

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

THAIS WAIDEMAN NIQUITO

ENSAIOS EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO

Porto Alegre

2015

THAIS WAIDEMAN NIQUITO

ENSAIOS EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO

Tese de Doutorado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como requisito parcial para obtenção do Título de Doutora em Economia, com ênfase em Economia Aplicada

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

Porto Alegre

2015

CIP - Catalogação na Publicação

Niquito, Thais Waideman
Ensaaios em desenvolvimento econômico / Thais
Waideman Niquito. -- 2015.
179 f.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal do Rio
Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2015.

1. Desenvolvimento Econômico. 2. Municípios. 3.
Instituições. 4. Setor Público. 5. Universidades
Federais. I. Portugal, Marcelo Savino, orient. II.
Título.

THAIS WAIDEMAN NIQUITO

ENSAIOS EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO

Tese de Doutorado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como requisito parcial para obtenção do Título de Doutora em Economia, com ênfase em Economia Aplicada

Aprovada em: Porto Alegre, 03 de julho de 2015.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal – Orientador
UFRGS

Prof. Dr. André Carraro
UFPEL

Prof. Dr. Hudson da Silva Torrent
UFRGS

Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto
PUC-RS

AGRADECIMENTOS

A realização de um doutorado é um projeto de longo prazo, que mobiliza não somente a vida do doutorando, mas também a de diversas pessoas que cruzam seu caminho ao longo dessa trajetória. Nas linhas que seguem, tentarei agradecê-las, tendo consciência desde o início que não é possível expressar com exatidão em palavras a gratidão que sinto e me desculpando antecipadamente caso injustamente tenha deixado alguém fora desta lista.

Primeiramente, agradeço às duas pessoas que me guiaram ao longo da realização desta tese. Ao meu orientador, Professor Doutor Marcelo Savino Portugal, cuja parceria se estende desde a época do mestrado, agradeço por ter aceitado o desafio de me conduzir na realização deste trabalho. Seus conselhos, comentários e experiência acadêmica certamente elevaram a qualidade do estudo. Desde que cheguei a Porto Alegre o senhor tem sido meu modelo profissional, tendo me ensinado não somente teoria econômica, mas também, através do exemplo, o que é ser um economista, nosso papel e responsabilidade frente à sociedade.

Ao amigo Professor Doutor Felipe Garcia Ribeiro agradeço por ter aceitado ser meu coorientador neste estudo. Não formalmente, por uma questão de prazo institucional, mas na prática. Obrigada pela dedicação, pelas ideias, pelo encorajamento e por ter enriquecido este trabalho com sua experiência. Obrigada pelas ligações atendidas – principalmente por aquelas das noites de sábado – e pelas várias horas gastas discutindo este estudo comigo. Prometo que daqui em diante só discuto questões profissionais contigo em horário comercial!

Sem os dois, este trabalho jamais teria se concretizado. Quaisquer erros remanescentes são de minha inteira responsabilidade.

Ao meu amor, José Américo Rocha Júnior, agradeço ter dividido este projeto comigo, me incentivado e me apoiado incondicionalmente ao longo de todo o processo. Por ter ficado acordado por várias noites junto comigo, só pelo apoio moral, e por ter organizado minha vida nos últimos anos, para que eu tivesse mais tempo para me dedicar aos estudos. Sem você, tudo teria sido mais difícil.

Agradeço à minha irmã, Nathália Waideman Moura, à minha mãe, Waldenice Waideman Niquito, à minha avó, Aparecida Waideman Pires, e à minha tia, Marlene Niquito, que mesmo distantes fisicamente, estão sempre me apoiando e torcendo por mim.

Agradeço ao meu ex-chefe, Igor Morais, por ter me incentivado a dar este importante passo na minha trajetória profissional. Aos amigos e colegas de profissão Gabriel Torres, Oscar Frank Júnior, Ricardo Nogueira e Vanessa Sulzbach, com quem tenho e tive a honra de trabalhar. Aos dois primeiros, agradecimentos especiais por terem lido este trabalho e

contribuído para melhorá-lo. Vocês são demais! Agradeço ao meu chefe atual, André Nunes, que dividiu as ânsias da vida de um doutorando comigo.

Às minhas amigas Aline Mariano, Marília Gabriela e Nádia Sandim, agradeço por caminharem comigo ao longo da vida, sendo as pessoas com eu dividi e divido muitos dos meus melhores momentos.

Agradeço a todo o corpo docente do PPGE/UFRGS, por compartilharem seus conhecimentos em economia através das disciplinas ministradas e destaco os professores Fabrício Tourucôo, Flávio Comim, Flávio Tosi Feijó, Flávio Zilgelmann, Giácomo Balbinotto Neto, Ronald Otto Hillbrecht, Sabino da Silva Porto Júnior e Stefano Florissi. Agradeço também às funcionárias da secretaria do PPGE, Iara Cleci Machado, Raquel Walloni Klaudat, Maria Delourdes da Fonseca e Cláudia da Silva Gomes, por sempre terem atendido prontamente todas as minhas solicitações.

Agradeço, por fim, aos colegas de doutorado que passaram por esta jornada comigo, em especial Júlio César Araújo da Silva Junior, Gabrielito Rauter Menezes, Marcos Vinício Wink Júnior, Marcelo Griebeler, Rodrigo Nobre Fernandez, Fernando A. Boeira, Sabino da Silva, Jefferson Augusto Colombo e Hudson Chaves Costa. Foi um privilégio dividir este caminho com vocês!

A todos, muito obrigada!

RESUMO

Esta tese é composta por três ensaios em desenvolvimento econômico. O primeiro deles investiga as causas das desigualdades regionais existentes ao longo do território nacional através da análise dos impactos que o capital humano e as instituições exercem sobre os diferenciais observados nos níveis de renda domiciliar *per capita* média entre os municípios brasileiros. Tendo em vista a endogeneidade existente entre as variáveis explicativas e a variável explicada, foram empregados instrumentos para o capital humano e para as instituições. O capital humano foi tratado tanto de forma quantitativa quanto qualitativa, sendo instrumentalizado através da razão entre o número de professores no ensino fundamental e de pessoas entre seis e quinze anos no primeiro caso e através da razão entre o número de matrículas no ensino fundamental e de pessoas entre seis e quinze anos no segundo caso. A qualidade institucional, por sua vez, foi instrumentalizada através da proporção de pretos e pardos na população em 1872. Os resultados indicam que o retorno da qualidade institucional sobre a renda dos municípios é maior do que o observado para o capital humano, estando próximo aos resultados obtidos por Acemoglu, Gallego e Robinson (2014). Estas evidências são estáveis às diversas especificações e testes de robustez. Já o segundo ensaio investigou os efeitos da participação do setor público no emprego sobre o mercado de trabalho dos municípios brasileiros, o que foi feito a partir da avaliação de seu impacto sobre a duração da jornada de trabalho contratual semanal, a rotatividade da mão de obra, o grau de empreendedorismo da população, o nível de qualificação dos trabalhadores, a produtividade e a capacidade inovadora das localidades. As estratégias empíricas empregadas foram a estimação de um modelo com dados em painel e efeitos fixos e a estimação de um modelo com dados em corte transversal e variáveis instrumentais. No segundo caso, os instrumentos empregados para a participação do setor público no mercado de trabalho foram o fato de os municípios terem pertencido aos grandes ciclos coloniais (cana e/ou ouro), ou se localizarem próximo àqueles que pertenceram. As evidências empíricas indicam que o tamanho do mercado de trabalho do setor público tem impacto negativo sobre as jornadas de trabalho contratuais semanais, sobre a capacidade de o município desenvolver inovações e sobre a produtividade do trabalho. Por outro lado, o impacto sobre a rotatividade da mão de obra é positivo. Os resultados não foram robustos para a investigação dos impactos sobre o nível de qualificação dos trabalhadores e a capacidade empreendedora do município. Por fim, o terceiro ensaio investigou o impacto que a criação das novas universidades federais, ocorrida durante a década passada e focada em municípios situados no interior do País, teve sobre a renda *per*

capita das economias locais. O estudo desenvolvido por Vinhais (2013) trata dessa questão a partir da estimação de um modelo de Diferenças-em-Diferenças com Pareamento por Escore de Propensão, através do qual encontra um efeito positivo de 3,3%. Entretanto, tal estratégia não leva em consideração os potenciais efeitos que a criação de um novo campus de uma universidade federal em um determinado município tem sobre as localidades que deste se avizinham. Com vistas a acomodar uma possível situação de equilíbrio geral, o terceiro ensaio aborda esta problemática a partir de um modelo de Diferenças-em-Diferenças com variável de tratamento contínuo. Neste, a variável de tratamento, ao invés de assumir caráter binário, é construída a partir de uma função que seja capaz de capturar os efeitos de transbordamento que a criação de novos campi em um determinado município possa ter tido sobre os municípios vizinhos. Com base nesta estratégia empírica, o impacto estimado foi de 4,52%, maior, portanto, do que o obtido na estimativa de Vinhais (2013). O estudo também mostrou que municípios de menor porte tendem a ser mais afetados pela criação de um novo campus (impacto de 5,6%). Por fim, foram realizados dois testes de falsificação, a partir dos quais se observou que os resultados aqui encontrados são robustos.

Palavras-Chave:Desenvolvimento Econômico. Municípios. Instituições. Capital Humano. Setor Público.Universidades Federais. Variáveis Instrumentais. Efeitos Fixos. Diferenças-em-Diferenças com tratamento contínuo.

ABSTRACT

The present thesis is a collection of three essays in economic development. The first essay investigates the causes of regional inequalities by analyzing human capital and institutions impacts over differences in the mean of *per capita* household income among Brazilian municipalities. Human capital and institutions required the use of instruments, due to its endogeneity with the explained variable. Human capital was treated both quantitatively and qualitatively; the former was instrumentalized by the ratio of the number of basic educational level's teachers and the number of people between six and fifteen years old enrolled at that level, and latter one by the ratio of the number of enrollments at basic educational level's and the number of people between six and fifteen years old. For the institutional quality the instrument employed was the participation of blacks and "*pardos*" (individuals decendent of caucasian, african and indian ethinies) in population at the year 1872. Results showed that the return of institutional quality on the municipalities' income is higher than the return observed for human capital, in close comparison to the results found in Acemoglu, Gallego and Robinson (2014). Evidences are stable to different model specifications and robustness tests. The second essay investigated the effects of the size of public sector at the Labor Markets of Brazilian municipalities. The impact of public sector was measured over the duration of weekly work hours contracts, labor turn-over, the number of people working at small businesses, labor qualification level, productivity and municipalities' capacity to generate innovations. The essay shows the estimation of two models in order to empirically evaluate those impacts: one with panel data and fixed effects, and another with cross-section data and instrumental variables. In the latter model, the instruments to assess the participation of public sector in Labor Market were whether the municipality was part of the great colonial economic cycles in Brazil (sugarcane and gold), or was close to a municipality that was part of those cycles. Empirical evidence suggested that the size of public sector affects negatively the duration of weekly work hours contracts, municipality's capacity to generate innovations and labor productivity. On the other hand, the impact on labor turn-over is positive. The results, however, were not robust regarding impacts over labor qualification level and the number of people working at small businesses. Finally, the third essay investigated the impacts of the opening of new federal government universities in Brazilian countryside municipalities over the *per capita* income of these local economies during the last decade. Vinhas (2013) estimates a model based on Differences-in-Differences method with Matching by Propensity Score to address this problem, and found a positive effect of 3,3%. However, such a strategy

did not take into account potential effects of a new campus across neighboring municipalities. Therefore, to capture possible General Equilibrium effects, this third essay uses a Differences-in-Differences method with a continuous treatment variable. This variable is built from a function able to capture spillover effects of new campus in neighboring municipalities, instead of assuming a binary form. This empirical strategy resulted in an estimated positive effect of 4,52%, higher than the one found in Vinhais (2013). Results also showed that small municipalities might suffer higher effects with the creation of a new campus (a positive effect of 5,6%). Over more, the essay presents two falsification tests, both attesting the robustness of the results.

Keywords: Economic Development. Municipalities. Institutions. Human Capital. Public Sector. Federal Government Universities. Instrumental Variables Fixed Effects. Differences-in-Differences with continuous treatment.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	12
2	PRIMEIRO ENSAIO: CAPITAL HUMANO, QUALIDADE DAS INSTITUIÇÕES E O NÍVEL DE DESENVOLVIMENTO DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS	16
2.1	INTRODUÇÃO	16
2.2	EVOLUÇÃO RECENTE DA TEORIA ACERCA DO PAPEL DAS INSTITUIÇÕES E DO CAPITAL HUMANO PARA O DESENVOLVIMENTO E APLICAÇÕES AO BRASIL	21
2.3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	29
2.3.1	Bases de Dados e Estatísticas Descritivas	29
2.3.2	O Método de Variáveis Instrumentais	34
2.3.3	A Escolha dos Instrumentos	35
2.4	EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS	40
2.4.1	Regressões com Mínimos Quadrados Ordinários	41
2.4.2	Regressões com Variáveis Instrumentais	45
2.5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	62
	APÊNDICE 2.1 – Elaboração do Indicador de Qualidade Institucional Municipal (IQIM).....	66
	APÊNDICE 2.2 – Descrição Das Variáveis Utilizadas nos Modelos.....	67
	APÊNDICE 2.3 – Estimações em Mínimos Quadrados Ordinários com Capital Humano Quantitativo.....	69
	APÊNDICE 2.4 – Estimações em Mínimos Quadrados Ordinários com Capital Humano Qualitativo	71
	APÊNDICE 2.5 – Regressões de Primeiro Estágio para a Comparação entre Diferentes Métodos de Estimação	73
	APÊNDICE 2.6 – Resultados tendo em conta o PIB <i>per capita</i> dos municípios como variável de interesse.....	75
3	SEGUNDO ENSAIO: O IMPACTO DA PARTICIPAÇÃO DO SETOR PÚBLICO NO EMPREGO SOBRE O MERCADO DE TRABALHO DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS	82

3.1	INTRODUÇÃO	82
3.2	AS DIRETRIZES QUE GUIAM O EMPREGO PÚBLICO NO BRASIL E A TEORIA ECONÔMICA	87
3.3	CARACTERIZAÇÃO DO EMPREGO NO SETOR PÚBLICO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS.....	92
3.4	ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	94
3.4.1	Bases de Dados	95
3.4.2	Modelo com Dados em Painel e Efeitos Fixos	97
3.4.3	Modelo com Dados em Corte Transversal e Variáveis Instrumentais	98
3.5	EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS	101
3.5.1	Resultados do Modelo com Dados em Painel e Efeitos Fixos	101
3.5.2	Resultados do Modelo com Dados em Corte Transversal e Variáveis Instrumentais	109
3.6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	118
	APÊNDICE 3.1 – Descrição Das Variáveis	122
	APÊNDICE 3.2 – Estatísticas Descritivas para as Subamostras	124
	APÊNDICE 3.3 – Estimação em Painel – Efeito do Tamanho do Mercado de Trabalho do Setor Público sobre o Mercado de Trabalho Formal dos Municípios – Regressões com Controle	125
	APÊNDICE 3.4 – Teste de Validade dos Instrumentos	127
	APÊNDICE 3.5 – Estimação com Variáveis Instrumentais – <i>Cut-Off</i> de 100 km..	128
	APÊNDICE 3.6 – Estimação com Variáveis Instrumentais – <i>Cut-Off</i> de 150 km..	131
4	TERCEIRO ENSAIO: IMPACTO DA CRIAÇÃO DAS NOVAS UNIVERSIDADES FEDERAIS SOBRE AS ECONOMIAS LOCAIS.....	134
4.1	INTRODUÇÃO	134
4.2	O PROCESSO DE EXPANSÃO DAS UNIVERSIDADES FEDERAIS NO BRASIL ENTRE 2000 E 2010	138
4.3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	143
4.3.1	Bases de dados.....	144
4.3.2	Delimitação do Estudo.....	145
4.3.3	Modelo de Diferenças-em-Diferenças com Variável de Tratamento Contínua ..	146
4.4	EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS	150
4.4.1	Estatísticas Descritivas	150

4.4.2	Análise dos Resultados	151
4.5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	155
	APÊNDICE 4.1 – Universidades Federais Brasileiras	158
	APÊNDICE 4.2 – Número de Universidades Federais no Brasil, por Localização (capital e interior), Grandes Regiões e Unidades da Federação.....	160
	APÊNDICE 4.3 – Relação entre o número de pessoas de 18 a 24 anos de idade e a quantidade de vagas nas universidades federais.....	161
	APÊNDICE 4.4 – Descrição Das Variáveis	163
	APÊNDICE 4.5 – Municípios que Receberam Novos Campi de Universidade Federal	164
	APÊNDICE 4.6 – Efeito da Expansão de Campi Universitários Federais sobre a Renda <i>per capita</i> municipal entre os anos de 2000 e 2010 – <i>Cut-off's</i> alternativos ..	166
5	CONCLUSÃO	168
	REFERÊNCIAS.....	172

1 INTRODUÇÃO

Esta tese é composta por três ensaios na temática de desenvolvimento econômico, que investigam diferentes aspectos relacionados às economias dos municípios brasileiros. Entre os assuntos abordados, estão aqueles vinculados às desigualdades no nível de renda *per capita*, ao papel das instituições na formação econômica regional, ao mercado de trabalho e ao crescimento econômico advindo de políticas públicas específicas.

No primeiro ensaio é feita uma investigação a respeito das intensas desigualdades no nível de renda *per capita* observadas através do território nacional. Mais especificamente, é investigado o papel desempenhado pelo capital humano e pelas instituições na determinação desses diferenciais – tema que tem ganhado cada vez mais destaque na literatura internacional. O capital humano foi tratado tanto de maneira quantitativa quanto de maneira qualitativa, abordagem que representa uma contribuição à literatura nacional, uma vez que grande parte dos estudos que investiga o papel do capital humano na determinação do nível de renda o faz apenas a partir de indicadores quantitativos.

Dada a endogeneidade existente entre as variáveis explicativas e a explicada – e o potencial viés de uma estimação via mínimos quadrados ordinários –, as primeiras foram instrumentalizadas. O capital humano, quando tratado de maneira quantitativa, foi instrumentalizado pela oferta educacional. Foram eleitos dois instrumentos com tal finalidade: a razão entre o número de professores do ensino fundamental e o número de pessoas entre 6 e 15 anos de idade e a razão entre o número de matrículas no ensino fundamental e o número de pessoas entre 6 e 15 anos de idade. Por sua vez, quando o capital humano for tratado de maneira qualitativa, o mesmo foi instrumentalizado pela razão entre o número de matrículas e de professores nos ensinos fundamental e médio.

Seguindo os estudos desenvolvidos por Acemoglu, Johnson e Robinson (2001; 2002), Acemoglu e Robinson (2012) e Acemoglu, Gallego e Robinson (2014), a qualidade institucional foi instrumentalizada a partir de uma variável histórica: a proporção de pessoas pretas e pardas na população em 1872. A ideia geral desta estratégia reside na hipótese de que os aspectos vinculados à formação histórica das localidades tiveram forte influência sobre a constituição das instituições à época, cujas características persistiram ao longo dos anos. Em outras palavras, a hipótese central é de que a dinâmica da colonização/ocupação territorial via grandes latifúndios – que ocorreram nas regiões em que se observava maior concentração de escravos nas propriedades e, por conseguinte, uma maior proporção de pretos e pardos entre os habitantes dessas localidades ao final do século XIX – resultou na formação de instituições

locais que visavam o favorecimento de elites em detrimento do restante da população. Estas possuíam qualidade inferior àquelas desenvolvidas nas regiões cuja economia era pautada em pequenas propriedades de terra e trabalho assalariado.

O uso de tal estratégia também é considerado como contribuição à literatura, uma vez que os estudos que visam investigar o papel das instituições na determinação dos diferenciais de renda até então desenvolvidos para o Brasil, utilizaram como instrumento para esta variável as características geográficas locais, abordagem criticada na literatura sobre o tema (ACEMOGLU; ROBINSON, 2012).

No segundo ensaio, por sua vez, são investigadas questões relacionados ao mercado de trabalho dos municípios. Mais especificamente, é analisado como a participação do setor público no emprego de uma localidade afeta diversos aspectos de seu mercado de trabalho formal, tais como a duração da jornada de trabalho contratual semanal, a rotatividade da mão de obra, o empreendedorismo, o capital humano, o nível de produtividade e a capacidade de inovação.

A relevância dessa investigação reside na combinação da elevada participação do emprego público no mercado de trabalho e de suas características, que – ao não estarem relacionadas às práticas de mercado – podem gerar incentivos perversos, afetando a dinâmica do mercado de trabalho e, conseqüentemente, das economias locais. Enquanto no mercado de trabalho privado observa-se a concorrência entre os trabalhadores para a manutenção do emprego, obtenção de melhores posicionamentos e promoções, no setor público os trabalhadores contam com dispositivos como a estabilidade no emprego garantida constitucionalmente e, muitas vezes, observa-se a ausência de sistemas de avaliação de resultados e de progressão de carreira desenhados de forma eficiente e aplicados de maneira efetiva. Segundo a teoria econômica, enquanto a primeira estrutura tende estimular o aumento da eficiência dos indivíduos e a aumentar a produtividade, os incentivos gerados pela segunda estrutura caminham no sentido oposto, com potenciais efeitos sobre as economias locais.

Além disso, destaca-se que a nova configuração econômica e social brasileira intensifica a relevância de estudos voltados a entender os diversos fatores determinantes da produtividade da mão de obra. Grande parte do crescimento observado no País ao longo da última década esteve pautada na expansão do mercado de trabalho (BONELI; FONTES, 2013). Contudo, as mudanças da pirâmide etária brasileira – com crescimento cada vez menor da população jovem – e a intensa redução da taxa de desemprego – denotando uma redução da oferta de mão de obra disponível para o trabalho, são fortes sinalizadores de que, para que seja possível que a economia nacional continue crescendo, é necessário que se desenvolvam

mecanismos que impulsionem a produtividade. Neste sentido, analisar como a participação do setor público no emprego impacta sobre a dinâmica dos mercados de trabalho locais é fundamental para o direcionamento de políticas públicas.

É importante mencionar que este estudo também contribui para literatura ao abordar os efeitos do emprego público sobre a estrutura do mercado de trabalho de forma quantitativa, permitindo a verificação da necessidade de políticas voltadas a implantar diferentes práticas no serviço público ou melhorar aquelas já existentes, enquanto a maior parte dos estudos desenvolvidos no Brasil sobre o tema se restringem à perspectiva teórica, como são exemplos Marconi (1997), Fontes Filho (2004), Coelho (2004), Matias-Pereira (2010) e Benedicto et al. (2013) e Reis (2014).

A investigação foi conduzida a partir da utilização de duas estratégias empíricas. A primeira foi a estimação de um modelo com dados em painel e efeitos fixos, a partir dos quais acredita-se eliminar o possível problema causado por viés de variáveis omitidas nos estimadores, desde que as características não observadas dos municípios correlacionadas com o tamanho do mercado de trabalho do setor público sejam fixas ao longo do tempo. A segunda foi a estimação de um modelo com dados em corte transversal e variáveis instrumentais para três dos anos contemplados no painel (2000, 2006 e 2012), com o objetivo de checar a robustez dos resultados obtidos previamente.

Neste caso, os instrumentos escolhidos para o tamanho do mercado de trabalho do setor público foram duas variáveis históricas: o pertencimento dos municípios aos ciclos coloniais da cana e/ou do ouro. Naritomi, Soares e Assunção (2012) afirmam que uma das principais características dos municípios colonizados através do ciclo da cana era a sociedade oligárquica ali estabelecida, enquanto nos municípios fundados a partir do ciclo do ouro destacava-se entre suas características a elevada e ineficiente presença do Estado português. Assim, a escolha dos instrumentos aqui empregados segue a mesma lógica empregada no primeiro ensaio, qual seja: as características observadas na formação da estrutura econômica local arraigaram-se na sociedade, através da formação de suas instituições, e se perpetuado ao longo do tempo.

Por fim, o terceiro e último ensaio investiga se o processo de expansão das universidades federais – observado entre os anos de 2000 e 2010 – afetou as economias municipais brasileiras. Mais especificamente, é analisado o impacto desta política sobre a renda *per capita* dos municípios que receberam novos campi de universidades federais.

Vinhais (2013) fez esta investigação a partir do método de Diferenças-em-Diferenças com Pareamento por Escore de Propensão, e verificou um efeito positivo de 3,3% sobre a

média do logaritmo da renda *per capita* dos municípios em que os novos campi foram criados. Contudo, entende-se que a estratégia empírica adotada pelo autor, ao não levar em conta os efeitos que a política implantada pode ter sobre os municípios vizinhos, pode gerar os resultados viesados.

Assim, no terceiro ensaio, foi aplicado a este problema o método de Diferenças-em-Diferenças no qual a variável de tratamento não seja binária (tem campi novo ou não), mas sim construída a partir de uma função que seja capaz de acomodar uma possível situação de equilíbrio geral. Portanto, a estratégia empírica aqui empregada pode ser considerada como um refinamento daquela utilizada por Vinhais (2013).

Além disso, foram realizados dois testes de falsificação para o experimento, o que também pode ser considerado como outra evolução em relação ao trabalho desenvolvido por Vinhais (2013). O primeiro teste de falsificação é temporal, através do qual a estratégia empírica é aplicada a um período no qual não houve expansão dos campi de universidades federais (1991-2000). A ideia central é que, caso os resultados obtidos previamente sejam robustos, os coeficientes estimados neste teste não serão significativos. O segundo teste substitui a variável dependente (renda *per capita*) por outra que se acredita não ter relação com o processo de expansão das universidades federais (proporção de pessoas do gênero masculino na população com menos de um ano de idade). Novamente, é esperado que caso o resultado anterior seja robusto, o parâmetro de interesse estimado para explicar uma variável não determinada pela política aqui avaliada não terá significância estatística.

Cabe ressaltar que o estudo do impacto que novas universidades possam ter sobre as economias locais são observados na literatura desde a década de 1970, sendo que os métodos utilizados para tal foram se aprimorando ao longo dos anos. Até o estudo de Vinhais (2013), a principal estratégia para a investigação dos efeitos das universidades sobre as economias locais no Brasil era a utilização da matriz insumo-produto. Assim, abordagens por meio da utilização de métodos econométricos ainda não foram amplamente exploradas, de modo que o proposto no presente trabalho contribui para a ampliação do debate na literatura acerca deste tema.

2 PRIMEIRO ENSAIO: CAPITAL HUMANO, QUALIDADE DAS INSTITUIÇÕES E O NÍVEL DE DESENVOLVIMENTO DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

2.1 Introdução

Apesar de o Brasil ser a sétima maior economia mundial e ser classificado como um país de alto desenvolvimento humano pela Organização das Nações Unidas, apresenta profundas desigualdades sociais e econômicas. Entender as causas das desigualdades regionais é um importante passo na construção de políticas voltadas a dirimi-las e será o foco do presente estudo.

Este tema tem sido amplamente investigado na literatura nacional e internacional ao longo das últimas décadas. Mais recentemente, os papéis desempenhados pelo capital humano e, principalmente, pelas instituições como fatores determinantes dos diferentes níveis de desenvolvimento observados entre os países e regiões têm ganhado destaque. De modo geral, os estudos têm argumentado que a formação histórica das relações econômicas e sociais tiveram impactos sobre a qualidade das instituições implantadas no momento da instauração das sociedades modernas. Ademais, a persistência dessas características institucionais ao longo dos anos afetou o padrão de crescimento e desenvolvimento destas localidades (ACEMOGLU; JOHNSON; ROBINSON, 2001; 2002; ACEMOGLU; ROBINSON, 2012; ACEMOGLU; GALLEGU; ROBINSON, 2014). Tendo como base essa literatura, o objetivo do presente estudo é analisar empiricamente os efeitos do capital humano e das instituições sobre os diferenciais observados nos níveis de renda domiciliar *per capita* média entre os municípios brasileiros.

É plausível supor que tanto a relação do capital humano quanto a relação da qualidade das instituições de uma localidade com o seu nível de renda *per capita* contenham problemas de endogeneidade. No que tange ao capital humano, espera-se que quanto maior a renda de uma dada localidade, maiores são os recursos disponíveis para ampliação do capital humano e que, na medida em que este aumente, também seja expandida a produtividade, aumentando, conseqüentemente, a renda.

Já no caso das instituições, espera-se que uma sociedade que possua melhores instituições, com garantias do direito de propriedade, menores distorções decorrentes da implantação de políticas públicas, entre outros, consiga fazer uso mais eficiente dos recursos disponíveis, aumentando, portanto, a geração de renda. Por sua vez, em uma sociedade em

que a renda é maior, as pessoas tendem a ser mais esclarecidas e a demandar melhores instituições, de modo a garantir seus direitos adquiridos.

Este último ponto configura não apenas um problema de endogeneidade entre a qualidade das instituições e a renda, mas também indica uma potencial relação entre a primeira e o capital humano. Caso estas percepções sejam verdadeiras, a estimação via mínimos quadrados ordinários tenderá a subestimar os efeitos das instituições sobre a renda e a superestimar os efeitos do capital humano sobre a mesma (ACEMOGLU; GALLEGO; ROBINSON, 2014).

Assim, tendo como inspiração o estudo de Acemoglu, Gallego e Robinson (2014), o presente trabalho apresenta os resultados das estimações via mínimos quadrados ordinários para o problema em questão, mas, entendendo que esta não é a forma adequada de tratá-lo, adota também a estratégia de estimação via utilização de variáveis instrumentais para a qualidade das instituições e para o capital humano, com a estimação sendo realizada através do método de mínimos quadrados em dois estágios. Conforme mencionado pelo autor, esta abordagem tende a reduzir os potenciais vieses causados pelas características acima citada das variáveis.

O capital humano será tratado tanto de forma quantitativa quanto qualitativa. Considerou-se esta última abordagem relevante devido tanto à evolução da literatura referente ao tema (HANUSHEK; WOESSMANN, 2008, 2011a, 2011b, 2012) quanto ao surgimento de indicadores que permitem captar o grau de aproveitamento dos alunos em relação aos conteúdos aos quais são expostos, permitindo que a mensuração da qualidade do mesmo se tornasse possível.

Quando o capital humano for tratado a partir da abordagem quantitativa – e aproximado pelos anos médios de estudo das pessoas com 25 anos de idade ou mais –, será instrumentalizado pela oferta educacional. Foram eleitos dois instrumentos com tal finalidade: a razão entre o número de professores do ensino fundamental e o número de pessoas entre 6 e 15 anos de idade e a razão entre o número de matrículas no ensino fundamental e o número de pessoas entre 6 e 15 anos de idade. Por outro lado, quando o capital humano for tratado a partir da abordagem qualitativa – cuja *proxy* adotada foi nota média obtida na prova objetiva do Exame Nacional do Ensino Médio –, o instrumento escolhido foi a razão entre o número de matrículas e de professores nos ensinos fundamental e médio.

A qualidade das instituições das localidades, por sua vez, foi aproximada através do Índice de Qualidade Institucional Municipal, calculado pelo Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. O instrumento escolhido para esta variável foi a proporção de pessoas

pretas e pardas na população em 1872. Conforme será explicado mais adiante, este instrumento visa captar se a forma de colonização e/ou ocupação dos territórios influenciou na concepção das instituições vigentes à época, com impactos sobre as instituições vigentes atualmente e, conseqüentemente, sobre o nível de renda dos municípios.

Desta forma, no presente trabalho são estimados três modelos. Em todos eles, a medida para qualidade das instituições e o seu instrumento serão os mesmos. O diferencial reside, portanto, nas medidas empregadas para capital humano (quantitativo ou qualitativo) e nos instrumentos adotados para as mesmas. A síntese dos modelos estimados neste estudo pode ser visualizada no quadro 2.1.

Quadro 2.1 – Síntese dos Modelos Estimados

Modelos	Medida para Capital Humano	Instrumento para Capital Humano	Medida para Qualidade Institucional	Instrumento para Qualidade Institucional
Modelo I	Quantitativa (anos médios de estudo da população com 25 anos de idade ou mais)	Razão entre o número de professores do ensino fundamental e o número de pessoas entre 6 e 15 anos de idade	Índice de Qualidade Institucional Municipal	Proporção de pessoas pretas e pardas na população em 1872
Modelo II	Quantitativa (anos médios de estudo da população com 25 anos de idade ou mais)	Razão entre o número de matrículas no ensino fundamental e o número de pessoas entre 6 e 15 anos de idade	Índice de Qualidade Institucional Municipal	Proporção de pessoas pretas e pardas na população em 1872
Modelo III	Qualitativa (nota média municipal obtida na prova objetiva do Exame Nacional do Ensino Médio)	Razão entre o número de matrículas e de professores nos ensinos fundamental e médio	Índice de Qualidade Institucional Municipal	Proporção de pessoas pretas e pardas na população em 1872

Fonte: Elaboração dos autores.

Recentemente, diversos estudos empíricos realizados para o Brasil têm voltado sua atenção para os determinantes da qualidade institucional e sua relação com o desempenho econômico regional, como são exemplos Menezes-Filho et al. (2006), Naritomi, Soares e Assunção (2012) e Mattos, Innocentinni e Benelli (2012). Pela semelhança com o aqui proposto, destaca-se o trabalho desenvolvido por Nakabashi, Pereira e Sachsida (2013), cujo objetivo consistiu em analisar o impacto da qualidade das instituições sobre o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* dos municípios brasileiros. Contudo, embora os autores tenham considerado o capital humano como um dos determinantes da renda, os mesmos não instrumentalizaram essa variável – não discutindo o fato de esta apresentar potenciais problemas de endogeneidade.

Ademais, para a qualidade das instituições, os autores acima utilizaram como instrumentos variáveis geográficas, quais sejam: latitude, temperatura média anual e média de

chuvas anual. Conforme destacado por Acemoglu e Robinson (2012), embora muitos estudiosos tenham atribuído a pobreza e a riqueza das nações a tais características, uma vez que parece haver uma concentração dos países mais pobres na região compreendida entre os trópicos de câncer e capricórnio, variáveis geográficas não são bons instrumentos, uma vez que, segundo estes autores, não há qualquer conexão dessas com o desempenho econômico dos países, nem mesmo indireta – ou seja, através das instituições.

Em seu argumento, usaram exemplos em que características geográficas semelhantes não foram suficientes para produzir os mesmos resultados econômicos, como foi o caso da Alemanha Oriental e da Alemanha Ocidental no período posterior à segunda guerra mundial e como é o caso da Coreia do Norte e da Coreia do Sul nos tempos atuais. Também enfatizaram o fato de que no período anterior à colonização das Américas os impérios mais prósperos (Incas e Maias) estavam situados justamente nas áreas em que atualmente se encontram as regiões mais pobres. Acemoglu e Robinson (2012) acreditam que os processos de colonização adotados têm muito mais peso sobre a determinação da qualidade das instituições – e, conseqüentemente, sobre as diferenças de renda nos dias correntes – do que as características geográficas.

Barros, Nakabashi e Sampaio (2013), por sua vez, investigaram os impactos das instituições e do capital humano sobre o estoque de capital físico dos municípios brasileiros. Além de possuir outra variável de interesse que não a renda domiciliar *per capita* – foco deste estudo – cabe ressaltar que, embora os autores tenham instrumentalizado ambas as variáveis, os instrumentos utilizados foram semelhantes àqueles empregados em Nakabashi, Pereira e Sachsida (2013), apresentando, portanto, os mesmos problemas descritos anteriormente.

É importante ressaltar também que a variável de interesse do presente trabalho (renda domiciliar *per capita*), além de se diferenciar marcadamente da empregada no estudo de Barros, Nakabashi e Sampaio (2013) (estoque de capital físico), é entendida como mais adequada para a investigação dos diferenciais de desenvolvimento observados em nível municipal do que a utilizada por Nakabashi, Pereira e Sachsida (2013) (PIB *per capita*). Isso porque o PIB *per capita* mensura apenas o que é produzido dentro dos limites geográficos municipais, não representando da forma mais acurada a renda que de fato permanece no município e se traduz em maior bem estar à população¹.

¹A escolha da variável de interesse do presente trabalho teve inspiração nas mudanças metodológicas ocorridas em 2010 no cálculo do Índice de Desenvolvimento Humano. Na dimensão da renda, o Produto Interno Bruto *per capita* foi substituído pela Renda Nacional Bruta *per capita*. A justificativa de tal mudança esteve centrada no crescente nível de globalização, que faz com que haja uma diferença significativa entre estas duas variáveis. Assim, em termos de acessibilidade a um conjunto maior de bens, que proporciona um melhor

Desta forma, o presente estudo traz contribuições para a literatura a respeito do papel das instituições e do capital humano na determinação dos diferenciais regionais observados no Brasil, uma vez que propõe o uso de variáveis instrumentais mais alinhadas com as adotadas na literatura internacional. Algumas características geográficas dos municípios serão utilizadas não como instrumentos, mas sim como controles nas regressões, de modo a minimizar o impacto que os mesmos possam ter tido sobre os processos de colonização/ocupação e, portanto, sobre a formação das instituições. Além disso, também trata a questão do nível de desenvolvimento de maneira mais apropriada, por analisar como variável de interesse não o PIB *per capita* dos municípios, mas sim a renda domiciliar *per capita* dos mesmos.

Este artigo contém mais quatro seções além desta introdução. A seção 2.2 traz o referencial teórico relativo ao papel das instituições na determinação do desenvolvimento de longo prazo, bem como apresenta a literatura nacional sobre o tema. Nesta seção também é abordado o papel de destaque que tem sido dado para indicadores de capital humano que visem captar não somente a quantidade deste, mas também sua qualidade. Por fim, é salientada a temática das diferenças na qualidade das instituições dentro de um mesmo ambiente nacional, no qual há consonância das macroinstituições. Na seção 2.3, é exibida a estratégia empírica empregada neste estudo. A mesma traz as bases de dados utilizadas, apresenta o modelo de variáveis instrumentais e justifica detalhadamente a escolha dos instrumentos. Na seção 2.4, são apresentados os resultados das regressões de mínimos quadrados ordinários e de mínimos quadrados em dois estágios. Por fim, a seção 2.5 traz as considerações finais.

Em geral, os resultados obtidos mostram que quando as estimações são realizadas via mínimos quadrados ordinários, os retornos do capital humano sobre a renda são bastante elevados, descolando-se consideravelmente do esperado a partir da abordagem microeconômica. Por outro lado, quando as variáveis explicativas são tratadas como endógenas e são apropriadamente instrumentalizadas, os retornos da qualidade das instituições sobre a renda aumentam e permanecem robustos, enquanto aqueles advindos do

padrão de vida, o uso da Renda Nacional Bruta *per capita* parece, de fato, ser mais adequado, visto que representa a quantidade de recursos que fica disponível à população. Considerando-se que existe troca entre municípios e tendo em vista que a Renda Nacional Bruta não é calculada em nível municipal, sua melhor *proxy* é a renda domiciliar *per capita*, usada no presente estudo como variável de interesse e também empregada no cálculo do Índice de Desenvolvimento Humano dos municípios brasileiros. De todo modo, todas as estimações apresentadas neste trabalho tendo como variável de interesse a renda domiciliar *per capita* média em 2010 também foram produzidas tendo-se como variável de interesse o PIB *per capita* municipal de 2010. Esses resultados podem ser observados no Apêndice 2.6.

capital humano diminuem consideravelmente, tornando-se inclusive estatisticamente insignificantes dependendo dos controles geográficos utilizados.

2.2 Evolução recente da teoria acerca do papel das instituições e do capital humano para o desenvolvimento e aplicações ao Brasil

Existem duas principais abordagens teóricas que visam explicar os diferentes padrões de crescimento e desenvolvimento econômico prevalentes através dos países e regiões ao redor do mundo. Uma delas enfatiza o papel das instituições neste contexto, partindo da premissa de que um melhor ambiente institucional é o elemento essencial para dinamizar investimentos em capital físico e humano, sendo, portanto, a força motriz para o maior nível de renda *per capita* observado nos países desenvolvidos. A outra, por sua vez, afirma que a melhora institucional é resultado do aumento nos níveis de capital físico e humano, e não sua causa. De acordo com essa vertente, ao passo que a população se torna mais esclarecida e experimenta um padrão de vida mais elevado, a mesma passa a demandar uma melhora do ambiente institucional, de modo a garantir suas conquistas (GLAESER ET AL. 2004).

Acemoglu, Johnson e Robinson (2001) argumentaram a favor da primeira abordagem, afirmando que países que possuem melhores instituições tendem a realizar maiores investimentos em capital físico e humano – dados os incentivos gerados através da garantia do direito de propriedade, as menores distorções decorrentes da implantação de políticas públicas, entre outros fatores. Além disso, é esperado que nas nações em que uma maior qualidade institucional é observada, o uso desses recursos seja mais eficiente. Assim, os mesmos tendem a alcançar níveis de renda mais elevados.

Para averiguar as causas dos diferentes níveis de renda entre os países, os autores estimaram uma regressão simples, tendo como variável dependente a renda *per capita* e como variável independente o grau de proteção contra expropriação, sendo essa considerada uma medida da qualidade institucional nacional. Seus resultados mostraram uma forte correlação entre ambas as variáveis.

Contudo, o exercício realizado pode conter uma série de fragilidades. Uma delas é a existência de causalidade reversa, uma vez que nações mais ricas podem financiar melhores instituições. Outro problema potencial é a omissão de importantes determinantes dos diferentes níveis de renda entre os países, os quais podem estar correlacionados com a qualidade das instituições.

Para resolver os potenciais problemas de estimação e dar robustez aos seus resultados, Acemoglu, Johnson e Robinson (2001) recorreram a uma fonte de variação exógena nas instituições, que possa ser utilizada como variável instrumental no processo de estimação. Para tal, ele utiliza a taxa de mortalidade dos soldados, bispos e marinheiros, na época da colonização, naqueles países que foram colonizados por nações europeias.

A escolha deste instrumento esteve pautada em três hipóteses fundamentais:

- a) existiram diferentes tipos de colonização, sendo que, em algumas localidades, a ênfase do processo estava principalmente na extração de recursos naturais, enquanto que, em outras, os colonizadores se estabeleceram nas colônias, tentando replicar ali as instituições europeias;
- b) a escolha do tipo de colonização a ser implantada dependia fortemente da viabilidade para o estabelecimento permanente dos colonizadores, de modo que a colônia apresentar uma baixa taxa de mortalidade em decorrência de doenças como malária e febre amarela para os novos habitantes era um ponto favorável; e
- c) a qualidade das instituições determinada pelo tipo de colonização persistiu após a independência dos países.

Em resumo, a hipótese de Acemoglu, Johnson e Robinson (2001) é que a taxa de mortalidade afetou o estabelecimento dos colonizadores, que por sua vez influenciou as instituições constituídas no surgimento dos países e que as características institucionais persistiram ao longo do tempo, afetando as instituições correntes. Os autores mostraram que há forte correlação negativa entre o PIB *per capita* corrente e taxa de mortalidade dos europeus nas colônias. Sua hipótese básica é que essa relação se dá de forma indireta, através das instituições.

Os resultados da estimação em dois estágios confirmaram a alta correlação entre a qualidade institucional e o nível de renda *per capita* dos países. Os autores ainda destacaram que a estimação permanece robusta mesmo após a inserção de diversos controles, como latitude, clima, religião, recursos naturais, entre outros.

Em um trabalho desenvolvido posteriormente, Acemoglu, Johnson e Robinson (2002) analisaram o fato de que, entre os países colonizados pelos europeus, houve uma reversão entre as localidades ricas e pobres ao longo dos últimos 500 anos. A título de ilustração, mencionam os casos dos Estados Unidos, Canadá, Nova Zelândia e Austrália, que hoje são

relativamente mais prósperos na comparação com as regiões que abrigaram os impérios Mughal, Asteca e Inca, por exemplo.

De fato, os autores mostraram que existe uma correlação negativa entre a prosperidade econômica em 1500 – cujas *proxies* foram a taxa de urbanização e da densidade demográfica indígena – e a renda *per capita* atual. Em uma lógica similar à apresentada no estudo anterior, Acemoglu, Johnson e Robinson (2002) atribuíram este padrão observado às instituições implantadas na época da colonização. A diferença entre os dois estudos é que neste a ênfase está na influência da densidade populacional e da prosperidade sobre as políticas perseguidas pelos europeus, ao passo que o foco do anterior era estimar o efeito causal das instituições sobre o desempenho econômico dos países.

O argumento central apresentado pelos autores é que, nas localidades que eram pobres, a densidade demográfica indígena era baixa, o que permitiu aos europeus uma ocupação ampla das terras, desenvolvendo nessas regiões, ao longo do processo, instituições que visavam encorajar investimentos. Nas regiões que eram prósperas, por outro lado, era mais rentável implantar instituições que visavam a extração, uma vez que a população (mais densa) poderia ser escravizada, ou os impostos já existentes poderiam ser apropriados. Assim, de acordo com os autores, o processo de colonização causou uma “reversão das instituições”, piorando aquelas que eram boas – presentes nos locais mais prósperos – e melhorando aquelas que eram ruins – presentes nos locais mais pobres.

Acemoglu, Johnson e Robinson (2002) mostraram que a reversão no padrão de riqueza relativa entre os países colonizados ocorreu entre o final do século XVIII e o início do século XIX, associando-a, portanto, ao processo de industrialização. Os autores encontraram evidências de que a interação entre a qualidade institucional e a propensão à industrialização – que requer a garantia de direitos privados, por exemplo – desempenhou um papel central no desenvolvimento de longo prazo desses países.

Glaeser et al. (2004) criticaram diversos pontos dos trabalhos supracitados. Um destes se refere ao fato de que as medidas utilizadas na literatura econômica para mensurar a qualidade institucional – em geral o grau de proteção contra expropriação, a eficácia do governo e as restrições institucionalizadas sobre o processo de tomada de decisão do executivo – apresentam graves falhas. As duas primeiras não avaliam acuradamente as regras constitucionais dos países – o que, de acordo com North (1981) seria a definição de

instituições² – mas sim os resultados das práticas adotadas pelos seus governos. Seu principal ponto é que estas variáveis não diferenciam os governos eleitos democraticamente – que não têm outra opção além de cumprir as regras previamente estabelecidas pelos seus países – daqueles ditatoriais que escolhem livremente respeitar regras bem aceitas pelo mercado – como o direito de propriedade, por exemplo.

Já com relação à terceira medida, as restrições ao executivo, os autores argumentaram que sua construção acaba por refletir mais a consistência dos processos eleitorais observados do que a qualidade institucional dos países. Assim, as três variáveis acabam por ser bastante voláteis, além de poderem apresentar problema de causalidade reversa quando relacionadas ao crescimento econômico, ponto para o qual Acemoglu, Johnson e Robinson (2001) já haviam chamado a atenção, conforme mencionado anteriormente.

Entendendo a necessidade de mensurar a qualidade institucional, após extensa análise dessas diferentes variáveis, Glaeser et al. (2004) chegaram à conclusão que, apesar de ainda ser uma medida imperfeita, as restrições ao poder executivo são as que mais se aproximam da real definição de instituições.

Contudo, sua crítica fundamental aos trabalhos de Acemoglu, Johnson e Robinson (2001; 2002) vai além da medida utilizada por estes para mensurar a qualidade institucional, concentrando-se principalmente nos instrumentos empregados pelos mesmos na tentativa de solucionar os problemas de estimação.

Como já visto, os instrumentos utilizados foram a taxa de mortalidade dos soldados, bispos e marinheiros e a densidade populacional indígena na época da colonização naqueles países que foram colonizados por nações europeias. O argumento de Glaeser et al. (2004) é que não é claro o que exatamente os europeus que se estabeleceram nas colônias trouxeram de fato para as mesmas. Enquanto os trabalhos de Acemoglu, Johnson e Robinson (2001; 2002) mostraram que foram as características institucionais observadas na Europa, Glaeser et al. (2004) afirmaram que é bastante plausível que o elemento mais importante trazido pelos colonizadores foi seu próprio capital humano. O simples fato de que os instrumentos possam estar correlacionados com outra variável que tenha efeitos sobre o crescimento, além das instituições, já seria suficiente para torná-los inválidos empiricamente.

Tomando as restrições ao poder executivo como medida para qualidade institucional e os anos de escolaridade como medida para capital humano, os autores mostraram que os

² Mais especificamente, North (1981) define instituições como: “*a set of rules, compliance procedures, and moral and ethical behavioral norms designed to constrain the behavior of individuals in the interests of maximizing the wealth or utility of principals*”.

instrumentos possuem maior correlação com o segundo. Além disso, em uma regressão em dois estágios, encontraram em seus resultados que, enquanto que no primeiro estágio os instrumentos são importantes tanto para a qualidade institucional quanto para o capital humano, no segundo estágio apenas o último se mostra relevante como determinante dos níveis recentes de renda *per capita* dos países.

Assim, uma vez que, de acordo com os resultados encontrados, apenas o capital humano se mostrou um bom preditor para o crescimento econômico, no contexto do debate entre aqueles que acreditam que um bom ambiente institucional gera incentivo a maiores investimentos em capital físico e humano – sendo o crescimento econômico gerado como consequência – e aqueles que afirmam que são altos níveis de capital humano e renda que geram demanda por melhores instituições, observa-se que o estudo de Glaeser et al. (2004) endossa os argumentos do segundo grupo teórico.

Em um estudo realizado mais recentemente, Acemoglu, Gallego e Robinson (2014) deram resposta aos principais pontos atacados por Glaeser et al. (2004). Primeiramente, mostraram evidências históricas de que os colonizadores levaram mais capital humano às colônias nas quais eram desenvolviam atividades extrativas do que naquelas em que os europeus se estabeleceram. Assim, os autores afirmaram que, apesar de ser plausível que o elemento trazido pelos colonizadores foi seu próprio capital humano, este argumento não encontra suporte nos registros históricos existentes.

Além disso, e principalmente, Acemoglu, Gallego e Robinson (2014) inseriram o capital humano (mensurado através dos anos de escolaridade) em suas estimativas anteriores. Também alteram a medida para a qualidade institucional, passando a utilizar o índice de Estado de Direito³. Os autores chegaram à conclusão de que, com uma melhor estratégia empírica, as instituições continuam desempenhando um importante papel para o desenvolvimento econômico.

Acemoglu, Gallego e Robinson (2014) alegaram que a utilização do capital humano como controle, na forma trazida por Glaeser et al. (2004), não é adequada. Isso porque o mesmo pode ser um canal através do qual os efeitos da qualidade institucional podem agir. Além disso, é provável que haja problemas de endogeneidade e de causalidade reversa na relação entre capital humano e desenvolvimento econômico.

Assim, da mesma forma que instrumentalizaram as instituições – utilizando as mesmas variáveis dos trabalhos anteriores (taxa de mortalidade dos colonizadores e a densidade

³ Rule of Law Index (Worldwide Governance Indicators), construído pelo Banco Mundial.

populacional indígena das colônias) –, Acemoglu, Gallego e Robinson (2014) também o fizeram com o capital humano. Os instrumentos escolhidos para este último foram as missões protestantes do começo do século XX e a taxa de inscrição no ensino primário em 1870.

Como já mencionado, a partir dessa abordagem, chegaram à conclusão de que os efeitos do capital humano sobre o desenvolvimento de longo prazo estão em linha com o apontado pelas estimativas das equações mincerianas de retornos individuais da educação (entre 6% e 10%), resultado que ganha respaldo pela falta de evidências empíricas de externalidades positivas da educação⁴. Cabe ressaltar ainda que, dependendo das variáveis de controle utilizadas, o capital humano não ficou significativamente diferente de zero. O efeito das instituições, por outro lado, permaneceu robusto e significativo.

Os autores ainda fizeram uma análise dos efeitos do capital humano para o desenvolvimento econômico de longo prazo em nível regional, utilizando dados de 670 regiões de 48 países. Encontraram que, assim como no caso dos países, uma vez que o capital humano é instrumentalizado pelas missões protestantes, seu efeito sobre o PIB *per capita* torna-se consistente com as estimativas microeconômicas. Acemoglu, Gallego e Robinson (2014) destacaram que a principal diferença entre as estimativas para os países e para as regiões é que, no segundo caso, não é necessário controlar pelas instituições para atingir esse resultado.

Um ponto pouco discutido nos estudos supracitados é a fragilidade do indicador utilizado para a mensuração do capital humano, a saber, a média dos anos de estudo da população. Um dos aspectos que torna essa estratégia frágil reside no fato de que é assumido que um ano a mais na escolaridade proporciona o mesmo aumento de conhecimento e habilidades em qualquer localidade, independente do sistema educacional vigente. Além disso, assume-se também que a escolarização formal é a principal fonte de desenvolvimento das habilidades individuais, desconsiderando, portanto, o papel que as variações em fatores externos ao ambiente escolar (familiares, ambiente social, entre outros) possa ter sobre os resultados escolares.

Como forma de minimizar estas fragilidades, parte da literatura que busca entender os determinantes dos níveis de desenvolvimento econômico tem voltado sua atenção para a qualidade educacional como medida para capital humano. Um exemplo é o recente estudo desenvolvido por Hanushek e Woessmann (2012), no qual os autores analisaram o impacto do capital humano sobre o crescimento em 50 países tendo como medida para aquele não

⁴ Para um *survey* dessa literatura, ver Lange e Topel (2006).

somente os anos de estudo da população, mas também os resultados de testes estudantis (de ciências e de matemática) realizados internacionalmente. Seus resultados mostraram que a utilização de uma medida mais apropriada para o capital humano é capaz de melhorar consideravelmente a capacidade dos modelos teóricos em explicar as variações no crescimento de longo prazo observadas entre os países.

O primeiro trabalho a utilizar os testes educacionais como medida para a qualidade da educação, no contexto da análise dos determinantes do crescimento agregado, foi desenvolvido por Hanushek e Kimko (2000). Outras referências internacionais para este tema são Hanushek e Woessmann (2008, 2011a, 2011b, 2012).

Na literatura brasileira, embora existam alguns estudos cujo objetivo é a identificação dos determinantes da qualidade educacional – como são exemplos recentes Cadaval e Monteiro (2011) e Camargo (2012) – ainda há escassez de trabalhos que visem relacionar a qualidade educacional, mensurada a partir dos resultados de testes escolares, e os padrões de crescimento agregado e desenvolvimento econômico no âmbito nacional e regional.

Um exemplo nesse sentido foi o estudo desenvolvido por Nakabashi, Pereira e Sachsida (2013). Embora o foco dos autores estivesse na investigação de como as instituições influenciaram o nível de PIB *per capita* dos municípios, inseriram no modelo a ser estimado uma variável para capital humano que combinou três indicadores, a saber: estoque de capital humano *per capita*, a média de anos de estudo das pessoas com 25 anos de idade ou mais e o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica. O último, portanto, leva em conta os aspectos da qualidade do capital humano.

Conforme já mencionado na introdução do presente estudo, existem dois principais pontos de vulnerabilidade no trabalho de Nakabashi, Pereira e Sachsida (2013). Primeiramente, os autores não instrumentalizaram o capital humano, variável reconhecidamente endógena à renda. O segundo ponto de vulnerabilidade foram os instrumentos escolhidos para a qualidade institucional dos municípios (variáveis geográficas). De todo modo, os resultados obtidos mostraram que a contabilização das diferenças nas instituições municipais se coloca como fator crucial no entendimento da diversidade de renda *per capita* entre os municípios brasileiros, o que está em linha com os resultados encontrados por Menezes-Filho et al. (2006) em nível estadual. Além disso, encontraram que uma vez que a qualidade institucional seja levada em conta, os efeitos do capital humano sobre o PIB passam a ser através desta, ou seja, ocorrem de maneira indireta e não direta.

Outro estudo presente na literatura internacional que visa a investigação do impacto das instituições sobre a economia e já referenciado na introdução deste trabalho foi aquele

realizado por Barros, Nakabashi e Sampaio (2013), em que a variável de interesse pesquisada foi o nível de capital físico municipal. Seus resultados mostraram que existe uma influência positiva do capital humano e da qualidade institucional sobre o nível de capital físico municipal.

Embora tendo foco diferente deste trabalho, outros estudos contidos na literatura nacional acerca da influência das instituições sobre as relações econômicas merecem ser destacados. Nesse sentido, o estudo desenvolvido por Naritomi, Soares e Assunção (2012) investigou os determinantes das instituições locais no Brasil a partir dos ciclos econômicos que impulsionaram as ocupações locais. Os resultados mostraram que nas localidades ocupadas a partir da dinâmica econômica impulsionada pelo ciclo do açúcar – mais concentradas na região nordeste do país – observou-se uma maior desigualdade na distribuição das terras. Por sua vez, nas localidades em que a ocupação foi impulsionada pelo ciclo do ouro – mais ao centro do país –, foi herdada uma pior governança e acesso à justiça. Os autores encontraram ainda que o ciclo do café – ocorrido no período pós-colonial – apresenta os mesmos padrões registrados no ciclo do açúcar, sem efeitos, contudo, nas instituições locais atuais.

Mattos, Innocentini e Benelli (2012) investigaram os efeitos da herança colonial dos municípios – mensurada através de seu pertencimento às Capitânicas Hereditárias – sobre a desigualdade de renda, a concentração da terra e a qualidade das instituições observadas atualmente. Os resultados mostraram que o fato de um município ter pertencido às Capitânicas Hereditárias tem influência negativa sobre a distribuição de terras. Outros resultados importantes foram as correlações negativas entre o pertencimento às capitânicas hereditárias e os gastos públicos *per capita* e a persistência política.

Conforme o exposto até o momento, a evolução da literatura internacional e nacional referente ao crescimento e desenvolvimento econômico enfatiza a importância de diversos fatores neste processo. Portanto, entende-se que no contexto de um estudo regionalizado para o Brasil é importante mensurar tanto o papel desempenhado pelo capital humano quanto aquele exercido pelas instituições. Embora já existam trabalhos que tenham investigado essas relações, entende-se que o presente estudo contribui para a literatura, por trazer uma abordagem diferenciada quanto aos instrumentos utilizados com vistas a solucionar os problemas de endogeneidade existentes.

Um último ponto que merece destaque refere-se às diferenças na qualidade institucional em um estudo voltado à análise das regiões brasileiras. Conforme ressaltado por Naritomi, Soares e Assunção (2012), em todos os estados e municípios pertencentes ao

território nacional há consonância das macroinstituições. Em outras palavras, todas estas localidades estão inseridas no mesmo ambiente no que tange ao sistema político e judiciário, às restrições ao Poder Executivo, ao nível de democratização, ao idioma, entre outros.

Assim, estes indicadores – que em geral são os utilizados como fontes de variação das instituições nos estudos que fazem comparações entre países – supostamente não variam dentro do território nacional. Contudo, é importante ter em mente a existência de diferenças históricas e culturais, que podem conduzir a práticas distintas, com reflexos sobre a qualidade institucional dos diferentes estados e municípios.

Robinson e Acemoglu (2006) aborda essa questão diferenciando as instituições entre aquelas *de jure* e as *de facto*. Enquanto a primeira se refere às regras legais vigentes, a segunda surge da capacidade dos indivíduos de fazerem uso do seu poder político, força bruta, ou outros canais – como a prática de *lobby* ou suborno –, com vistas a contornar essas regras. Como exemplo da existência dessas diferenças no Brasil, Nakabashi, Pereira e Sachsida (2013) destacam o fato de que o nível de segurança em relação à propriedade da terra difere através dos municípios brasileiros. Deste modo, embora as instituições *de jure* sejam homogêneas ao longo do território nacional, as instituições *de facto* não o são, cabendo, portanto, a análise aqui proposta.

2.3 Estratégia Empírica

Nesta seção, são apresentadas as bases de dados empregadas neste trabalho – bem como as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas –, o modelo de variáveis instrumentais implantado na estimação e a escolha dos instrumentos para o capital humano e para a qualidade das instituições.

2.3.1 Bases de Dados e Estatísticas Descritivas

No presente trabalho, fez-se uso de múltiplas bases de dados. Como diversas variáveis dos modelos pertencem a diferentes anos – incluindo uma variável histórica de 1872 –, foi necessário cuidado especial no tratamento das informações, uma vez que as mesmas se referem aos municípios brasileiros e a malha municipal nacional sofreu diversas alterações ao longo do tempo, passando de 642 para 5.565 municípios entre 1872 e 2010.

Com vistas a padronizar as informações utilizadas, foram feitas as correspondências entre os dados municipais de 1872 a 2010. Para o período de 1872 a 2000, empregou-se a

metodologia das Áreas Mínimas Comparáveis, desenvolvida por Reis, Pimentel e Alvarenga (2007). Para o período de 2000 a 2010, quando foram criados apenas 58 novos municípios, a correspondência foi feita manualmente, com base em pesquisas em diversos sítios eletrônicos. Ao final, tendo em vista as limitações impostas pela disponibilidade das informações, a amostra contou com um total de 4200 municípios brasileiros para os modelos I e II e um total de 4660 para o modelo III⁵. As estatísticas descritivas das informações utilizadas podem ser observadas na tabela 2.1.

A variável dependente do modelo aqui estimado é o logaritmo da renda domiciliar *per capita* média em 2010, obtida através do Censo Demográfico daquele ano (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística).

Como já explicitado anteriormente, foram adotados dois indicadores para capital humano, um quantitativo (modelos I e II) e outro qualitativo (modelo III). No primeiro caso, a medida empregada foi a média de anos de estudo das pessoas com 25 anos de idade ou mais, amplamente utilizada na literatura internacional e nacional⁶. Os dados são de 2010 e foram extraídos do Censo Demográfico daquele ano (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Na média, a escolaridade nos municípios é de 6,50 anos de estudo, valor que vai de 4,31 no município com a menor escolaridade (Melgaço, Pará) a 11,42 naquele com a maior (Niterói, Rio de Janeiro).

Para o capital humano qualitativo, por sua vez, foi utilizada a nota média municipal obtida na prova objetiva do Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM). O mesmo é de caráter voluntário, realizado pelos alunos que já concluíram ou estão concluindo o ensino médio e visa avaliar as competências e habilidades desenvolvidas pelos alunos ao longo dos 11 anos que formam toda sua trajetória escolar na educação básica, sendo considerado, portanto, uma boa *proxy* para o capital humano qualitativo.

No presente trabalho foi escolhido o ano de 2001, partindo da pressuposição de que as pessoas que realizaram o exame neste ano tinham entre 16 e 19, de modo que em 2010 (ano da variável de interesse) teriam entre 25 e 28 anos e já estariam atuantes no mercado de trabalho, contribuindo com a qualidade de seu capital humano à formação de renda média dos municípios. O ideal seria que o exame tivesse data mais antiga, de modo a abarcar uma

⁵ As principais perdas de informações municipais ocorreram na utilização das estatísticas do *Climate Research Unit* referentes à precipitação (em que não há dados para 591 municípios) e do Censo Escolar de 1996 (no qual não existem informações para 694 municípios). Em algumas das demais bases de dados utilizadas também houve perdas, mas menores. O tamanho da amostra difere entre os modelos I e II (4200) e o modelo III (4660) devido a variável adotada para capital humano e seus instrumentos.

⁶ Alguns exemplos são: Bils e Klenow (2000), Barro (2001), Acemoglu, Johnson e Robinson (2001; 2002), Acemoglu e Robinson (2012); Acemoglu, Gallego e Robinson (2014), Dias e Dias (2007), Barbosa Filho e Pessoa (2010).

quantidade maior de pessoas que compõem a força de trabalho. Contudo, o ENEM é relativamente recente, sendo realizado desde 1998. Além disso, passou a obter maior adesão dos alunos a partir de 2001, motivo pelo qual se optou pelo uso desse ano de modo a obter a menor perda possível no número de observações que compõem a amostra⁷.

Na média dos municípios contemplados na amostra, a nota da prova objetiva em 2001 foi 35,46 pontos, sendo o menor valor registrado no município sergipano de Ilha das Flores (12,70) e o maior no município gaúcho de São José do Hortêncio (77,80). Os dados foram obtidos junto ao Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Ministério da Educação).

A medida utilizada para a qualidade das instituições dos municípios foi o Índice de Qualidade Institucional Municipal, calculado pelo Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG) e empregado nos trabalhos de Nakabashi, Pereira e Sachsida (2013) e Barros, Nakabashi e Sampaio (2013). O mesmo varia de um a seis (sendo que valores mais próximos de seis representam maior qualidade das instituições) e é composto a partir de três conjuntos de subindicadores, que recebem pesos iguais: grau de participação, capacidade financeira e capacidade gerencial.

O primeiro busca mensurar o envolvimento da população a administração dos municípios, o que foi feito através da quantificação dos Conselhos Municipais existentes e de suas características. O segundo conjunto visa auferir a capacidade financeira dos municípios, o que é feito através da contabilização do número de consórcios intermunicipais, da relação entre a receita corrente e a dívida municipal e da poupança real *per capita* dos mesmos. O terceiro e último conjunto, tem o objetivo de avaliar a capacidade gerencial dos municípios, o que é feito com base na atualização da planta de valores para pagamento do Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU), no grau de adimplência desse imposto e em indicadores de gestão e de planejamento. Assim, observa-se que cada um desses conjuntos foi obtido com base em diversos índices considerados importantes para sua caracterização, cujos pesos refletem a importância atribuída aos aspectos apreciados⁸.

É importante destacar que as informações deste indicador se referem ao ano de 2000. Contudo, dada a inércia institucional pressuposta, ou seja, que a qualidade das instituições não se altera largamente em curtos períodos de tempo, essa limitação não deve ser considerada

⁷Com base nos microdados do INEP, em 1998 115.575 alunos residentes em 1.525 municípios brasileiros realizaram a prova objetiva do ENEM. Em 1999, esses números passaram a 315.960 e 2.939, respectivamente e, em 2000, a 352.487 e 3.407. Em 2001, 1.200.883 alunos de 5.114 municípios diferentes realizaram a prova objetiva do referido exame.

⁸O Apêndice 2.1 apresenta um diagrama que resume a construção do índice. Maiores informações podem ser encontradas no Relatório da Agenda de Processos Políticos-Institucionais.

como um problema. Na média, a qualidade institucional dos municípios brasileiros recebeu valor 3,06 – com mínimo de um (Ponte Alta do Tocantins, Tocantins) e máximo de 4,9 (Curitiba, Paraná).

Foram testados, em separado (modelos I e II), dois diferentes instrumentos para a medida de capital humano quantitativo. O primeiro foi o número de professores de ensino fundamental para cada 1.000 pessoas de 6 a 15 anos e o segundo foi a razão entre o número de matrículas no ensino fundamental e o número de pessoas de 6 a 15 anos. Essas medidas visam captar o impacto que a oferta de educação possui sobre a escolha dos indivíduos em melhorar seu capital humano. As informações foram extraídas do Censo da Educação Básica (Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira/ Ministério da Educação) e da Contagem da População (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), ambos de 1996. A ideia foi utilizar o dado com a maior defasagem possível⁹. Entende-se que as pessoas que cursavam o ensino básico em 1996 tinham entre 6 e 15 anos naquele ano e entre 20 e 29 anos em 2010. Deste modo, entende-se que a oferta de ensino em meados da década de 1990 afetou a decisão das pessoas que fazem parte do mercado trabalho em 2010 em adquirir educação.

Para o capital humano qualitativo foi utilizado como instrumento a razão entre o número de matrículas e professores dos ensinos fundamental e médio, na tentativa de captar como o grau de aproveitamento em sala de aula impacta sobre o desempenho escolar. As informações para a construção deste instrumento são de 2001 e foram extraídas do Censo da Educação Básica (Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira/ Ministério da Educação).

Como variável instrumental para instituições, adotou-se a proporção de pessoas de cor preta e parda em 1872, obtida através do Censo Demográfico realizado naquele ano¹⁰. Cabe ressaltar que, com vistas a diminuir a amplitude dos dados da amostra, todos os instrumentos, tanto de capital humano quanto de instituições, foram utilizados na escala logarítmica. Suas escolhas são explicadas detalhadamente na subseção 2.3.3 deste trabalho.

⁹ O primeiro Censo da Educação Básica foi realizado em 1995, ano que não foi utilizado por conter uma quantidade limitada de municípios na base de dados e também por não possuir informações relativas à população, inviabilizando o cálculo do instrumento do modelo I.

¹⁰ O Censo Demográfico de 1872 foi o primeiro levantamento populacional realizado no País. Suas informações foram disponibilizadas pelo Núcleo de Pesquisa em História Econômica e Demográfica e podem ser acessadas através do link: <<http://www.nphed.cedeplar.ufmg.br/pop72/index.html>>

Tabela 2.1 – Estatísticas Descritivas

		Modelos I e II					Modelo III				
		Obs.	Média	DP	Min	Max	Obs.	Média	DP	Min	Max
VARIÁVEIS DO MODELO											
<i>Var. de Interesse</i>	Log da renda domiciliar per capita média em 2010	4200	6.12	0.49	4.81	7.62	4660	6.14	0.48	4.89	7.62
<i>Var. Explicativas</i>	Anos médios de estudo em 2010	4200	6.50	1.04	4.31	11.42	-	-	-	-	-
	Nota média no ENEM em 2001	-	-	-	-	-	4660	35.46	5.81	12.70	77.80
	Qualidade Institucional em 2000	4200	3.06	0.55	1.00	4.90	4660	3.07	0.54	1.00	4.90
<i>Var. Instrumentais</i>	Log Professores/População em 1996	4200	2.94	0.85	-2.21	4.87	-	-	-	-	-
	Log Matrículas/População em 1996	4200	-0.89	0.87	-6.81	0.70	-	-	-	-	-
	Log Matrículas/Professores em 2001	-	-	-	-	-	4660	3.00	0.25	2.07	3.82
	Log Prop. pretos e pardos em 1872	4200	3.88	0.40	1.17	4.53	4660	3.88	0.39	1.16	4.53
VARIÁVEIS DE CONTROLE											
<i>Posição Geográfica</i>	Latitude	4200	-16.63	8.23	-33.52	3.88	4660	-17.10	8.03	-33.50	3.90
	Longitude	4200	46.11	6.29	34.81	72.58	4660	46.02	6.10	34.80	72.60
<i>Dummies de qualidade do solo</i>	Argissolos	4200	0.32	0.47	0.00	1.00	4660	0.32	0.47	0.00	1.00
	Cambissolos	4200	0.12	0.32	0.00	1.00	4660	0.12	0.32	0.00	1.00
	Chernossolos	4200	0.01	0.09	0.00	1.00	4660	0.01	0.09	0.00	1.00
	Espondossolos	4200	0.01	0.07	0.00	1.00	4660	0.00	0.07	0.00	1.00
	Glissolos	4200	0.01	0.09	0.00	1.00	4660	0.01	0.08	0.00	1.00
	Latossolos	4200	0.34	0.47	0.00	1.00	4660	0.35	0.48	0.00	1.00
	Luvissolos	4200	0.04	0.19	0.00	1.00	4660	0.04	0.19	0.00	1.00
	Neossolos	4200	0.12	0.33	0.00	1.00	4660	0.11	0.32	0.00	1.00
	Nitossolos	4200	0.02	0.15	0.00	1.00	4660	0.03	0.18	0.00	1.00
	Planossolos	4200	0.04	0.20	0.00	1.00	4660	0.04	0.20	0.00	1.00
	Plintossolos	4200	0.03	0.18	0.00	1.00	4660	0.03	0.16	0.00	1.00
	Vertissolos	4200	0.00	0.02	0.00	1.00	4660	0.00	0.02	0.00	1.00
<i>Temperaturas médias</i>	Verão	4200	24.60	1.97	16.83	28.77	4660	24.53	1.95	16.80	28.80
	Inverno	4200	20.35	4.17	10.37	27.42	4660	20.09	4.05	10.40	27.40
	Outono	4200	22.89	2.88	14.37	27.53	4660	22.72	2.83	14.40	27.60
	Primavera	4200	23.16	3.33	13.93	29.32	4660	22.99	3.23	13.90	29.30
<i>Precipitações médias</i>	Verão	4200	173.61	75.74	22.83	378.63	4660	171.11	74.40	22.80	378.60
	Inverno	4200	61.34	57.54	0.81	393.64	4660	61.58	56.33	0.80	393.60
	Outono	4200	131.91	64.47	33.27	496.10	4660	127.75	61.16	30.60	496.10
	Primavera	4200	101.29	51.48	1.30	313.37	4660	101.30	50.69	1.30	313.40
<i>Dummies de regiões naturais</i>	Norte	4200	0.09	0.28	0.00	1.00	4660	0.07	0.25	0.00	1.00
	Nordeste	4200	0.31	0.46	0.00	1.00	4660	0.30	0.46	0.00	1.00
	Sudeste	4200	0.32	0.46	0.00	1.00	4660	0.32	0.47	0.00	1.00
	Sul	4200	0.20	0.40	0.00	1.00	4660	0.22	0.41	0.00	1.00
	Centro Oeste	4200	0.09	0.29	0.00	1.00	4660	0.08	0.28	0.00	1.00

Fonte: Elaboração dos autores.

Com intuito de contabilizar os impactos que determinadas características geográficas dos municípios possam ter tido sobre sua formação histórica e, conseqüentemente sobre o seu nível de desenvolvimento atual, foram adicionados ao modelo cinco grupos de controle: posição geográfica (latitude e longitude), *dummies* para qualidade do solo, temperatura média em cada estação do ano, precipitação média em cada estação do ano e *dummies* para a identificação das regiões naturais às quais os municípios pertencem. As informações foram obtidas através do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, do *Climate Research Unit (University of East Anglia)* e da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA).

É importante salientar que a inserção de tais controles nas regressões foi considerada importante por entendermos que o instrumento escolhido para a qualidade das instituições (proporção de pretos e pardos na população em 1872) só pode ser considerado exógeno

quando as equações são controladas por características regionais capazes de explicar simultaneamente tanto o instrumento quanto o nível de renda *per capita* – tal qual a produtividade da terra.

A ideia geral é que quando características que não variam no tempo (tais como as geográficas apresentadas anteriormente) são utilizadas como controles, a escolha das atividades econômicas a serem desenvolvidas em cada localidade – com potenciais efeitos sobre o padrão de crescimento e desenvolvimento das mesmas – pode ser considerada aleatória (CARVALHO FILHO; MONASTÉRIO, 2012).

Maiores detalhamentos acerca da descrição, da definição e das fontes das variáveis apresentadas nesta seção estão contidos no Apêndice 2.2.

2.3.2 O Método de Variáveis Instrumentais

O objetivo deste estudo é analisar os efeitos que as instituições e o capital humano tiveram sobre a determinação do nível de renda domiciliar *per capita* dos municípios brasileiros, na tentativa de explicar os diferenciais observados entre os mesmos. De modo geral, a equação a ser estimada é:

$$y_m = \alpha_0 + \alpha_1 QI_m + \alpha_2 H_m + \phi' X_m + \varepsilon_m \quad (2.1)$$

onde y_m é a renda domiciliar *per capita* no município m , QI_m é a qualidade institucional do município m , H_m é o capital humano no município m , X_m é o conjunto de variáveis de controle geográfico e ε_m é o termo de erro aleatório.

É razoável argumentar que o nível de riqueza de uma determinada região possa afetar a qualidade das instituições locais, bem como possa ter impactos nos investimentos em capital humano. Conforme ressaltado na literatura nacional e internacional, a presença de endogeneidade entre os regressores e o regressando inviabiliza o uso do método de mínimos quadrados ordinários (MQO), uma vez que o mesmo pode resultar em estimadores que sejam inconsistentes. Uma forma de lidar com esse problema é a utilização de instrumentos que representem as variações exógenas na qualidade das instituições e no capital humano entre os diferentes municípios.

Assim, a estratégia que será adotada no presente estudo foi o uso de variáveis instrumentais e a estimação foi feita via o método de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E), que é realizado a partir de dois blocos de regressões. No primeiro estágio, as variáveis endógenas (qualidade institucional e capital humano) serão estimadas a partir dos instrumentos e das variáveis exógenas. As equações podem ser descritas como:

$$QI_m = \beta_0 + \beta_1 PE_m + \beta_2 Z_m + \delta' X_m + v_m \quad (2.2)$$

$$H_m = \gamma_0 + \gamma_1 PE_m + \gamma_2 Z_m + \rho' X_m + v_m \quad (2.3)$$

em que PE_m é o instrumento para qualidade institucional, Z_m é o instrumento para capital humano, X_m é o conjunto de variáveis de controle e v_m e v_m são termos de erro idiossincrático.

O segundo estágio consiste em substituir os valores estimados para as variáveis endógenas a partir das equações acima, \widehat{QI}_m e \widehat{H}_m , na equação (2.1). Assim, teremos:

$$y_m = \alpha_0^* + \alpha_1^* \widehat{QI}_m + \alpha_2^* \widehat{H}_m + \phi'^* X_m + \varepsilon_m \quad (2.4)$$

O conjunto de parâmetros a ser estimados é $(\alpha'_0, \alpha'_1, \alpha'_2, \phi'')$, sendo α'_1 e α'_2 os coeficientes de interesse, uma vez que os mesmos representam o impacto da qualidade das instituições e do capital humano sobre a renda domiciliar *per capita* dos municípios, respectivamente.

2.3.3 A Escolha dos Instrumentos

Conforme mencionado anteriormente, os instrumentos aqui utilizados foram escolhidos de forma a representar fontes de variação exógena nas instituições e no capital humano. Assim, tendo como base os diversos estudos da literatura institucional apresentados anteriormente, a qualidade das instituições será instrumentalizada através de uma variável histórica, a saber, a proporção de pretos e pardos na população dos municípios brasileiros em 1872. A ideia geral desta estratégia reside na hipótese de que os aspectos vinculados à formação histórica das localidades tiveram forte influência sobre a constituição das instituições à época, cujas características persistiram ao longo dos anos.

A escolha deste instrumento tem inspiração no estudo desenvolvido por Engerman e Sokoloff (2002), os quais investigaram as origens das diferenças econômicas existentes entre os países do continente americano, argumentando que o padrão atualmente observado se deve às disparidades nas dotações iniciais dos fatores, remontando à época da colonização.

Os autores acima mostraram que os países com boas condições de clima, solo, densidade populacional, entre outros, favoreciam a produção de produtos altamente valorizados no mercado mundial, como são exemplos as colônias espanholas e portuguesas. Assim, com vistas a explorar esse potencial econômico, os países colonizadores promoveram grandes fluxos de escravos africanos para essas localidades. Claramente, uma das

consequências da ampla escravidão foi uma distribuição desigual de riqueza e de poder político, o que teve reflexos sobre o desenvolvimento das instituições.

Por outro lado, os autores salientaram que nas regiões em que foram estabelecidas pequenas propriedades familiares, em que a sociedade era formada majoritariamente por trabalhadores de origem europeia, como são exemplos os Estados Unidos e o Canadá, a dinâmica era mais uniforme. Como consequência, as instituições desenvolvidas nessas localidades estimulavam uma maior participação da população na política e na economia.

Assim, a hipótese adotada no presente trabalho é que a dinâmica da colonização/ocupação via grandes latifúndios – que ocorreram nas regiões em que se observava maior concentração de escravos nas propriedades e, por conseguinte, uma maior proporção de pretos e pardos entre os habitantes dessas localidades ao final do século XIX – fez com que as instituições que ali se desenvolveram visassem o favorecimento de elites em detrimento do restante da população, tendo, portanto, qualidade inferior àquelas desenvolvidas nas regiões cuja economia era pautada em pequenas propriedades de terra e trabalho assalariado.

Dois pontos precisam ser cuidadosamente analisados. Primeiramente, embora o Brasil tenha sido uma colônia portuguesa – se enquadrando no trabalho de Engerman e Sokoloff (2002) entre os países que promoveram grandes influxos de escravos africanos –, sua vastidão territorial e os diferentes momentos da ocupação desses territórios fizeram com que as diversas localidades tivessem formações históricas bastante distintas.

Nas regiões Nordeste e Sudeste, durante o período colonial (1500 a 1822), foram desenvolvidas atividades extrativas em que se destacam os ciclos da cana-de-açúcar e do ouro. Conforme ressaltado por Naritomi, Soares e Assunção (2012), em atividades deste tipo, fazia-se largo uso de mão de obra escrava. Os autores relatam que um moinho típico de açúcar contava com cerca de 60 a 100 escravos, sendo que os maiores podiam chegar a 200. Essas seriam, principalmente, as localidades que se assemelhavam às colônias portuguesas e espanholas descritas por Engerman e Sokoloff (2002).

Em outras regiões – cujos exemplos mais expressivos são as províncias localizadas mais ao sul do País, como Santa Catharina e Rio Grande do Sul (principalmente na parte norte e nordeste) –, a ocupação do território se iniciou principalmente a partir do começo do século XIX. Até então, essas áreas se encontravam praticamente desabitadas, situação revertida a partir de um forte influxo de imigrantes europeus. Carvalho Filho e Monastério (2012) mostram que, no caso do Rio Grande do Sul, cada família recebeu um lote de 77 hectares, tamanho que foi sendo reduzido ao longo do tempo, chegando a 25 hectares em 1899.

Assim, enquanto as colonizações do primeiro tipo estavam pautadas em atividades extrativas e em grandes propriedades – resultando em concentração do poder político e econômico nas mãos de grandes proprietários –, nas colônias do segundo tipo a existência de pequenas propriedades, aliada à agricultura diversificada e à utilização de mão de obra assalariada em detrimento do uso de escravos, resultou em um melhor padrão de distribuição de renda. Cabe ressaltar ainda que, devido ao fato de que acentuadas diferenças poderiam ocorrer mesmo dentro de uma dada província, optou-se por trabalhar com dados municipais, capazes de captar essas disparidades quando ocorridas em territórios próximos.

Partindo para o segundo ponto que necessita de análise cuidadosa, destaca-se que o Censo Demográfico de 1872 divide a população de acordo com sua condição social (livre ou escravo¹¹) e também de acordo com sua cor/etnia (branco, caboclo, pardo e preto). Deste modo, faz-se necessário explicar porque se optou pela utilização da proporção de pretos e pardos na população (independente da condição social) em detrimento da proporção de escravos, a qual se poderia, em um primeiro momento, imaginar estar mais diretamente vinculada aos processos de colonização do que a primeira. A análise da história brasileira mostrada a seguir evidencia que as condições sociais e laborais do país com relação à mão de obra escrava em 1872 eram bastante distintas das observadas em períodos anteriores, justificando a escolha do instrumento aqui empregado.

Os processos de alforria foram abundantes no Brasil ao longo do século XIX, conforme apontado por estudos realizados para diferentes províncias¹². Silva (2000) menciona alguns importantes acontecimentos históricos entre os motivos para o aumento do número de alforrias, como a extinção do tráfico advindo do atlântico (com a Lei Eusébio de Queirós, de 1850), a Lei do Ventre Livre (1871), o movimento abolicionista da Bahia (décadas de 1860 a 1880) e a mudança do centro dinâmico da economia do Nordeste para o Sudeste (a partir do declínio do ciclo do açúcar e da ascensão dos ciclos do ouro e do café). Ademais, conforme destacado por Pires (2006), como já havia naquela época bastante miscigenação, os alforriados eram no geral classificados como pardos.

Moura Filho (2008) realizou um estudo que ratifica o uso da proporção de pretos e pardos na população quando o objetivo é captar a intensidade do uso de mão de obra escrava durante o período de colonização. O objetivo do autor foi analisar a evolução da população de escravos africanos e de seus descendentes na província de Pernambuco entre os anos de 1560 a 1872. Para tal, utilizou um apanhado de documentos históricos relativos ao tráfico negreiro

¹¹ O Censo Demográfico de 1872 é o único a trazer um registro oficial da população escrava nacional.

¹² Ver Silva (2000), Karasch (2000), Neves (2000), Pires (2006).

e definiu como “população alvo” – ou seja, aquela que englobaria todos os escravos africanos e seus descendentes – as pessoas registradas como pretas e pardas no Censo Demográfico de 1872.

Claramente, ao fazer esse corte, incorre-se em algum erro de medida, como, por exemplo, excluir do grupo pessoas classificadas como brancas ou caboclas que tenham sido libertas ou que, mesmo nascendo livres, tenham ascendência africana ou ainda incluir no grupo pessoas classificadas como pardas e que não tenham origens africanas. Entretanto, entende-se que qualquer corte estipulado incorreria em algum erro de medida, e o selecionado minimiza o mesmo.

Pelos motivos acima expostos, em um estudo como este, que tem como intuito analisar a formação econômica e social brasileira a partir do uso de mão de obra escrava nos processos de colonização/ocupação e que, para tal, faz uso de informações de 1872, seria inadequado considerar-se apenas a proporção de escravos no total da população à época. O uso da proporção de pretos e pardos, neste caso, mostrou-se mais adequado.

Somado a isto, é importante também mencionar que o deslocamento do centro dinâmico da economia do Nordeste para o Sudeste concomitantemente com o fim do tráfico negreiro através do Oceano Atlântico gerou em larga escala, na segunda metade do século XIX, o tráfico interprovincial – o que, inclusive, impulsionou as concessões de alforrias, como já mencionado anteriormente (NEVES, 2000). Essa dinâmica certamente causaria viés na análise caso se fizesse uso da proporção de escravos na população como instrumento para qualidade das instituições dentro do contexto ao qual se propõe este trabalho. Por exemplo, na tabela 2.2 pode-se observar que províncias que sabidamente fizeram largo uso da mão de obra escrava na sua formação colonial (como são exemplos Bahia e Pernambuco) tinham um pequeno percentual de escravos em sua população em 1872 (12,2% e 10,6%, respectivamente), enquanto sua proporção de pretos e pardos no período era bem maior (72,8% e 64,0%).

Em resumo, no presente trabalho, entende-se que a proporção de pretos e pardos na população total em 1872, embora não tenha reflexos diretos sobre o nível de renda *per capita* atual, caracteriza adequadamente a estrutura social e econômica predominante nas diferentes localidades do Brasil no período de sua colonização/ocupação, a qual foi determinante para a qualidade das instituições desenvolvidas ao longo do território nacional.

Tabela 2.2 – População Escrava, Preta e Parda por Províncias do Império (1872)

	Escravos (A)	Pretos e Pardos (B)	Total (C)	(A)/(C)	(B)/(C)
Alagoas	35.741	252.847	348.009	10,3%	72,7%
Amazonas	979	9.587	57.610	1,7%	16,6%
Bahia	167.824	1.005.016	1.379.616	12,2%	72,8%
Ceará	31.913	400.013	721.686	4,4%	55,4%
Espírito Santo	22.659	50.026	82.137	27,6%	60,9%
Goyaz	10.652	114.200	160.395	6,6%	71,2%
Maranhão	74.939	244.561	359.040	20,9%	68,1%
Matto Grosso	6.667	34.658	60.417	11,0%	57,4%
Minas Geraes	370.459	1.175.734	2.039.735	18,2%	57,6%
Município Neutro (Município da Corte)	48.939	122.250	274.972	17,8%	44,5%
Pará	27.458	138.010	275.237	10,0%	50,1%
Parahyba	21.526	221.855	376.226	5,7%	59,0%
Paraná	10.560	47.940	126.722	8,3%	37,8%
Pernambuco	89.028	538.485	841.539	10,6%	64,0%
Piauhy	23.795	145.316	202.222	11,8%	71,9%
Rio de Janeiro	292.637	471.639	782.724	37,4%	60,3%
Rio Grande do Norte	13.020	120.476	233.979	5,6%	51,5%
Rio Grande do Sul	67.791	150.736	434.813	15,6%	34,7%
Santa Catharina	14.984	30.961	159.802	9,4%	19,4%
São Paulo	156.612	364.451	837.354	18,7%	43,5%
Sergipe	22.623	123.373	176.243	12,8%	70,0%
Brasil	1.510.806	5.762.134	9.930.478	15,2%	58,0%

Fonte: Elaborado pelos autores com base nas informações do Censo Demográfico de 1872.

Além disso, da mesma forma que em Acemoglu, Johnson e Robinson (2001), pressupõe-se aqui que as características institucionais daquela época persistiram ao longo do tempo. A qualidade das instituições, por sua vez, afetou o desenvolvimento de longo prazo dos municípios brasileiros, sendo um dos fatores que explicam os elevados diferenciais observados atualmente no nível de renda *per capita* destes.

É importante ainda ressaltar que o vetor de controles (X_m) contém uma série de características invariantes no tempo – tais como posição geográfica, qualidade do solo, temperatura, precipitação. Conforme já mencionado na subseção anterior, a hipótese de identificação aqui adotada é que uma vez que esses fatores são controlados, o processo de colonização/ocupação dos municípios pode ser considerado aleatório.

Por sua vez, os instrumentos para o capital humano quando o mesmo for tratado de maneira quantitativa (a saber: a razão entre o número de professores do ensino fundamental e o número de pessoas entre 6 e 15 anos de idade e a razão entre o número de matrículas no ensino fundamental e o número de pessoas entre 6 e 15 anos de idade) foram escolhidos de forma a captar a influência da oferta educacional sobre a escolha individual (ou familiar) de adquirir escolaridade. Posto de outra forma, a expectativa *a priori* é de que quanto mais altas

forem estas razões, maior será a propensão dos indivíduos em frequentar a escola – e de obterem, por consequência, uma maior quantidade de anos de estudo.

Isso é esperado porque quanto maior for o número de professores do ensino fundamental em relação às pessoas com idade potencial para frequentá-lo, maior também será o número de bairros e regiões dentro de um município que contam com uma ampla oferta de ensino, fator que pode ser determinante para a escolha de frequentar a escola. O mesmo raciocínio é válido para o segundo instrumento: acreditando-se que os números de matrículas e de vagas sejam altamente correlacionados (o Censo Educacional de 1996 não fornece a segunda informação), espera-se que uma maior razão entre matrículas do ensino fundamental e pessoas com idade potencial para frequentá-lo influencie positivamente sobre a decisão de frequentar a escola.

Por outro lado, quando o capital humano for mensurado qualitativamente, o instrumento escolhido (razão entre o número de matrículas e de professores nos ensinos fundamental e médio) visa captar a influência do tamanho das turmas escolares sobre o desempenho dos alunos. A crença *a priori* é que quanto menor for esta razão, maior tende a ser o índice de aproveitamento dos alunos – e, conseqüentemente, melhores tendem a ser os resultados dos testes educacionais. Isso porque em salas de aulas menos densas, é possível o acompanhamento mais personalizado dos alunos por parte dos professores, bem como a taxa de distração dos primeiros tende a ser menor.

Cabe ressaltar que instrumentos que buscam captar como as diferentes políticas educacionais afetam o capital humano são frequentemente utilizados na literatura referentes à economia da educação¹³. Além disso, as medidas aqui escolhidas como instrumentos para capital humano não possuem qualquer impacto direto sobre a renda *per capita*, atendendo ao pressuposto de exogeneidade em relação à variável de interesse.

2.4 Evidências Empíricas

Nesta seção são apresentados os resultados das estimações deste estudo. Em um primeiro momento, na subseção 2.4.1, realizaram-se estimações via mínimos quadrados ordinários para os modelos I, II e III, com vistas a mensurar a correlação simples entre a variável de interesse (renda domiciliar *per capita* municipal) e as variáveis endógenas do modelo (capital humano e qualidade das instituições).

¹³ Ver Duflo (2001), Shin-Yi et al. (2010), Firmo e Soares (2010) e Teixeira e Menezes-Filho (2012).

A seção 2.4.2, por sua vez, apresenta os resultados das estimações via variáveis instrumentais para os três modelos, a partir do método de mínimos quadrados em dois estágios. A mesma também traz um teste de checagem de robustez, resultados para uma subamostra selecionada e um exercício de falsificação, os quais são melhor explicados mais adiante.

2.4.1 Regressões com Mínimos Quadrados Ordinários

Nos Apêndices 2.3 e 2.4 estão reportados os resultados das regressões estimadas através do método de mínimos quadrados ordinários, tendo em vista a análise da correlação simples entre o nível de renda domiciliar *per capita* média dos municípios brasileiros e as medidas adotadas para capital humano e para qualidade das instituições.

No primeiro, a equação é estimada tendo em vista a medida quantitativa para capital humano (anos médios de estudo das pessoas com 25 anos de idade ou mais). No segundo, adota-se a medida qualitativa para capital humano (nota média municipal obtida na prova objetiva do ENEM).

Ambas as equações foram estimadas para todos os municípios para os quais os dados utilizados nos modelos estão disponíveis (4200 no primeiro caso e 4660 no segundo caso). Tendo em vista as diversas combinações possíveis entre as variáveis dos modelos e os diversos grupos de controle, para cada um dos casos foram estimadas 18 equações. Nos Apêndices 2.3 e 2.4, também podem ser observados os níveis para os quais as variáveis são significativamente diferentes de zero e os desvios padrões dos regressores. As estimações foram feitas de modo a apresentarem erros padrões corrigidos pela heterocedasticidade. As subseções seguintes (2.4.1.1 e 2.4.1.2) detalham os resultados encontrados.

2.4.1.1 Modelos I e II: Capital Humano Quantitativo

Como já mencionado, nos modelos I e II foi utilizada uma medida quantitativa para a mensuração do capital humano. Assim, o Apêndice 2.3 apresenta as estimações de mínimos quadrados ordinários em que a variável dependente é o logaritmo da renda domiciliar *per capita* média dos municípios brasileiros e as variáveis explicativas são os anos médios de estudo das pessoas com 25 anos de idade ou mais e o índice de qualidade institucional.

Na primeira coluna, é mostrada a relação entre os anos médios de estudo e o log da renda domiciliar *per capita* média em 2010. O coeficiente estimado é elevado (0,356), indicando que quando a população adulta do município adquire, na média, um ano de estudo a

mais, ocorre um aumento de 35,6% na renda domiciliar *per capita* média do mesmo. Cabe ressaltar que este valor é bastante próximo do encontrado em Acemoglu, Gallego e Robinson (2014), de 0,352.

Conforme destaca o autor e já mencionado na seção 2.2, tendo em conta a elasticidade da oferta de capital, a ausência de viés causado por variáveis omitidas e a inexistência de externalidades positivas advindas de um aumento do capital humano, o retorno da educação sobre a renda encontrado a partir da abordagem macroeconômica deveria ser similar àquele estimado nas regressões que tratam deste problema através da ótica microeconômica (equações mincerianas), que varia entre 6% e 10%.

Assim como no trabalho de Acemoglu, Gallego e Robinson (2014), o coeficiente estimado na primeira coluna é altamente preciso (desvio padrão de 0,00421), de modo que, num intervalo de 95% de confiança, os resultados encontrados estão bastante distantes do esperado a partir das equações mincerianas. Dado que a existência de externalidades positivas advindas da aquisição de capital humano não encontra respaldo na literatura internacional (ver Lange e Topel, 2006), os resultados encontrados sugerem forte viés por variável omitida.

Na segunda coluna, é apresentada a relação entre a qualidade das instituições em 2000 e o log da renda domiciliar *per capita* média em 2010. O coeficiente estimado é mais elevado (0,569) do que aquele apresentado para o capital humano, indicando que o aumento de um ponto no índice de qualidade institucional municipal aumentaria em 56,9% a renda domiciliar *per capita*.

Na terceira coluna, a regressão inclui ambas as variáveis (anos médios de estudo e índice de qualidade institucional). Pode-se observar que ambos os coeficientes são menores na comparação com os resultados apresentados nas colunas 1 e 2, embora a maior queda relativa esteja no indicador de qualidade institucional, resultado também semelhante ao observado em Acemoglu, Gallego e Robinson (2014).

As demais colunas aplicam os diversos grupos de controle às regressões. Como já mencionado, a inserção de controles geográficos são importantes porque permitem isolar os efeitos que determinadas características intrínsecas dos municípios possam ter sobre seu grau de desenvolvimento.

Nas equações em que o capital humano e as instituições são contabilizados isoladamente (colunas 4, 7, 10, 13 e 16 para capital humano e 5, 8, 11, 14 e 17 para a qualidade institucional), seus efeitos caem consideravelmente em relação às equações em que os diversos grupos de controle não são aplicados (colunas 1 e 2, respectivamente). Contudo, a

queda é mais expressiva para os retornos da qualidade institucional, que passam a variar de 0,228 a 0,248. Os retornos do capital humano, por sua vez, passam a variar entre 0,238 e 0,245.

Por fim, comparando os casos em que ambas as variáveis são inseridas no modelo em conjunto com os diversos grupos de controle (colunas 6, 9, 12, 15 e 18) com aquele em que não são aplicados controles (coluna 3), pode-se perceber uma intensa queda nos retornos da qualidade institucional (cujo valor máximo é de 0,102). Por outro lado, a redução observada para o retorno do capital humano é bem menos intensa.

Acemoglu, Gallego e Robinson (2014) ressaltam que este padrão de comportamento é esperado, uma vez que o nível de capital humano de uma localidade é, ao menos em parte, determinado pela qualidade das instituições existentes na mesma, de modo que ambas as variáveis são correlacionadas entre si. Em outras palavras, a essência dessas variáveis faz com que os efeitos das instituições sejam suavizados e transmitidos para o capital humano. O uso de variáveis instrumentais é introduzido na tentativa de corrigir este viés. Outro fator apontado para o elevado retorno do capital humano sobre a renda é a relação de causalidade reversa entre ambas as variáveis.

2.4.1.2 Modelo III: Capital Humano Qualitativo

No modelo III, o capital humano é mensurado a partir de uma medida qualitativa. Portanto, o Apêndice 2.4 apresenta as estimações de mínimos quadrados ordinários em que a variável dependente é o logaritmo da renda domiciliar *per capita* média dos municípios brasileiros e as variáveis explicativas são sua nota média no ENEM e o índice de qualidade institucional.

Na primeira coluna, é mostrada a relação entre a nota média municipal dos alunos no ENEM de 2001 e o log da renda domiciliar *per capita* média em 2010. O coeficiente estimado para o capital humano qualitativo (0,0525) é bem menor do que aquele observado para o capital humano quantitativo (0,356, ver Apêndice 2.3). Assim, o aumento de 1 ponto na nota média obtida pelos alunos no ENEM, elevaria a renda *per capita* do município em 5,25%. Contudo, para a interpretação desses resultados, é importante levar em consideração o caráter da medida empregada para o capital humano qualitativo.

No caso desta variável, é pouco prático pensar no aumento de apenas 1 ponto na avaliação. É mais interessante a seguinte leitura: se a nota média do município se elevar em seis pontos (que é aproximadamente o valor de um desvio padrão em relação à nota média observada para todos os municípios brasileiros considerados na amostra, ver tabela 2.1, na

qual são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis consideradas no modelo), o aumento na sua renda domiciliar *per capita* média será de 31,5%. Essa leitura mostra que os resultados para a medida qualitativa de capital humano não estão, na realidade, tão distante da quantitativa, apresentada na seção anterior.

As colunas 2, 5, 8, 11, 14 e 17 são semelhantes às aquelas apresentadas no Apêndice 2.3, uma vez que trazem apenas a relação entre a medida de qualidade das instituições e o log da renda domiciliar *per capita* média, com ausência de controle (no primeiro caso) e com a presença dos diversos grupos de controle (nos demais). As pequenas diferenças observadas entre os Apêndices 2.3 e 2.4 nestas colunas se devem ao tamanho das amostras de municípios que, como já mencionado anteriormente, é de 4200 para o caso do capital humano quantitativo e de 4660 para o caso do capital humano qualitativo.

Na terceira coluna, a regressão estima simultaneamente os retornos do capital humano qualitativo e da qualidade das instituições sobre o log da renda domiciliar *per capita* média, sem controlar por nenhuma característica geográfica dos municípios. Pode-se perceber que, assim como no caso do capital humano quantitativo, os coeficientes caem consideravelmente na comparação com os resultados apresentados nas colunas 1 e 2. O retorno sobre a renda de um aumento de seis pontos na nota dos alunos passa a ser de 22,1%, enquanto que o aumento de um ponto no índice de qualidade institucional eleva a renda em 37,6%.

Cabe ainda destacar que, neste caso, quando a medida para o capital humano é qualitativa, a redução relativa dos coeficientes foi marginalmente maior para este parâmetro, ao contrário do observado na seção anterior. Como visto, quando foi empregada uma medida quantitativa para o capital humano, a maior redução relativa dos coeficientes quando ambas as variáveis são inseridas no modelo ocorreu na qualidade institucional.

Nas colunas 6, 9, 12, 15 e 18 são consideradas ambas as variáveis do modelo e testados diversos grupos de controles geográficos. Pode-se observar que tanto o coeficiente de capital humano qualitativo quanto o de qualidade das instituições sofrem acentuadas reduções na comparação com os resultados apresentados na terceira coluna. Os retornos para um aumento de seis pontos na nota dos alunos passam a variar entre 12,1% e 13,1%, enquanto aqueles provenientes da elevação de um ponto no índice de qualidade institucional passam a variar entre 18,1% e 19,2%.

Na tentativa de avaliar se a correlação existente entre a medida de capital humano qualitativo e aquela da qualidade das instituições e/ou a causalidade reversa existente entre aquela e a renda causam viés aos estimadores – subestimando o efeito das instituições sobre a renda –, também será empregada a abordagem de variáveis instrumentais para o modelo III.

2.4.2 Regressões com Variáveis Instrumentais

Esta subseção apresenta as estimações a partir da abordagem de variáveis instrumentais. Na subseção 2.4.2.1 são trazidos os resultados do modelo I, no qual o capital humano é mensurado de forma quantitativa e o instrumento utilizado para o mesmo é a razão entre o número de professores do ensino fundamental e a população com 6 a 15 anos de idade.

A subseção 2.4.2.2 apresenta os resultados do modelo II, em que o capital humano também é mensurado de forma quantitativa, mas instrumentalizado pela razão entre o número de matrículas no ensino fundamental e a população com 6 a 15 anos de idade. A subseção 2.4.2.3, por sua vez, traz os resultados do modelo III, no qual o capital humano é mensurado a partir de uma variável qualitativa e instrumentalizado pela razão entre o número de professores e matrículas nos ensinos fundamental e médio.

Na subseção 2.4.2.4 é realizada uma checagem de robustez, a partir da comparação entre diferentes métodos de estimação para os três modelos, com vistas a avaliar a consistência dos resultados encontrados anteriormente. Na subseção 2.4.2.5 são apresentados os resultados para uma subamostra, que inclui apenas os municípios localizados nas regiões Sul, Sudeste e Nordeste. Tal corte foi selecionado devido ao fato de que, para estas regiões, há maior variabilidade da informação histórica aqui utilizada (proporção de pretos e pardos na população total em 1872), conforme será melhor explicitado adiante.

Também com o objetivo de avaliar a consistência dos resultados, na subseção 2.4.2.6 é realizado um teste de falsificação, em que se buscou utilizar como variável dependente no segundo estágio do modelo algum indicador que em nada se relacionasse com o problema aqui analisado. A lógica de tal exercício é que, caso os resultados encontrados anteriormente estejam realmente captando os efeitos do capital humano e das instituições sobre a renda, quando a variável dependente passa a ser um indicador que não tem qualquer relação com o tema aqui abordado, os coeficientes estimados não devem ser estatisticamente significativos. A variável escolhida foi a proporção de homens na população com menos de um ano de idade.

2.4.2.1 Modelo I: Capital Humano Quantitativo e Instrumentalizado pela Razão entre o Número de Professores do Ensino Fundamental e a População com 6 a 15 Anos de Idade

Nesta subseção as variáveis de capital humano (quantitativo) e qualidade das instituições são tratadas como endógenas e instrumentalizadas. O instrumento escolhido para

a primeira foi a razão entre o número de professores do ensino fundamental e a população com 6 a 15 anos de idade. Já no caso da qualidade institucional, o instrumento utilizado foi a proporção de pretos e pardos na população em 1872.

Os resultados são exibidos na tabela 2.3. Foram estimadas cinco equações para o modelo, sendo que a diferença entre as mesmas reside nos grupos de controle considerados. Cabe ressaltar que as estimações foram realizadas de modo a apresentarem erros padrões corrigidos pela heterocedasticidade.

No painel B são apresentadas as estimações de primeiro estágio. Embora ambos os instrumentos sejam significativamente diferentes de zero tanto quando a variável dependente reflete os anos médios de estudo quanto quando a mesma é a qualidade das instituições, há importantes diferenças na magnitude dos coeficientes e na acurácia da estimação.

Nota-se que no caso do instrumento para capital humano, o coeficiente estimado é muito mais elevado quando a variável dependente diz respeito aos anos médios de estudo (variando de 0,167 a 0,207) em relação a quando a mesma é a qualidade das instituições (variando de 0,0307 a 0,0425). Além disso, os desvios padrões (reportados entre parênteses abaixo de cada coeficiente) mostram que a estimação é muito mais precisa quando a variável dependente é o capital humano¹⁴.

No que tange ao instrumento para instituições, seus coeficientes se mantêm praticamente constantes quando a variável dependente é o índice de qualidade institucional, além de possuir elevado grau de acurácia. Por outro lado, quando a variável dependente são os anos médios de estudo, o valor do coeficiente varia significativamente dependendo do grupo de controle aplicado, além de possuir acurácia significativamente menor em relação ao primeiro caso.

Os resultados encontrados nas regressões de primeiro estágio ratificam as intuições existentes *a priori* a respeito dos instrumentos, quais sejam: quanto maior a oferta de ensino, maior é a quantidade de capital humano adquirida pela população; e as localidades que possuíram, historicamente, piores dotações iniciais dos fatores e que desenvolveram sistemas institucionais nos quais o poder político e econômico era bastante concentrado nas mãos de grandes proprietários, tendem a perpetuar essas relações, possuindo instituições de pior qualidade nos tempos atuais. Cabe ressaltar que a estatística F para dos instrumentos

¹⁴ Para elucidação, consideram-se as estimações apresentadas na quinta coluna da tabela 2.3. O coeficiente que mensura a relação entre o capital humano e seu instrumento é de 0,167, com desvio padrão de 0,0174. Isso implica que se o valor do coeficiente estiver dois desvios padrões acima do valor estimado, sua diferença em relação a este será de -17,2%. Já o coeficiente que a relação entre a qualidade institucional e o instrumento de capital humano é de 0,0307, com desvio padrão de 0,00884. Isso implica que o valor do coeficiente estiver dois desvios padrões acima do valor estimado, sua diferença em relação a este será de -36,5%.

excluídos é bastante alta nos cinco casos estimados, num claro indicativo de que os instrumentos escolhidos não são fracos¹⁵.

O painel A traz os resultados das estimações de segundo estágio. Nas colunas 1 e 2, quando poucos controles geográficos são levados em consideração nas regressões, os coeficientes estimados para o capital humano são semelhantes àqueles encontrados na regressão por mínimos quadrados ordinários em que nenhum controle é tido em conta (coluna 3 do Apêndice 2.3). Nestes casos, os retornos advindos do aumento da qualidade das instituições são relativamente pequenos.

Contudo, à medida que mais controles geográficos são inseridos na estimação, o capital humano ou tem seu retorno sobre a renda bastante reduzido (coluna 4) ou passa a ser insignificante (colunas 3 e 5). Por outro lado, o coeficiente de qualidade das instituições aumenta notoriamente, e permanece significativo.

¹⁵ Instrumentos são considerados fracos quando explicam pouco a variação da variável explicativa endógena (MENDONÇA, 2013).

Tabela 2.3 – Efeito de Capital Humano e Instituições sobre a Renda <i>per capita</i> (Modelo I)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PAINEL A: REGRESSÕES DE SEGUNDO ESTÁGIO					
Variável dependente: Log da renda domiciliar per capita média em 2010					
Anos médios de estudo em 2010	0.314*** (0.0281)	0.308*** (0.0298)	0.133 (0.111)	0.166* (0.0816)	0.142 (0.101)
Qualidade Institucional em 2000	0.347*** (0.0787)	0.316*** (0.0866)	1.045** (0.340)	0.949*** (0.223)	1.002** (0.335)
PAINEL B: REGRESSÕES DE PRIMEIRO ESTÁGIO					
Variável dependente: Anos Médios de Estudo em 2010					
Log Professores/População em 1996	0.203*** (0.0167)	0.207*** (0.0165)	0.184*** (0.0169)	0.169*** (0.0168)	0.167*** (0.0174)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.0696 (0.0497)	-0.138** (0.0505)	-0.366*** (0.0581)	-0.306*** (0.0597)	-0.404*** (0.0624)
Variável dependente: Qualidade Institucional em 2000					
Log Professores/População em 1996	0.0366*** (0.00858)	0.0413*** (0.00867)	0.0425*** (0.00870)	0.0355*** (0.00868)	0.0307*** (0.00884)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.211*** (0.0213)	-0.208*** (0.0227)	-0.182*** (0.0251)	-0.204*** (0.0255)	-0.184*** (0.0267)
Observações	4200	4200	4200	4200	4200
R-quadrado	0.74	0.767	0.2	0.318	0.269
ESTATÍSTICA F PARA OS INSTRUMENTOS EXCLUÍDOS					
Capital Humano	76.22	82.11	85.25	65.76	67.86
Instituições	57.87	52.03	38.3	40.23	30.15
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS NO PRIMEIRO E SEGUNDO ESTÁGIOS					
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Não	Não	Não	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Fonte: Elaboração dos autores.

Esses resultados são consistentes com aqueles apresentados por Acemoglu, Gallego e Robinson (2014), ou seja, quando capital humano e qualidade das instituições são tratados como variáveis endógenas e instrumentalizados apropriadamente, as instituições ganham importância na explicação dos determinantes do desenvolvimento de longo prazo. Os retornos do capital humano, por outro lado, que têm bastante influência sobre a renda quando se estima uma regressão simples por mínimos quadrados ordinários, perde importância relativa, podendo até mesmo não se diferenciar estatisticamente de zero dependendo do grupo de controles geográficos adotados no modelo.

2.4.2.2 Modelo II: Capital Humano Quantitativo e Instrumentalizado pela Razão entre o Número de Matrículas no Ensino Fundamental e a População com 6 a 15 Anos de Idade

O modelo II, cujos resultados são apresentados nesta subseção, é semelhante ao modelo I, sendo que a única diferença entre ambos reside na escolha do instrumento para capital humano (quantitativo). Neste caso, o mesmo foi instrumentalizado pela razão entre o número de matrículas no ensino fundamental e a população com 6 a 15 anos de idade.

Os resultados são exibidos na tabela 2.4. Assim como no caso anterior, foram estimadas cinco equações para o modelo, tendo em vista a comparação dos resultados através de diferentes grupos de controle geográficos selecionados. Aqui, as estimações também foram realizadas de modo a apresentarem erros padrões corrigidos pela heterocedasticidade.

No painel B são apresentadas as estimações de primeiro estágio. Os mesmos padrões analisados anteriormente (modelo I) podem ser observados aqui. Ambos os instrumentos são significativamente diferentes de zero para ambas as variáveis explicativas endógenas. Contudo, a magnitude dos coeficientes e sua acurácia são maiores na relação entre anos médios de estudo e a razão entre o número de matrículas no ensino fundamental e a população com 6 a 15 anos de idade em comparação com os valores encontrados para a relação entre este instrumento e a qualidade das instituições.

Por sua vez, no caso da proporção de pretos e pardos na população em 1872, nota-se uma menor variabilidade e maior acurácia – independente dos diferentes grupos de controle aplicados – em sua relação com a qualidade das instituições em comparação com os resultados obtidos a partir de sua relação com os anos médios de estudo. Além disso, da mesma forma que no modelo I, no modelo II a estatística F para ambos os instrumentos excluídos é bastante alta nos cinco casos estimados, num claro indicativo de que foram escolhidos bons instrumentos.

No painel A podem ser observados os resultados das estimações de segundo estágio para o modelo II e, novamente, os resultados são bastante semelhantes ao observado para o modelo I. Nas duas primeiras colunas, quando poucos controles geográficos são levados em consideração nas regressões, os retornos do capital humano sobre a renda são elevados e aqueles advindos do aumento da qualidade das instituições são relativamente pequenos.

Tabela 2.4 – Efeito de Capital Humano e Instituições sobre a Renda <i>per capita</i> (Modelo II)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PAINEL A: REGRESSÕES DE SEGUNDO ESTÁGIO					
Variável dependente: Log da renda domiciliar per capita média em 2010					
Anos médios de estudo em 2010	0.289*** (0.0223)	0.284*** (0.0243)	0.127 (0.0864)	0.150* (0.0713)	0.130 (0.0880)
Qualidade Institucional em 2000	0.357*** (0.0734)	0.331*** (0.0803)	1.058*** (0.288)	0.975*** (0.204)	1.029*** (0.300)
PAINEL B: REGRESSÕES DE PRIMEIRO ESTÁGIO					
Variável dependente: Anos Médios de Estudo em 2010					
Log Matrículas/População em 1996	0.212*** (0.0155)	0.206*** (0.0153)	0.178*** (0.0156)	0.158*** (0.0154)	0.150*** (0.0162)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.0508 (0.0496)	-0.118* (0.0504)	-0.331*** (0.0584)	-0.277*** (0.0601)	-0.368*** (0.0628)
Variável dependente: Qualidade Institucional em 2000					
Log Matrículas/População em 1996	0.0277*** (0.00780)	0.0305*** (0.00790)	0.0334*** (0.00795)	0.0268*** (0.00794)	0.0217** (0.00815)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.209*** (0.0214)	-0.205*** (0.0228)	-0.177*** (0.0252)	-0.200*** (0.0256)	-0.179*** (0.0269)
Observações	4200	4200	4200	4200	4200
R-quadrado	0.755	0.776	0.184	0.292	0.236
ESTATÍSTICA F PARA OS INSTRUMENTOS EXCLUÍDOS					
Capital Humano	95.43	94.89	91.91	68.2	65.19
Instituições	54.75	48.24	35.23	37.58	27.53
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS NO PRIMEIRO E SEGUNDO ESTÁGIOS					
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Não	Não	Não	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Fonte: Elaboração dos autores.

Ao passo em que mais controles são inseridos na estimação, o coeficiente de capital humano ou tem seu valor bastante reduzido (coluna 4) ou passa a ser insignificante (colunas 3 e 5), enquanto o coeficiente de qualidade das instituições aumenta notoriamente, permanecendo significativo em todos os casos analisados.

2.4.2.3 Modelo III: Capital Humano Qualitativo e Instrumentalizado pela Razão entre o Número de Professores e Matrículas nos Ensinos Fundamental e Médio

O modelo III, cujos resultados são apresentados nesta subseção, considera uma medida qualitativa para o capital humano, qual seja: nota média municipal obtida na prova objetiva do ENEM. Assim como nos demais casos (modelos I e II), a mesma foi tratada como variável endógena. O instrumento adotado foi a razão entre o número de professores e matrículas nos ensinos fundamental e médio. Já a variável utilizada para a qualidade das instituições continua a mesma (índice de qualidade institucional municipal) e seu instrumento permanece sendo a proporção de pretos e pardos na população em 1872.

Os resultados são apresentados na tabela 2.5 e, novamente, as estimações foram realizadas de modo a apresentarem erros padrões corrigidos pela heterocedasticidade. Também como nos dois outros casos apresentados anteriormente, foram estimadas cinco equações para o modelo, em que a diferença entre as mesmas reside nos grupos de controle considerados.

No painel B são apresentadas as estimações de primeiro estágio. Diferentemente do observado nos modelos I e II, quando a variável dependente é a qualidade das instituições, apenas seu instrumento é estatisticamente significativo. Além disso, chama a atenção o fato de que os coeficientes estimados para a relação entre a qualidade das instituições e seu instrumento são semelhantes ao observados nos modelos I e II, apesar da característica bastante distinta do instrumento para o capital humano utilizado no modelo III. Posto de outra forma, nos primeiros dois modelos estimados, era esperado que os efeitos mensurados para esta relação fossem parecidos, uma vez que ambos os instrumentos para o capital humano eram *proxies* para a oferta educacional. Entretanto, os coeficientes permanecerem semelhantes quando o instrumento para capital humano é *proxy* para a qualidade da educação ofertada, é um forte indicativo da robustez dos resultados aqui apresentados.

Outro ponto que cabe ser ressaltado é que a relação entre o capital humano e seu instrumento corrobora com a percepção de que quanto maior for a relação entre matrículas e professores, menor tende a ser o aproveitamento dos estudantes em sala de aula e, por consequência, o seu rendimento escolar. Mais uma vez, a percepção *a priori* acerca do instrumento foi ratificada. Por fim, assim como nos modelos I e II, no modelo III foram encontrados valores elevados para a estatística F em todas as equações estimadas, num forte indicativo de que os instrumentos escolhidos não são fracos.

Tabela 2.5 – Efeito de Capital Humano e Instituições sobre a Renda *per capita* (Modelo III)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PAINEL A: REGRESSÕES DE SEGUNDO ESTÁGIO					
Variável dependente: Log da renda domiciliar per capita média em 2010					
Nota média no ENEM em 2001	0.0413** (0.0131)	0.0392*** (0.0110)	0.0306 (0.0174)	0.0499* (0.0208)	0.0580** (0.0195)
Qualidade Institucional em 2000	0.484*** (0.0688)	0.459*** (0.0760)	1.194*** (0.195)	1.016*** (0.161)	0.977*** (0.188)
PAINEL B: REGRESSÕES DE PRIMEIRO ESTÁGIO					
Variável dependente: Nota média no ENEM em 2001					
Log Matrículas/Professores em 2001	-1.841*** (0.350)	-2.246*** (0.350)	-2.479*** (0.361)	-1.872*** (0.362)	-1.871*** (0.366)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.00441 (0.197)	-0.530* (0.208)	-1.059*** (0.238)	-0.894*** (0.245)	-1.198*** (0.244)
Variável dependente: Qualidade Institucional em 2000					
Log Matrículas/Professores em 2001	-0.0388 (0.0315)	-0.0442 (0.0322)	-0.0321 (0.0329)	-0.00551 (0.0337)	0.0263 (0.0340)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.214*** (0.0210)	-0.214*** (0.0225)	-0.186*** (0.0247)	-0.208*** (0.0251)	-0.187*** (0.0260)
Observações	4660	4660	4660	4660	4660
R-quadrado	0.573	0.6	-0.134	0.0259	0.0399
ESTATÍSTICA F PARA OS INSTRUMENTOS EXCLUÍDOS					
Capital Humano	13.9	22.35	31.89	19.59	23.74
Instituições	52.36	45.07	28.36	34.39	26.47
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS NO PRIMEIRO E SEGUNDO ESTÁGIOS					
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Não	Não	Não	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Fonte: Elaboração dos autores.

O painel A traz os resultados das estimações de segundo estágio. Diferentemente do observado nos modelos I e II, os retornos do capital humano qualitativo sobre a renda são maiores do que os apresentados nas equações estimadas através do método de mínimos quadrados ordinários. Por outro lado, os retornos da qualidade das instituições seguem o mesmo padrão observado anteriormente: aumentam à medida que mais grupos de controle são inseridos na equação.

2.4.2.4 Checagem de Robustez

A estratégia empírica de variáveis instrumentais permite que diferentes estimadores sejam utilizados no processo de estimação dos resultados. No presente modelo, optou-se pelo uso do estimador de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) com os erros padrões corrigidos pela heterocedasticidade. Outras opções, como o estimador de métodos generalizados de momentos (GMM) ou o de máxima verossimilhança de informação limitada (LIML), eram possibilidades, mas não foram testadas aqui por se diferenciarem do primeiro apenas quando o modelo é sobreidentificado, ou seja, quando o número de instrumentos é maior do que o número de variáveis endógenas. Como o modelo aqui analisado é exatamente identificado – com número de instrumentos igual ao de variáveis endógenas –, todos os estimadores supracitados produzem resultados idênticos.

Na presente seção, utilizando o estimador de mínimos quadrados em dois estágios, foram testados diferentes métodos de estimação com vistas a averiguar a consistência dos resultados previamente apresentados. É importante ressaltar que as estimações desta seção consideram a inserção de todos os controles geográficos nas equações. Por fim, destaca-se que na tabela 2.6 foram apresentados apenas os resultados de segundo estágio para os modelos I, II e II (painéis A, B e C, respectivamente). Os resultados das estimações de primeiro estágio podem ser observados no Apêndice 2.5.

Na primeira coluna da tabela 2.6, as estimações foram feitas de modo a apresentarem erros padrões corrigidos pela heterocedasticidade (*robust*), e os resultados mostrados nos painéis A, B e C repetem aqueles exibidos anteriormente na última coluna das tabelas 2.3, 2.4 e 2.5, respectivamente.

Na segunda coluna, as estimações foram feitas de modo a agrupar os municípios de acordo com a Área Mínima Comparável (1872-2000) da qual os mesmos fazem parte (*cluster*), com base nas correspondências desenvolvidas por Reis, Pimentel e Alvarenga (2007). Cabe ressaltar que a variável histórica utilizada no modelo – proporção de pretos e pardos na população em 1872 – é disponibilizada para os 642 municípios existentes naquela época e que existem apenas 432 Áreas Mínimas Comparáveis entre 1872 e 2000.

Em outras palavras, os municípios existentes atualmente foram segmentados de acordo com a Área Mínima Comparável para o período de 1872 a 2000 ao qual pertencem. Deste modo, quando se realizam as correspondências daqueles 642 municípios com os 5.565

existentes em 2010¹⁶, a variabilidade da informação é pequena, uma vez que teremos diversos grupos de municípios com informação idêntica. Assim, as regressões foram estimadas considerando-se esses agrupamentos. Pode-se observar que os resultados apresentados na coluna 2 não diferem estatisticamente daqueles reportados na coluna 1.

Tabela 2.6 – Comparações de Estimadores (Segundo Estágio – Modelos I, II e III)

VAR. DEPENDENTE: LOG DA RENDA DOMICILIAR PER CAPITA MÉDIA EM 2010

	(1) Robust	(2) Cluster	(3) Partial	(4) Default
PAINEL A: MODELO I				
Anos médios de estudo em 2010	0.142 (0.101)	0.166 (0.112)	0.155 (0.0892)	0.142 (0.101)
Qualidade Institucional em 2000	1.002** (0.335)	0.949** (0.318)	1.011*** (0.240)	1.002** (0.322)
Observações	4200	4200	4200	4200
R-quadrado	0.269	0.318	0.24	0.269
PAINEL B: MODELO II				
Anos médios de estudo em 2010	0.130 (0.0880)	0.150 (0.0854)	0.144 (0.0782)	0.130 (0.0903)
Qualidade Institucional em 2000	1.029*** (0.300)	0.975*** (0.285)	1.028*** (0.220)	1.029*** (0.293)
Observações	4200	4200	4200	4200
R-quadrado	0.236	0.292	0.221	0.236
PAINEL C: MODELO III				
Nota média no ENEM em 2001	0.0580** (0.0195)	0.0499 (0.0321)	0.0490* (0.0207)	0.0580** (0.0187)
Qualidade Institucional em 2000	0.977*** (0.188)	1.016** (0.327)	1.048*** (0.174)	0.977*** (0.181)
Observações	4660	4660	4660	4660
R-quadrado	0.0399	0.0259	-0.0207	0.0399
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS NO PRIMEIRO E SEGUNDO ESTÁGIOS				
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Sim	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Sim	Sim	Sim	Sim
Regiões	Sim	Sim	Sim	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Fonte: Elaboração dos autores.

¹⁶ Lembrando que a correspondência entre os municípios de 2000 e 2010 foi feita manualmente pelos autores, com base em pesquisas em diversos sítios eletrônicos. Com base nessa correspondência, os municípios criados neste período foram classificados de acordo com as Áreas Mínimas Comparáveis de 1872 a 2000.

Contudo, ao se realizar a estimação a partir desse método, é reportado um aviso de que os testes do modelo devem ser interpretados com cautela, pois as condições de momento da matriz de covariância estimada não possuem posto completo, o que pode ter sido causado por um número de agrupamentos que são insuficientes para calcular uma matriz de covariância robusta. De fato, os resultados do primeiro estágio (Apêndice 2.5, segunda coluna das tabelas 2.14, 2.15 e 2.16), mostram uma queda significativa na estatística F para os instrumentos excluídos, tanto para a equação de capital humano quanto para aquela de qualidade das instituições.

Uma forma de endereçar o problema e estimar o modelo levando-se em conta os agrupamentos desejados é utilizar a opção de estimação parcial (*partial*), na qual a influência dos regressores exógenos sobre as outras variáveis (controles e instrumentos) é removida. Na coluna 3, podem-se observar os resultados, que também não se diferenciam estatisticamente dos reportados na primeira coluna. Cabe ressaltar que a estatística F para os instrumentos excluídos (Apêndice 2.5, terceira coluna das tabelas 2.14, 2.15 e 2.16) volta a apresentar valor bastante elevado, demonstrando que os instrumentos selecionados não são fracos.

Por fim, a quarta coluna apresenta os resultados para uma regressão que não corrige os erros padrões pela heterocedasticidade (*default*). Novamente, os coeficientes estimados são estatisticamente idênticos aos apresentados na coluna 1. Conforme ressaltado por Cameron e Trivedi (2010), quando os erros não são corrigidos pela heterocedasticidade, é possível avaliar se os instrumentos são fracos ao se comparar os valores obtidos para estatística F para os instrumentos excluídos com os valores críticos para a mesma reportados no teste de Stock e Yogo (2005).

A hipótese nula deste teste é de que os instrumentos são fracos, o que é analisado com base no viés do estimador de mínimos quadrados em dois estágios relativo ao viés do estimador de mínimos quadrados ordinários. Dispondo-se a tolerar uma distorção de no máximo 10% – ou seja, que o viés do estimador de mínimos quadrados em dois estágios é menor do que esta fração em relação ao estimador de mínimos quadrados ordinários –, para um nível de significância de 5%, a hipótese nula deve ser aceita caso a estatística F não exceda o valor de 16,38. Na última coluna das tabelas 2.14, 2.15 e 2.16 (Apêndice 2.5) pode-se observar que, para ambas as variáveis endógenas, os valores da estatística F excedem aquele de referência.

Nesta seção foi possível observar que os coeficientes estimados não sofreram grandes alterações quando as estimações foram realizadas a partir de diferentes métodos, o que sinaliza consistência nos resultados encontrados. Além disso, a estimação sem a correção dos

erros padrões pela heterocedasticidade permitiu a verificação de que os instrumentos não são fracos a partir do teste de Stock e Yogo (2005).

2.4.2.5 Resultados da Subamostra

Conforme já mencionado anteriormente, a variável histórica utilizada no modelo como instrumento para a qualidade das instituições (proporção de pretos e pardos na população em 1872) está disponível para os 642 municípios existentes naquela época. Como o Brasil sofreu diversas alterações em sua malha municipal, contando em 2010 (ano da informação mais recente utilizada no presente trabalho) com um total de 5.565 municípios, foi necessária a utilização de uma correspondência das informações municipais dos diferentes períodos, o que foi feito com base nas Áreas Mínimas Comparáveis para o período de 1872 a 2000 (REIS; PIMENTEL; ALVARENGA, 2007) e manualmente para o período de 2000 a 2010.

Contudo, Reis, Pimentel e Alvarenga (2007) destacam que, entre os anos de 1872 e 2000, especialmente nas regiões Norte e Centro-Oeste, ocorreu a criação e o desmembramento de diversos municípios, de modo que as correspondências das Áreas Mínimas Comparáveis para o período resultam em perdas de um número significativo de informações municipais nestas localidades.

Com vistas a isolar potenciais vieses advindos dessas agregações, os modelos I, II e III foram estimados para a subamostra composta apenas pelas regiões Nordeste, Sudeste e Sul, nas quais a variabilidade do dado histórico é maior. Esta subamostra conta com 3.444 municípios nos casos dos modelos I e II e com 3.952 municípios no caso do modelo III. Novamente, para os três modelos, foram estimadas cinco equações, que se diferenciam pelos grupos de controle geográficos inseridos e as estimações foram realizadas de modo a apresentarem erros padrões corrigidos pela heterocedasticidade.

A tabela 2.7 mostra os resultados do modelo I para a subamostra. Na regressão de primeiro estágio em que a variável dependente é a média de anos de estudo da população, nota-se que o coeficiente de seu instrumento, embora tenha permanecido significativo, se reduziu na comparação com os valores observados na tabela 2.3 (seção 2.4.2.1). O mesmo ocorreu na relação entre a qualidade das instituições e seu instrumento. Em ambos os casos, a estatística F para os instrumentos excluídos sinaliza que os instrumentos escolhidos não são fracos.

No segundo estágio, percebe-se que os retornos do capital humano apresentam forte queda na comparação com os resultados obtidos para a amostra completa. Além disso, é importante destacar que os mesmos permanecem significativos apenas para o caso em que a

posição geográfica dos municípios é inserida na estimação. Por outro lado, os retornos advindos da qualidade das instituições aumentam, embora não permaneçam significativos para alguns grupos de controle (colunas 3 e 5).

Tabela 2.7 – Efeito de Capital Humano e Instituições sobre a Renda *per capita* (Modelo I) – Resultados da Subamostra

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PAINEL A: REGRESSÕES DE SEGUNDO ESTÁGIO					
Variável dependente: Log da renda domiciliar per capita média em 2010					
Anos médios de estudo em 2010	0.153* (0.0661)	0.0981 (0.0959)	-0.251 (0.487)	-0.176 (0.395)	0.0336 (0.306)
Qualidade Institucional em 2000	0.725*** (0.144)	0.813*** (0.218)	2.234 (1.499)	1.721* (0.868)	1.292 (0.853)
PAINEL B: REGRESSÕES DE PRIMEIRO ESTÁGIO					
Variável dependente: Anos Médios de Estudo em 2010					
Log Professores/População em 1996	0.159*** (0.0182)	0.159*** (0.0178)	0.151*** (0.0181)	0.105*** (0.0174)	0.0964*** (0.0177)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.129* (0.0561)	-0.214*** (0.0573)	-0.377*** (0.0624)	-0.287*** (0.0647)	-0.429*** (0.0699)
Variável dependente: Qualidade Institucional em 2000					
Log Professores/População em 1996	0.0416*** (0.00924)	0.0470*** (0.00935)	0.0391*** (0.00940)	0.0332*** (0.00949)	0.0226* (0.00937)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.178*** (0.0229)	-0.176*** (0.0245)	-0.148*** (0.0265)	-0.162*** (0.0270)	-0.177*** (0.0296)
Observações	3444	3444	3444	3444	3444
R-quadrado	0.589	0.515	-2.243	-0.926	-0.0649
ESTATÍSTICA F PARA OS INSTRUMENTOS EXCLUÍDOS					
Capital Humano	44.56	50.46	57.96	29.77	34.47
Instituições	42.80	39.18	24.75	23.82	20.71
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS NO PRIMEIRO E SEGUNDO ESTÁGIOS					
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Não	Não	Não	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Fonte: Elaboração dos autores.

Os resultados da subamostra para o modelo II são apresentados na tabela 2.8. Cabe lembrar que este se diferencia do primeiro apenas pelo instrumento escolhido para o capital humano. Para as equações de primeiro estágio quando os anos médios de estudo são a variável dependente, nota-se que os coeficientes estimados para seu instrumento são inferiores, mas parecidos com aqueles encontrados para a amostra cheia (tabela 2.4, seção

2.4.2.2), inclusive não diferenciando estatisticamente dos mesmos em alguns casos. Ainda no primeiro estágio, nota-se que a relação entre a qualidade das instituições e seu instrumento permanece estaticamente idêntica àquela encontrada quando se considera a amostra completa.

Tabela 2.8 – Efeito de Capital Humano e Instituições sobre a Renda *per capita* (Modelo II) – Resultados da Subamostra

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PAINEL A: REGRESSÕES DE SEGUNDO ESTÁGIO					
Variável dependente: Log da renda domiciliar per capita média em 2010					
Anos médios de estudo em 2010	0.153** (0.0469)	0.118 (0.0650)	-0.103 (0.238)	-0.0994 (0.240)	0.0714 (0.177)
Qualidade Institucional em 2000	0.725*** (0.129)	0.787*** (0.178)	1.852* (0.828)	1.583** (0.583)	1.200* (0.526)
PAINEL B: REGRESSÕES DE PRIMEIRO ESTÁGIO					
Variável dependente: Anos médios de estudo em 2010					
Log Matrículas/População em 1996	0.180*** (0.0165)	0.170*** (0.0161)	0.156*** (0.0165)	0.107*** (0.0159)	0.0923*** (0.0163)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.0982 (0.0564)	-0.186** (0.0574)	-0.342*** (0.0627)	-0.264*** (0.0650)	-0.405*** (0.0702)
Variável dependente: Qualidade Institucional em 2000					
Log Matrículas/População em 1996	0.0333*** (0.00840)	0.0366*** (0.00851)	0.0317*** (0.00846)	0.0260** (0.00857)	0.0139 (0.00855)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.175*** (0.0230)	-0.172*** (0.0246)	-0.142*** (0.0267)	-0.157*** (0.0271)	-0.173*** (0.0297)
Observações	3444	3444	3444	3444	3444
R-quadrado	0.589	0.541	-1.192	-0.607	0.072
ESTATÍSTICA F PARA OS INSTRUMENTOS EXCLUÍDOS					
Capital Humano	66.48	66.4	68.91	34.38	36.11
Instituições	40.35	36.01	23.13	22.31	19.08
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS NO PRIMEIRO E SEGUNDO ESTÁGIOS					
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Não	Não	Não	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Fonte: Elaboração dos autores.

No segundo estágio, destaca-se que, assim como nos resultados obtidos para a subamostra no modelo I, o capital humano permanece significativo na explicação da renda municipal domiciliar *per capita* apenas quando o único controle geográfico considerado na estimação é a localização geográfica do município. A qualidade das instituições, por outro

lado, permanece com retornos altos e significativos (que não se diferenciam estatisticamente daqueles estimados para a amostra completa).

Tabela 2.9 – Efeito de Capital Humano e Instituições sobre a Renda *per capita* (Modelo III) – Resultados da Subamostra

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PAINEL A: REGRESSÕES DE SEGUNDO ESTÁGIO					
Variável dependente: Log da renda domiciliar per capita média em 2010					
Nota média no ENEM em 2001	0.0210 (0.0121)	0.0217 (0.0120)	0.0256 (0.0212)	0.0439 (0.0250)	0.0425* (0.0185)
Qualidade Institucional em 2000	0.913*** (0.108)	0.934*** (0.116)	1.438*** (0.243)	1.267*** (0.205)	1.071*** (0.195)
PAINEL B: REGRESSÕES DE PRIMEIRO ESTÁGIO					
Variável dependente: Nota média no ENEM em 2001					
Log Matrículas/Professores em 2001	-2.527*** (0.376)	-2.779*** (0.377)	-2.456*** (0.399)	-1.921*** (0.398)	-2.158*** (0.403)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	0.677** (0.215)	0.102 (0.225)	-0.761** (0.240)	-0.424 (0.250)	-1.202*** (0.262)
Variável dependente: Qualidade Institucional em 2000					
Log Matrículas/Professores em 2001	-0.0501 (0.0336)	-0.0544 (0.0344)	-0.00860 (0.0358)	0.00896 (0.0364)	0.0278 (0.0365)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.201*** (0.0225)	-0.203*** (0.0242)	-0.166*** (0.0257)	-0.175*** (0.0263)	-0.185*** (0.0281)
Observações	3952	3952	3952	3952	3952
R-quadrado	0.331	0.314	-0.453	-0.237	0.0859
ESTATÍSTICA F PARA OS INSTRUMENTOS EXCLUÍDOS					
Capital Humano	28.90	28.00	23.1	12.91	23.21
Instituições	40.69	35.52	20.92	22.27	22.49
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS NO PRIMEIRO E SEGUNDO ESTÁGIOS					
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Não	Não	Não	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.
Fonte: Elaboração dos autores.

Por fim, a tabela 2.9 traz os resultados da subamostra para o modelo III. No primeiro estágio, os resultados são bastante semelhantes àqueles reportados para a amostra completa (tabela 2.5, seção 2.4.2.3), não existindo diferenças estatísticas entre ambos nas relações entre

as variáveis endógenas e seus instrumentos, tanto para o caso em que a variável dependente é o capital humano quanto no caso em que a mesma é a qualidade das instituições.

No segundo estágio, por sua vez, há dois aspectos que merecem ser destacados. O primeiro deles é o fato de que os retornos do capital humano sobre a renda são menores (embora nem sempre se diferenciem estatisticamente daqueles encontrados para a estimação com a amostra completa) e são significativos apenas no caso em que todos os grupos de controle são levados em conta na estimação. O segundo aspecto a ser destacado é o fato de que os retornos da qualidade das instituições sobre a renda sofrem grande elevação nas cinco equações estimadas, enquanto na amostra completa os mesmos aumentavam apenas na medida em que mais grupos de controle eram inseridos na equação.

2.4.2.6 Exercício de Falsificação

Nesta subseção, é apresentado um exercício de falsificação para os modelos aqui analisados, no qual a variável de interesse (log da renda municipal domiciliar *per capita* média) foi substituída pela proporção de pessoas do gênero masculino na população com menos de um ano de idade nos municípios. Os dados são de 2010 e foram obtidos com base nas informações disponibilizadas pelo Censo Demográfico daquele ano (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística).

O critério para a seleção da nova variável de interesse repousou na crença de que a mesma não é afetada pelo nível de capital humano e/ou pela qualidade das instituições existentes nas diferentes localidades, uma vez que, a princípio, a probabilidade de se nascer homem ou mulher é a mesma. De fato, quando se analisam as estatísticas descritivas da proporção de homens na população com menos de um ano de idade, percebe-se que, para a amostra dos 4200 municípios considerada nos modelos I e II, a mesma possui média de 50,95% com desvio padrão de 9,93%. Por sua vez, para a amostra dos 4660 municípios considerada no modelo III, a média é de 50,90% e o desvio padrão é de 10,02%.

Deste modo, espera-se que os coeficientes estimados para a relação entre capital humano e a proporção de homens na população com menos de um ano de idade, e entre esta e a qualidade das instituições, não sejam estatisticamente diferentes de zero. Neste caso, haverá fortes indícios de que os modelos estimados anteriormente (seções 2.4.2.1 a 2.4.2.3) de fato captam os retornos do capital humano e das instituições sobre a renda, ou seja, que os resultados obtidos previamente não são espúrios e possuem relevância do ponto de vista da teoria econômica.

Tabela 2.10 – Exercício de Falsificação (Segundo Estágio – Modelos I, II e III)					
VAR. DEPENDENTE: PROP. DE HOMENS NA POP. COM MENOS DE 1 ANO DE IDADE					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PAINEL A: MODELO I					
Anos médios de estudo em 2010	-0.00589 (0.0113)	-0.00339 (0.0125)	-0.0156 (0.0258)	-0.00986 (0.0204)	-0.00930 (0.0243)
Qualidade Institucional em 2000	0.00611 (0.0228)	0.0195 (0.0268)	0.0613 (0.0726)	0.0485 (0.0490)	0.0479 (0.0726)
Observações	4200	4200	4200	4200	4200
R-quadrado	-0.00625	-0.0076	-0.0867	-0.0523	-0.0507
PAINEL B: MODELO II					
Anos médios de estudo em 2010	0.000223 (0.00945)	0.00366 (0.0106)	-0.00179 (0.0193)	0.00271 (0.0174)	0.00639 (0.0205)
Qualidade Institucional em 2000	0.00380 (0.0223)	0.0147 (0.0256)	0.0331 (0.0584)	0.0290 (0.0433)	0.0130 (0.0623)
Observações	4200	4200	4200	4200	4200
R-quadrado	-0.00137	-0.00406	-0.0244	-0.0193	-0.00225
PAINEL C: MODELO III					
Nota média no ENEM em 2001	0.00251 (0.00460)	0.00269 (0.00403)	0.00335 (0.00385)	0.00469 (0.00492)	0.00428 (0.00456)
Qualidade Institucional em 2000	0.0112 (0.0204)	0.0180 (0.0237)	0.0196 (0.0353)	0.0188 (0.0321)	0.00900 (0.0370)
Observações	4660	4660	4660	4660	4660
R-quadrado	-0.0181	-0.0187	-0.0281	-0.0436	-0.0244
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS NO PRIMEIRO E SEGUNDO ESTÁGIOS					
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Não	Não	Não	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.
 Fonte: Elaboração dos autores.

A tabela 2.10 apresenta os resultados obtidos a partir do exercício de falsificação. Destaca-se que as estimações de primeiro estágio são idênticas às apresentadas nas tabelas 2.3 (para o modelo I), 2.4 (para o modelo II) e 2.5 (para o modelo III), de modo que se considerou desnecessário sua apresentação nesta subseção. Assim, a tabela 2.10 traz apenas os resultados das estimações de segundo estágio para os modelos I, II e III (painéis A, B e C, respectivamente).

Para cada um dos modelos foram estimadas cinco equações (colunas 1 a 5), que se diferenciam entre si pelos grupos de controles geográficos aplicados. Pode-se observar que, como esperado, em nenhum dos casos, bem como em nenhum dos modelos, os coeficientes estimados foram significativos para a relação entre capital humano e a variável dependente ou

para a relação entre instituições e a variável dependente. Os resultados aqui apresentados indicam a robustez daqueles encontrados previamente.

2.5 Considerações Finais

O presente estudo teve como objetivo averiguar os impactos que o capital humano e as instituições exercem sobre os diferenciais observados nos níveis de renda domiciliar *per capita* média entre os municípios brasileiros, com o intuito de entender as causas das desigualdades regionais existentes ao longo do território nacional. A estratégia empírica utilizada para tal teve inspiração nos avanços recentes sobre o tema debatidos na literatura internacional (ACEMOGLU; JOHNSON; ROBINSON, 2001; 2002; ACEMOGLU; ROBINSON, 2012; ACEMOGLU; GALLEGO; ROBINSON, 2014; GLAESER ET AL. 2004).

Em um primeiro momento, os retornos do capital humano e das instituições sobre a renda foram estimados a partir da abordagem de mínimos quadrados ordinários. Contudo, dada a presença de endogeneidade entre as variáveis explicativas e a variável dependente, bem como a relação existente entre ambas as variáveis explicativas, acredita-se que os resultados contêm vieses, no sentido de que os efeitos das instituições tendem a ser suavizados e transmitidos para o capital humano. Com vistas a corrigir estas distorções, foram empregadas variáveis instrumentais para o capital humano e para as instituições, com a estimação sendo realizada através do método de mínimos quadrados em dois estágios.

É importante destacar que o presente trabalho traz contribuições para a literatura nacional sobre este tema. Uma delas é a mensuração do capital humano não apenas a partir da perspectiva quantitativa, mas também sob o ponto de vista qualitativo, abordagem que tem ganhado cada vez mais destaque na literatura internacional. Em geral, os estudos realizados para o Brasil até então se limitaram ao uso de variáveis quantitativas para a mensuração do capital humano.

Outra contribuição relevante foi o uso de instrumentos mais alinhados com a literatura internacional que investiga o papel das instituições e do capital humano na determinação dos diferentes níveis de desenvolvimento. Para as instituições, utilizou-se como instrumento a proporção de pretos e pardos na população em 1872, com vistas a investigar se os aspectos vinculados à formação histórica das localidades influenciaram na constituição das instituições à época, cujas características persistiram ao longo dos anos.

A hipótese inicial foi de que nas regiões em que os processos de colonização e/ou ocupação ocorreram via a instauração de grandes latifúndios – nas quais foi feito largo uso de mão de obra escrava, acarretando em uma maior proporção de pretos e pardos entre os habitantes dessas localidades ao final do século XIX – as instituições se desenvolveram de modo a favorecer pequenas elites em detrimento do restante da população. Por outro lado, nas regiões em que esses processos foram pautados na concessão de pequenas propriedades de terra e trabalho assalariado – com menor participação de escravos na força de trabalho e, conseqüentemente, menor proporção de pretos e pardos entre os habitantes dessas localidades ao final do século XIX –, as instituições se desenvolveram de modo a estimular uma maior participação da população na política e na economia. No geral, os estudos realizados para o Brasil até então empregaram como instrumentos para a qualidade das instituições características geográficas dos municípios brasileiros (NAKABASHI; PEREIRA; SACHSIDA, 2013; BARROS; NAKABASHI; SAMPAIO, 2013), prática criticada na literatura internacional (ACEMOGLU; ROBINSON, 2012). Essas características foram aqui utilizadas como variáveis de controle nas estimações.

Para o capital humano, por sua vez, foram testados diferentes instrumentos. Quando o mesmo foi tratado de maneira quantitativa, os instrumentos escolhidos objetivaram captar a influência da oferta educacional sobre a escolha individual (ou familiar) de adquirir escolaridade. Neste sentido, foram testados, separadamente, dois instrumentos diferentes. Por outro lado, quando o capital humano foi tratado de forma qualitativa, o instrumento escolhido objetivou mensurar se o tamanho das turmas escolares tem efeitos sobre o desempenho dos alunos.

Neste estudo foram estimados, portanto, três modelos. Os dois primeiros trataram o capital humano de forma quantitativa e se diferenciam apenas pelos instrumentos empregados para esta variável. O terceiro tratou o capital humano a partir de uma variável qualitativa. Em todos eles, a variável utilizada para mensurar a qualidade das instituições, bem como o seu instrumento, foram as mesmas. Os resultados mostraram que, quando as estimações são realizadas via mínimos quadrados ordinários, os retornos do capital humano são bastante elevados e muitas vezes se sobrepõem àqueles estimados para as instituições.

Por outro lado, ao se tratar o problema a partir do uso de instrumentos para as variáveis explicativas endógenas, observou-se que, nos casos em que o capital humano foi tratado de maneira quantitativa, os retornos do capital humano caíram consideravelmente, sendo que, para algumas especificações, estes se tornaram, inclusive, insignificantes do ponto de vista estatístico. Os retornos da qualidade das instituições, por outro lado, aumentaram

significativamente à medida que mais controles passam a ser inseridos na equação. Destaca-se que este padrão de comportamento é semelhante ao encontrado por Acemoglu, Gallego e Robinson (2014). No caso em que o capital humano foi tratado de maneira qualitativa, os retornos deste sobre a renda não alteraram bruscamente na comparação com as estimações realizadas via mínimos quadrados ordinários. Contudo, da mesma forma observada na abordagem quantitativa para o capital humano, o retorno da qualidade das instituições sobre a renda aumentou à medida que um número maior de controles foi levado em conta.

Foram realizados diversos exercícios com vista para averiguar a robustez dos resultados obtidos. Primeiramente, fez-se a comparação de diferentes métodos de estimação para os três modelos. Além disso, as estimações foram realizadas para uma subamostra. Em ambos os casos, os resultados encontrados foram similares aos obtidos anteriormente. Por fim, foi elaborado um teste de falsificação, empregando-se como variável dependente a proporção de pessoas do gênero masculino na população com menos de um ano de idade nos municípios ao invés da renda domiciliar *per capita* média dos mesmos. A motivação para este teste repousou na crença de que, se os resultados encontrados anteriormente realmente captam os efeitos do capital humano e das instituições sobre a renda, ao se utilizar uma variável dependente que nada se relaciona com o problema aqui estudado, os coeficientes estimados devem ser nulos do ponto de vista estatístico, hipótese que foi ratificada a partir da realização deste exercício.

É importante ressaltar que os resultados obtidos a partir deste estudo de modo algum devem levar à conclusão de que o capital humano não é um aspecto relevante no desenvolvimento de políticas que objetivem melhorar o nível do desenvolvimento do País e/ou dirimir as profundas desigualdades regionais existentes ao longo do território nacional. Contudo, evidenciam que dificilmente os avanços desejados ocorrerão caso este seja o único caminho adotado para tal.

A partir dos resultados aqui apresentados, fica evidente a necessidade de políticas direcionadas ao fortalecimento das instituições como forma de aumentar o nível de desenvolvimento econômico nacional, bem como o bem estar da sociedade brasileira. Nesse sentido, e tendo como base o Índice de Qualidade Institucional Municipal aqui utilizado, entende-se a necessidade de políticas públicas que envolvam a sociedade, através de conselhos, nas escolhas tomadas pela administração municipal. Com a participação efetiva dos cidadãos, aumentam as chances de as políticas desenvolvidas pelas instituições locais serem voltadas a aspectos que realmente melhorem a qualidade de vida da população. Além disso, o índice também mostra a importância da preservação da saúde financeira dos

municípios. A existência de poupança pública e o equilíbrio entre as receitas e as despesas são fatores fundamentais para a preservação e melhoria das instituições municipais. Por fim, fica evidente a necessidade de políticas públicas que visem a melhoria da qualificação da administração pública, a partir do desenvolvimento de instrumentos de gestão e de planejamento.

Entre as fragilidades deste estudo, destacam-se as limitações das bases de dados existentes no país para o âmbito municipal, com destaque para a variável adotada para a mensuração do capital humano qualitativo e para os instrumentos empregados para capital humano. O ideal é que tivessem uma defasagem maior, de modo que pudessem abarcar uma quantidade maior de pessoas que compõem a força de trabalho.

Por fim, destaca-se que desenvolvimento econômico é um tema bastante amplo e multifacetado, existindo diversos indicadores – além da renda – que auxiliam na construção dos cenários e no entendimento da realidade que nos cerca. Cabe, portanto, como sugestão para pesquisas futuras, a investigação de como instituições e capital humano afetam outras medidas de desenvolvimento.

**APÊNDICE 2.1 – Elaboração do Indicador de Qualidade Institucional Municipal
(IQIM)**

IQIM	Grau de Participação (33,3%)	Existência de Conselhos 4% Conselhos Instalados 4% Conselhos Paritários 7% Conselhos Deliberativos 7% Conselhos que administram Fundos 11%
	Capacidade Financeira (33,3%)	Existência de Consórcios 11% Receita Corrente X Dívida 11% Poupança Real per capita 11%
	Capacidade Gerencial (33,3%)	IPTU Ano da Planta 8% IPTU Adimplência 8% Instrumentos de Gestão 8% Instrumentos de Planejamento 8%

Fonte: Retirado de “Agenda Político-Institucional” (MPOG).

APÊNDICE 2.2 – Descrição Das Variáveis Utilizadas nos Modelos

Tabela 2.11 – Descrição das Variáveis (continua)

Variável	Descrição
Log da renda domiciliar <i>per capita</i> média em 2010	Logaritmo da razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes no município e o número total desses indivíduos. Valores em R\$ de 1º de agosto de 2010. Informações obtidas a partir do Censo Demográfico de 2010 (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE).
Anos médios de estudo em 2010	Média municipal de anos de estudo da população com 25 anos de idade ou mais. Observação: o Censo Demográfico de 2010 traz o nível de instrução dos indivíduos segmentado não em anos de estudo, mas em quatro categorias: (i) Sem instrução e fundamental incompleto; (ii) Fundamental completo e médio incompleto; (iii) Médio completo e superior incompleto e (iv) Superior completo. Considerando-se a estrutura do ensino no Brasil vigente à época em que essas pessoas com mais de 25 anos ingressaram na vida escolar (anterior à atual), tem-se que, as categorias acima correspondem aos seguintes anos de estudo: (i) 0 a 7; (ii) 8 a 10; (iii) 11 a 15; (iv) 16 ou mais. Para as categorias (i), (ii) e (iii) tomaram-se as respectivas médias (3,5; 9 e 13, respectivamente). Para a quarta categoria, adotou-se o valor 16. Informações obtidas a partir do Censo Demográfico de 2010 (IBGE).
Nota média no ENEM em 2001	Nota média municipal obtida pelos alunos na prova objetiva do Exame Nacional do Ensino Médio em 2001. Informações disponibilizadas pelo Ministério da Educação através do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira.
Qualidade Institucional em 2000	Índice de Qualidade Institucional Municipal calculado pelo Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Maiores detalhes sobre sua metodologia de cálculo podem ser encontrados em: http://www.mp.gov.br/secretarias/upload/Arquivos/spi/downloads/081014_DOWN_EX_PC_Agen_relAgenda.pdf
Log Professores/População em 1996	Logaritmo da razão entre o número de professores do ensino fundamental em 1996 e o número de pessoas que tinham entre 6 e 15 anos de idade naquele ano no município. O número de professores foi obtido através do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira e os dados da população através da Contagem da População de 1996 (IBGE).
Log Matrículas/População em 1996	Logaritmo da razão entre o número de matrículas no ensino fundamental em 1996 e o número de pessoas que tinham entre 6 e 15 anos de idade naquele ano no município. O número de matrículas foi obtido através do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira e os dados da população através da Contagem da População de 1996 (IBGE).
Log Matrículas/Professores em 2001	Logaritmo da razão entre o número de matrículas nos ensinos fundamental e médio em 2001 e número de professores dos ensinos fundamental e médio daquele ano no município. Informações obtidas através do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira e os dados da população através da Contagem da População de 1996 (IBGE).
Log Prop. pretos e pardos em 1872	Logaritmo da proporção de pessoas de cor preta e parda na população municipal em 1872. Dados extraídos do Censo Populacional, disponibilizados pelo Núcleo de Pesquisa em História Econômica e Demográfica, que podem ser acessadas através do link: http://www.nphed.cedeplar.ufmg.br/pop72/index.html

Tabela 2.11 – Descrição das Variáveis (continuação)

Variável	Descrição
Prop. de homens na população com menos de 1 ano de idade	Percentual de pessoas do gênero masculino na população com menos de 1 ano de idade no município. Informações obtidas a partir do Censo Demográfico de 2010 (IBGE).
Posição Geográfica	Latitude e Longitude dos municípios brasileiros. Os dados foram obtidos do cadastro de cidades e vilas do IBGE de 1998.
<i>Dummies</i> de qualidade do solo	Conjunto de doze variáveis binárias referentes aos tipos de solos presentes em um raio de 0,1 grau a partir do centro do município. Informações obtidas a partir da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária.
Temperaturas médias	Conjunto de quatro variáveis indicando as estimativas das médias trimestrais municipais de temperatura (em graus centígrados) nos 30 anos que se estendem de 1961 a 1990. Os dados foram extraídos do IPEADATA e as estimativas foram realizadas a partir da base de dados climáticos CRU CL 2.0 10' do Climate Research Unit da University of East Anglia na Inglaterra . Verão: dezembro a fevereiro; Outono: março a maio; Inverno: junho a agosto; Primavera: setembro a novembro.
Precipitações médias	Conjunto de quatro variáveis indicando as estimativas das médias trimestrais municipais de precipitação pluviométrica (em milímetros por mês) nos 30 anos que se estendem de 1961 a 1990. Os dados foram extraídos do IPEADATA e as estimativas foram realizadas a partir da base de dados climáticos CRU CL 2.0 10' do Climate Research Unit da University of East Anglia na Inglaterra . Verão: dezembro a fevereiro; Outono: março a maio; Inverno: junho a agosto; Primavera: setembro a novembro.
<i>Dummies</i> de regiões naturais	Conjunto de cinco variáveis binárias indicando a Região Natural na qual o município se localiza. Informações obtidas através do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

APÊNDICE 2.3 – Estimações em Mínimos Quadrados Ordinários com Capital Humano Quantitativo

Tabela 2.12 – Estimações em Mínimos Quadrados Ordinários com Capital Humano Quantitativo (continua)

VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DA RENDA DOMICILIAR PER CAPITA MÉDIA EM 2010									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Anos médios de estudo em 2010	0.356*** (0.00421)		0.277*** (0.00476)	0.244*** (0.00342)		0.230*** (0.00348)	0.245*** (0.00345)		0.232*** (0.00350)
Qualidade Institucional em 2000		0.569*** (0.0102)	0.326*** (0.00940)		0.241*** (0.0113)	0.0971*** (0.00735)		0.238*** (0.0113)	0.0943*** (0.00728)
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS									
Latitude/Longitude	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Solos	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Precipitação	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Regiões	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Observações	4200	4200	4200	4200	4200	4200	4200	4200	4200
R-quadrado	0.564	0.396	0.668	0.831	0.66	0.838	0.837	0.669	0.844

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 2.12 – Estimações em Mínimos Quadrados Ordinários com Capital Humano Quantitativo (continuação)

VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DA RENDA DOMICILIAR PER CAPITA MÉDIA EM 2010									
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
Anos médios de estudo em 2010	0.242*** (0.00359)		0.227*** (0.00362)	0.238*** (0.00362)		0.223*** (0.00366)	0.239*** (0.00359)		0.226*** (0.00366)
Qualidade Institucional em 2000		0.248*** (0.0111)	0.102*** (0.00727)		0.235*** (0.0108)	0.0971*** (0.00720)		0.228*** (0.0108)	0.0911*** (0.00713)
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS									
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Observações	4200	4200	4200	4200	4200	4200	4200	4200	4200
R-quadrado	0.841	0.689	0.848	0.845	0.707	0.852	0.852	0.712	0.858

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Fonte: Elaboração dos autores.

APÊNDICE 2.4 – Estimações em Mínimos Quadrados Ordinários com Capital Humano Qualitativo

Tabela 2.13 – Estimações em Mínimos Quadrados Ordinários com Capital Humano Qualitativo (continua)

VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DA RENDA DOMICILIAR PER CAPITA MÉDIA EM 2010									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Nota média no ENEM em 2001	0.0525*** (0.00141)		0.0368*** (0.00140)	0.0253*** (0.00136)		0.0219*** (0.00127)	0.0250*** (0.00138)		0.0214*** (0.00128)
Qualidade Institucional em 2000		0.557*** (0.00960)	0.376*** (0.0116)		0.232*** (0.0105)	0.186*** (0.00988)		0.230*** (0.0105)	0.183*** (0.00986)
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS									
Latitude/Longitude	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Solos	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Precipitação	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Regiões	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Observações	4660	4660	4660	4660	4660	4660	4660	4660	4660
R-quadrado	0.403	0.385	0.543	0.677	0.66	0.705	0.684	0.67	0.711

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 2.13 – Estimações em Mínimos Quadrados Ordinários com Capital Humano Qualitativo (continuação)

VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DA RENDA DOMICILIAR PER CAPITA MÉDIA EM 2010									
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
Nota média no ENEM em 2001	0.0254*** (0.00141)		0.0216*** (0.00130)	0.0237*** (0.00145)		0.0201*** (0.00133)	0.0240*** (0.00148)		0.0207*** (0.00136)
Qualidade Institucional em 2000		0.240*** (0.0103)	0.192*** (0.00972)		0.228*** (0.0101)	0.186*** (0.00951)		0.221*** (0.0100)	0.181*** (0.00949)
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS									
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Observações	4660	4660	4660	4660	4660	4660	4660	4660	4660
R-quadrado	0.703	0.691	0.732	0.717	0.71	0.744	0.724	0.715	0.749

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Fonte: Elaboração dos autores.

APÊNDICE 2.5 – Regressões de Primeiro Estágio para a Comparação entre Diferentes Métodos de Estimação

Tabela 2.14 – Regressões de Primeiro Estágio para a Comparação entre Diferentes Métodos de Estimação – Modelo I

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Robust	Cluster	Partial	Default
Variável dependente: Anos Médios de Estudo em 2010				
Log Professores/População em 1996	0.167*** (0.0174)	0.168* (0.0741)	0.169*** (0.0178)	0.167*** (0.0182)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.404*** (0.0624)	-0.306 (0.155)	-0.307*** (0.0553)	-0.404*** (0.0568)
Variável dependente: Qualidade Institucional em 2000				
Log Professores/População em 1996	0.0307*** (0.00884)	0.035** (0.0158)	0.035*** (0.0089)	0.0307*** (0.00908)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.184*** (0.0267)	-0.204*** (0.0527)	-0.197*** (0.0275)	-0.184*** (0.0284)
ESTATÍSTICA F PARA OS INSTRUMENTOS EXCLUÍDOS				
Capital Humano	67.86	6.53	61.7	68.67
Instituições	30.15	10.24	34.4	27.18
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS NO PRIMEIRO E SEGUNDO ESTÁGIOS				
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Sim	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Sim	Sim	Sim	Sim
Regiões	Sim	Sim	Sim	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.
Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 2.15 – Regressões de Primeiro Estágio para a Comparação entre Diferentes Métodos de Estimação – Modelo II

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Robust	Cluster	Partial	Default
Variável dependente: Anos Médios de Estudo em 2010				
Log Matrículas/População em 1996	0.150*** (0.0162)	0.158* (0.0636)	0.158*** (0.0166)	0.150*** (0.0171)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.368*** (0.0628)	-0.277* (0.1534)	-0.280*** (0.0554)	-0.368*** (0.0571)
Variável dependente: Qualidade Institucional em 2000				
Log Matrículas/População em 1996	0.0217** (0.00815)	0.0268 (0.0137)	0.0265*** (0.0083)	0.0217* (0.00854)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.179*** (0.0269)	-0.1997*** (0.0530)	-0.1935*** (0.0276)	-0.179*** (0.0285)
ESTATÍSTICA F PARA OS INSTRUMENTOS EXCLUÍDOS				
Capital Humano	65.19	6.14	62.16	64.72
Instituições	27.53	9.44	31.53	24.69
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS NO PRIMEIRO E SEGUNDO ESTÁGIOS				
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Sim	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Sim	Sim	Sim	Sim
Regiões	Sim	Sim	Sim	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.
Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 2.16 – Regressões de Primeiro Estágio para a Comparação entre Diferentes Métodos de Estimação – Modelo III

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Robust	Cluster	Partial	Default
Variável dependente: Nota média no ENEM em 2001				
Log Matrículas/Professores em 2001	-1.871*** (0.366)	-1.871* (0.770)	-1.861*** (0.347)	-1.871*** (0.347)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-1.198*** (0.244)	-0.894 (0.9882)	-0.935** (0.275)	-1.198*** (0.279)
Variável dependente: Qualidade Institucional em 2000				
Log Matrículas/Professores em 2001	0.0263 (0.0340)	-0.0055 (0.0573)	0.0069 (0.0337)	0.0263 (0.0340)
Log Prop. pretos e pardos em 1872	-0.187*** (0.0260)	-0.208*** (0.0526)	-0.202*** (0.027)	-0.187*** (0.0274)
ESTATÍSTICA F PARA OS INSTRUMENTOS EXCLUÍDOS				
Capital Humano	23.74	3.96	19.28	21.75
Instituições	26.47	7.8	28.75	24.16
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS NO PRIMEIRO E SEGUNDO ESTÁGIOS				
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Sim	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Sim	Sim	Sim	Sim
Regiões	Sim	Sim	Sim	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Fonte: Elaboração dos autores.

APÊNDICE 2.6 – Resultados tendo em conta o PIB *per capita* dos municípios como variável de interesse

Tabela 2.17 – Estimações em Mínimos Quadrados Ordinários com Capital Humano Quantitativo – Variável Dependente: PIB *per capita* municipal (continua)¹⁷

VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DO PIB PER CAPITA EM 2010									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Anos médios de estudo em 2010	0.426*** (0.00826)		0.322*** (0.00894)	0.285*** (0.00782)		0.263*** (0.00788)	0.284*** (0.00790)		0.262*** (0.00795)
Qualidade Institucional em 2000		0.712*** (0.0154)	0.431*** (0.0154)		0.326*** (0.0182)	0.161*** (0.0154)		0.326*** (0.0182)	0.163*** (0.0155)
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS									
Latitude/Longitude	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Solos	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Precipitação	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Regiões	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Observações	4200	4200	4200	4200	4200	4200	4200	4200	4200
R-quadrado	0.409	0.315	0.501	0.619	0.512	0.629	0.622	0.52	0.632

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Observação: Replica os resultados da tabela 2.12.

Fonte: Elaboração dos autores

Tabela 2.17 – Estimações em Mínimos Quadrados Ordinários com Capital Humano Quantitativo – Variável Dependente: PIB *per capita* municipal (continuação)

¹⁷ Este Apêndice replica os resultados reportados na seção 2.4 deste trabalho tendo como variável dependente não a renda domiciliar *per capita* média em 2010, mas sim o PIB *per capita* municipal em 2010. Para as tabelas que replicam os resultados da subseção 2.4.2, são apresentados apenas os segundos estágios das regressões, uma vez que seus primeiros estágios são idênticos aos reportados ao longo do presente trabalho. Além disso, não é apresentado o resultado do teste de falsificação, uma vez que este seria idêntico ao reportado na subseção 2.4.2.6.

VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DO PIB PER CAPITA EM 2010									
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
Anos médios de estudo em 2010	0.278*** (0.00804)		0.251*** (0.00820)	0.275*** (0.00811)		0.248*** (0.00829)	0.272*** (0.00809)		0.246*** (0.00827)
Qualidade Institucional em 2000		0.344*** (0.0180)	0.183*** (0.0158)		0.333*** (0.0178)	0.180*** (0.0158)		0.326*** (0.0178)	0.176*** (0.0158)
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS									
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Observações	4200	4200	4200	4200	4200	4200	4200	4200	4200
R-quadrado	0.628	0.541	0.64	0.633	0.554	0.645	0.636	0.559	0.647

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Observação: Replica os resultados da tabela 2.12.

Fonte: Elaboração dos autores

Tabela 2.18 – Estimções em Mínimos Quadrados Ordinários com Capital Humano Qualitativo – Variável Dependente: PIB *per capita* municipal (continua)

VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DO PIB PER CAPITA EM 2010									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Nota média no ENEM em 2001	0.0571*** (0.00188)		0.0347*** (0.00187)	0.0216*** (0.00181)		0.0163*** (0.00170)	0.0207*** (0.00183)		0.0151*** (0.00173)
Qualidade Institucional em 2000		0.708*** (0.0147)	0.537*** (0.0175)		0.323*** (0.0173)	0.288*** (0.0173)		0.323*** (0.0173)	0.290*** (0.0174)
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS									
Latitude/Longitude	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Solos	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Precipitação	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Regiões	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Observações	4660	4660	4660	4660	4660	4660	4660	4660	4660
R-quadrado	0.236	0.307	0.376	0.486	0.507	0.519	0.492	0.515	0.525

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Observação: Replica os resultados da tabela 2.13.

Fonte: Elaboração dos autores

Tabela 2.18 – Estimções em Mínimos Quadrados Ordinários com Capital Humano Qualitativo – Variável Dependente: PIB *per capita* municipal (continuação)

VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DO PIB PER CAPITA EM 2010									
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
Nota média no ENEM em 2001	0.0215*** (0.00184)		0.0154*** (0.00171)	0.0204*** (0.00187)		0.0145*** (0.00174)	0.0194*** (0.00189)		0.0139*** (0.00176)
Qualidade Institucional em 2000		0.341*** (0.0170)	0.307*** (0.0172)		0.330*** (0.0169)	0.300*** (0.0170)		0.321*** (0.0168)	0.294*** (0.0170)
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS									
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Observações	4660	4660	4660	4660	4660	4660	4660	4660	4660
R-quadrado	0.51	0.536	0.547	0.524	0.55	0.558	0.53	0.555	0.563

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Observação: Replica os resultados da tabela 2.13.

Fonte: Elaboração dos autores

Tabela 2.19 – Efeito de Capital Humano e Instituições sobre o PIB *per capita* (Segundo Estágio – Modelos I, II e III)

VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DO PIB PER CAPITA EM 2010					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PAINEL A: MODELO I					
Anos médios de estudo em 2010	0.583*** (0.0583)	0.588*** (0.0646)	0.493*** (0.130)	0.527*** (0.108)	0.476*** (0.128)
Qualidade Institucional em 2000	0.125 (0.142)	0.0687 (0.166)	0.511 (0.403)	0.594* (0.298)	0.715 (0.425)
Observações	4200	4200	4200	4200	4200
R-quadrado	0.443	0.452	0.453	0.393	0.391
PAINEL B: MODELO II					
Anos médios de estudo em 2010	0.553*** (0.0467)	0.564*** (0.0527)	0.469*** (0.0982)	0.527*** (0.0918)	0.483*** (0.109)
Qualidade Institucional em 2000	0.136 (0.134)	0.0847 (0.155)	0.559 (0.336)	0.595* (0.272)	0.701 (0.378)
Observações	4200	4200	4200	4200	4200
R-quadrado	0.476	0.477	0.457	0.393	0.392
PAINEL C: MODELO III					
Nota média no ENEM em 2001	0.0228 (0.0197)	0.0293 (0.0176)	0.0270 (0.0234)	0.0565* (0.0287)	0.0748* (0.0294)
Qualidade Institucional em 2000	0.423*** (0.0990)	0.479*** (0.121)	1.461*** (0.243)	1.249*** (0.209)	1.342*** (0.268)
Observações	4660	4660	4660	4660	4660
R-quadrado	0.508	0.496	-0.0237	0.0578	-0.116
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS NO PRIMEIRO E SEGUNDO ESTÁGIOS					
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Não	Não	Não	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Observação 1: estimações realizadas de modo a apresentarem erros padrões corrigidos pela heterocedasticidade.

Observação 2: Replica os resultados das tabelas 2.3, 2.4 e 2.5.

Fonte: Elaboração dos autores

Tabela 2.20 – Comparações de Estimadores – Variável Dependente: PIB *per capita* (Segundo Estágio – Modelos I, II e III)

VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DO PIB PER CAPITA EM 2010				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Robust	Cluster	Partial	Default
PAINEL A: MODELO I				
Anos médios de estudo em 2010	0.476*** (0.128)	0.527* (0.223)	0.542*** (0.111)	0.476*** (0.130)
Qualidade Institucional em 2000	0.715 (0.425)	0.594 (0.487)	0.517 (0.297)	0.715 (0.412)
Observações	4200	4200	4200	4200
R-quadrado	0.391	0.393	0.401	0.391
PAINEL B: MODELO II				
Anos médios de estudo em 2010	0.483*** (0.109)	0.527** (0.173)	0.534*** (0.0954)	0.483*** (0.113)
Qualidade Institucional em 2000	0.701 (0.378)	0.595 (0.409)	0.530* (0.269)	0.701 (0.367)
Observações	4200	4200	4200	4200
R-quadrado	0.392	0.393	0.405	0.392
PAINEL C: MODELO III				
Nota média no ENEM em 2001	0.0748* (0.0294)	0.0565 (0.0478)	0.0577* (0.0279)	0.0748** (0.0287)
Qualidade Institucional em 2000	1.342*** (0.268)	1.249** (0.469)	1.204*** (0.236)	1.342*** (0.277)
Observações	4660	4660	4660	4660
R-quadrado	-0.116	0.0578	0.0702	-0.116
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS NO PRIMEIRO E SEGUNDO ESTÁGIOS				
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Sim	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Sim	Sim	Sim	Sim
Regiões	Sim	Sim	Sim	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Observação: Replica os resultados da tabela 2.6.

Fonte: Elaboração dos autores

Tabela 2.21 – Efeito de Capital Humano e Instituições sobre o PIB *per capita* (Segundo Estágio – Modelos I, II e III) – Resultados da Subamostra

VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG DO PIB PER CAPITA EM 2010					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PAINEL A: MODELO I					
Anos médios de estudo em 2010	0.466*** (0.101)	0.447*** (0.131)	0.379 (0.279)	0.639* (0.323)	0.698* (0.326)
Qualidade Institucional em 2000	0.436* (0.217)	0.451 (0.299)	0.785 (0.878)	0.393 (0.753)	0.0684 (0.938)
Observações	3444	3444	3444	3444	3444
R-quadrado	0.532	0.551	0.472	0.385	0.384
PAINEL B: MODELO II					
Anos médios de estudo em 2010	0.446*** (0.0704)	0.445*** (0.0903)	0.402* (0.162)	0.600** (0.206)	0.634*** (0.190)
Qualidade Institucional em 2000	0.454* (0.190)	0.454 (0.247)	0.725 (0.582)	0.462 (0.541)	0.224 (0.592)
Observações	3444	3444	3444	3444	3444
R-quadrado	0.544	0.552	0.484	0.409	0.438
PAINEL C: MODELO III					
Nota média no ENEM em 2001	-0.0141 (0.0158)	-0.00788 (0.0163)	-0.00309 (0.0267)	0.0214 (0.0306)	0.0272 (0.0264)
Qualidade Institucional em 2000	0.811*** (0.126)	1.018*** (0.139)	1.752*** (0.281)	1.496*** (0.229)	1.512*** (0.259)
Observações	3952	3952	3952	3952	3952
R-quadrado	0.43	0.367	-0.18	0.0486	0.0196
VARIÁVEIS DE CONTROLE INCLUÍDAS NO PRIMEIRO E SEGUNDO ESTÁGIOS					
Latitude/Longitude	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Qualidade dos solos	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Temperatura	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Precipitação	Não	Não	Não	Sim	Sim
Regiões	Não	Não	Não	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Observação 1: estimações realizadas de modo a apresentarem erros padrões corrigidos pela heterocedasticidade.
Observação 2: Replica os resultados das tabelas 2.7, 2.8 e 2.9.

Fonte: Elaboração dos autores

3 SEGUNDO ENSAIO: O IMPACTO DA PARTICIPAÇÃO DO SETOR PÚBLICO NO EMPREGO SOBRE O MERCADO DE TRABALHO DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

3.1 Introdução

Este estudo tem como objetivo investigar como a participação do setor público no total de empregos da economia impacta sobre o mercado de trabalho dos municípios brasileiros. Neste sentido, são investigados os efeitos do tamanho do mercado de trabalho do setor público sobre a duração da jornada de trabalho contratual semanal, a rotatividade da mão de obra, o empreendedorismo, o capital humano, o nível de produtividade e a capacidade de inovação.

Historicamente, o setor público desempenhou papel ativo no desenvolvimento e maturação da economia nacional. No início do século passado, quando o Brasil ainda não era uma economia madura, não se inserindo, portanto, no recente processo de globalização e apresentando baixa capacidade nacional em atrair investimentos externos, contribuiu largamente para o processo de industrialização do país, viabilizando-o através de investimentos em infraestrutura e em setores considerados estratégicos – por critérios *ad hoc*, não determinados pela eficiência de mercado (GREMAUD; TONETO JÚNIOR; VASCONCELLOS, 2007). No final da década de 1970, chegou a representar mais de 40% da formação bruta de capital fixo do País (GIAMBIAGI, 2005). Tais políticas alavancaram o setor público no Brasil, de modo que a participação das administrações estatais no PIB passou de 6,3% em 1947 para 11,6% em 1989¹⁸.

No período mais recente, o setor público seguiu em expansão. As administrações públicas, que em 2000 já representavam 15,5% do PIB, passaram a responder por 16,8% deste em 2014¹⁹. Neste último ano, seu produto superou em 54% o registrado para a indústria de transformação nacional e foi maior em mais de três vezes àquele observado na economia primária.

Em consequência, o setor público representa parcela significativa do mercado de trabalho brasileiro. Os dados do Ministério do Trabalho e do Emprego (MTE),

¹⁸ Informações retiradas das Estatísticas do Século XX (IBGE). Considerou-se a participação das administrações públicas no Produto Interno Bruto a custo de fatores.

¹⁹ Informações retiradas do Sistema de Contas Nacionais (IBGE). Considerou-se a participação das administrações públicas no Valor Adicionado Bruto, que, por definição, é igual ao Produto Interno Bruto a custo de fatores.

disponibilizados através da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) – que levam em conta apenas as informações do mercado de trabalho formal – mostram o avanço do emprego público no país. Em 2000, eram 5,4 milhões de trabalhadores estatutários e 6,3 milhões de trabalhadores empregados em estabelecimentos pertencentes ao setor público. Em 2013, esses números saltaram para 9,0 milhões e 9,8 milhões, respectivamente, o que representa taxas de crescimento de 64,9% e 55,2% no período. No Brasil, cerca de um em cada cinco trabalhadores formais possui vínculo estatutário e/ou está empregado em estabelecimentos do setor público. Essa representatividade é mais expressiva nos municípios de pequeno porte (média de 44,3%) em comparação com os de médio e grande porte (médias de 14,0% e 20,3%, respectivamente).

A elevada participação do setor público no mercado de trabalho brasileiro é um aspecto de nossa configuração econômica que merece ser investigado, uma vez que a dinâmica do emprego público é marcadamente distinta da observada no âmbito privado, com potenciais consequências sobre as economias locais. No setor privado, são praticadas as regras de mercado – normatizadas pela legislação trabalhista –, que impõem concorrência entre os trabalhadores para a manutenção do emprego, obtenção de melhores posicionamentos e promoções. De acordo com a teoria econômica, esse tipo de configuração tende a gerar incentivos benéficos para a sociedade, uma vez que os indivíduos – visando melhoria de suas condições pessoais – são estimulados a se tornarem cada vez mais eficientes em suas atribuições, aumentando a produtividade da economia como um todo, com efeitos sobre o nível de desenvolvimento das localidades (BLOOM; VAN REENEN, 2010).

No setor público, por outro lado, as práticas são outras. Com servidores contando com estabilidade no emprego garantida constitucionalmente e na ausência de sistemas de avaliação de resultados e de progressão de carreira – inerentes entre si – desenhados de forma eficiente e aplicados de maneira efetiva, pode-se observar um movimento oposto ao descrito anteriormente, com efeitos negativos sobre a configuração do mercado de trabalho e, conseqüentemente, sobre as economias locais.

O aspecto gerencial de recursos humanos do emprego público é amplamente debatido por Souza (2002). A autora destaca que as amarras burocráticas existentes no setor, ao minar a iniciativa e a criatividade de seus servidores, geram morosidade e ineficiência. Discorre também sobre as razões da existência da estabilidade do emprego, afirmando que esta foi criada para ser um mecanismo de proteção tanto à sociedade quanto ao servidor, por evitar que estes sejam desligados injustamente e/ou se tornem alvo de perseguições políticas, bem

como por tentar minorar a prática da utilização de órgãos públicos para negociações políticas. Contudo, quando a mesma é combinada com ausência de meritocracia – ou seja, a inexistência de mecanismos que valorizem os servidores produtivos e puna o desempenho dos servidores não produtivos –, pode gerar resultados indesejáveis.

O tema aqui investigado ganha ainda maior relevância quando é levado em consideração o fato de que, na última década, o mercado de trabalho ganhou papel de destaque no contexto econômico nacional. Boa parte do crescimento observado no País se deu através da expansão da força de trabalho e da mão de obra (BONELI; FONTES, 2013). Entretanto, a intensificação das mudanças estruturais da pirâmide etária brasileira impõe uma realidade bastante diferente para os próximos anos. De acordo com as projeções populacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, a taxa de crescimento da população potencialmente ativa entre 2014 e 2030 será de 0,6% ao ano, bastante inferior ao observado entre os anos de 2000 e 2013 (média de +1,6% a.a.) e nas duas décadas anteriores a esse período (média de +2,4% a.a.). A partir de 2030 até 2060, a perspectiva é de que a mesma sofra queda (média de -0,5% a.a.).

Soma-se a essa nova tendência a forte queda na taxa de desemprego das principais regiões metropolitanas²⁰ do País, que caiu de 11,7% em 2002 para 4,8% em 2014, denotando uma redução da oferta de mão de obra disponível para o trabalho. Portanto, e principalmente em um contexto em que o País precisa desenvolver mecanismos que permitam impulsionar a produtividade para que a economia possa continuar a crescer, analisar como o mercado de trabalho do setor público impacta sobre a dinâmica das economias locais é fundamental para o direcionamento de políticas públicas.

Boas práticas gerenciais, tais como monitoramento de resultados, estabelecimento e acompanhamento de metas e incentivos, têm se mostrado relevantes na explicação de diferenciais na produtividade de empresas e países (BLOOM; VAN REENEN, 2010). Contudo, cabe esclarecer que o objetivo aqui não é realizar uma proposição para a reestruturação do setor público e/ou para a modificação de sua cultura organizacional. A contribuição do presente estudo para a literatura consiste em trazer, a partir de evidências empíricas, elementos que permitam verificar a necessidade de políticas com a finalidade de implementar novas práticas ou melhorar as existentes, oferecendo, portanto, subsídios para estas discussões. Cabe ressaltar ainda que este trabalho também contribui ao abordar o tema a

²⁰ Informações extraídas da Pesquisa Mensal do Emprego (IBGE). Refere-se à média anual da taxa de desemprego nas seis principais regiões metropolitanas do País, a saber: São Paulo, Rio de Janeiro, Salvador, Recife, Porto Alegre e Belo Horizonte. Em 2002, foi reportada a média entre os meses de março e dezembro.

partir de uma nova perspectiva, uma vez que grande parcela dos estudos realizados no Brasil referentes ao mercado do trabalho do setor público traz apenas elementos teóricos – apresentando somente estatísticas descritivas –, ou discutem questões referentes à reforma gerencial da década de 1990, como são exemplos Marconi (1997), Fontes Filho (2004), Coelho (2004), Matias-Pereira (2010) e Benedicto et al. (2013) e Reis (2014).

A principal fonte de informações utilizada para a realização do presente trabalho foi a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS/MTE). O uso dessa base de dados permite o uso de um banco de dados em painel, uma vez que traz informações anuais sobre o mercado de trabalho formal dos municípios brasileiros. Por outro lado, limita o presente estudo ao mercado de trabalho formal. Embora o ideal fosse a análise também envolver o mercado de trabalho informal – que, de acordo com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) de 2013, representa 23,8% da população ocupada do País²¹ – a inexistência de uma base de dados anual com informações municipais impossibilita essa abordagem.

Dadas as possibilidades da base de dados utilizada e com vistas a testar a robustez das estimativas, o tamanho do mercado de trabalho do setor público foi mensurado de duas maneiras. Na primeira, o mesmo foi mensurado pela proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos do setor público sobre o total da mão de obra formal. Na segunda, o mesmo é calculado com base na proporção de pessoas com vínculo estatutário sobre o total da mão de obra formal. Como será visto mais adiante, embora as medidas não sejam exatamente iguais, os resultados para ambos os tipos foram semelhantes, se não em magnitude, ao menos no que tange à direção do impacto gerado.

As variáveis sobre as quais se testou os efeitos do tamanho do mercado de trabalho do setor público foram: (i) média de horas contratuais semanais; (ii) tempo médio de permanência no emprego; (iii) proporção de trabalhadores empregados em empresas com até nove funcionários; (iv) média de anos de estudo; (v) remuneração média em salários mínimos; (vi) PIB por trabalhador formal; e (vii) tamanho da indústria. Conforme já mencionado, a seleção das variáveis de interesse buscou abarcar se o setor público exerce influência sobre diversos aspectos das economias locais, tais como a rotatividade da mão de obra, o grau de empreendedorismo da população, a qualificação do capital humano, a produtividade dos trabalhadores e a capacidade de inovar.

²¹ A PNAD segmenta as pessoas empregadas – de 10 anos ou mais de idade, no trabalho principal da semana de referência – em três categorias: (i) Com carteira de trabalho assinada; (ii) Militares e funcionários públicos estatutários; e (iii) Outros sem carteira de trabalho assinada. O tamanho do mercado de trabalho informal foi calculado a partir da razão entre a terceira categoria e o total de empregados.

Foram empregadas duas diferentes estratégias empíricas para a análise aqui realizada. Primeiramente, utilizou-se a estrutura dos dados em painel da RAIS para a realização de estimações com efeitos fixos para os municípios no período de 2000 a 2012. Com tal estratégia, acredita-se eliminar o possível problema causado por viés de variáveis omitidas nos estimadores, desde que as características não observadas dos municípios correlacionadas com o tamanho do mercado de trabalho do setor público sejam fixas ao longo do tempo.

Em segundo, como forma de checar a robustez dos resultados obtidos, estimou-se modelos com dados em corte transversal para três dos anos contemplados no painel (2000, 2006 e 2012), através da metodologia de variáveis instrumentais. O uso desta metodologia visa eliminar a possível endogeneidade existente entre a variável explicativa e as explicadas, porém com hipóteses diferentes daquelas do método de efeitos fixos.

Os instrumentos escolhidos para o tamanho do mercado de trabalho do setor público foram duas variáveis históricas: o pertencimento dos municípios aos ciclos coloniais da cana e/ou do ouro. Como será visto mais adiante, o pressuposto fundamental é que a configuração social e econômica engendradora no surgimento de tais localidades perpetuou-se ao longo do tempo, influenciando sua estrutura atual. Embora o ideal fosse a estimação de um modelo com dados em painel e variáveis instrumentais, estes instrumentos são fixos no tempo, impossibilitando o uso dessa abordagem.

O estudo contém mais cinco seções além desta introdução. Na seção 3.2 é apresentado o referencial teórico, na tentativa de relacionar as diretrizes que guiam o emprego público no Brasil e a teoria econômica. Também são apresentados os trabalhos mais recentes sobre o tema. Na seção 3.3, é feita uma caracterização do emprego no setor público brasileiro, mostrando sua evolução recente e comparando seus indicadores com aqueles observados no setor privado. A seção 3.4 traz as estratégias empíricas adotadas, bem como o detalhamento das bases de dados e dos métodos empregados. Os resultados encontrados são mostrados na seção 3.5. Por fim, a seção 3.6 apresenta as considerações finais.

Em geral, as estimações do modelo de efeitos fixos constataram que um aumento da participação do setor público no mercado de trabalho em um município causa redução da jornada de trabalho contratual semanal, aumenta o tempo médio de permanência no emprego, diminui o percentual de pessoas vinculadas a estabelecimentos com até nove funcionários, aumenta a média de anos de estudo dos trabalhadores, reduz a remuneração média recebida pelos trabalhadores e – em algumas especificações – o PIB por trabalhador e reduz a participação da indústria na economia.

Algumas dessas relações são esperadas. Existindo o dispositivo da estabilidade no emprego público, a exigência de aprovação em concurso para o ingresso na carreira pública e dada a elevada participação do emprego público na média dos municípios brasileiros, é natural que quanto maior for o mercado de trabalho do setor público na economia municipal, maior será o tempo de permanência no emprego e a escolaridade média dos trabalhadores. Por outro lado, a redução na remuneração média e no PIB por trabalhador sugere que, apesar de o setor público pagar maiores salários em relação ao setor privado e atrair mão de obra com maior qualificação, as instituições equivocadas quanto à gestão dos recursos humanos minam o efeito da escolaridade sobre a produtividade, resultando em uma dinâmica desfavorável naquelas localidades que é mais representativo.

As estimações do modelo de variáveis instrumentais corroborou grande parte dos resultados obtidos através do modelo anterior. Para cinco das sete variáveis pesquisadas, os coeficientes estimados seguiram a mesma direção captada anteriormente, embora não necessariamente para todos os anos considerados e não com a mesma magnitude. As duas exceções foram os impactos sobre a média de anos de estudo, cujos coeficientes estimados não se mostraram estatisticamente diferentes de zero, e sobre o percentual de trabalhadores empregados em estabelecimentos com até nove funcionários, cujos coeficientes estimados não se mostraram significativos para os anos de 2000 e 2006 e apresentaram direção contrária para 2012.

3.2 As Diretrizes que Guiam o Emprego Público no Brasil e a Teoria Econômica

Esta seção analisa algumas das diretrizes que guiam o emprego do setor público no Brasil a partir de uma perspectiva histórica, com foco nas questões da seleção dos trabalhadores, da burocracia e da estabilidade do emprego, relacionando-as com a teoria econômica na tentativa de elucidar como esta configuração afeta a estrutura de incentivos no setor.

A questão do emprego público no Brasil – e de quem pode ocupá-lo – é tratada desde a primeira Constituição do País (Constituição Política do Império do Brasil, de 25 de março de 1824). Nela, ficou definido que os cargos públicos civis, políticos e militares poderiam ser ocupados por qualquer cidadão, cuja seleção se daria com base em virtudes e talentos pessoais. Conforme destaca Souza (2002), além de não haver transparência quanto aos critérios de avaliação dessas características pessoais, a hierarquização da carreira pública era baseada em *status* e poder. Por sua vez, a segunda Constituição (de 24 de fevereiro de 1891),

embora tenha reafirmado a igualdade de todos os cidadãos quanto ao acesso ao serviço público, deixou as questões relativas ao ingresso a cargo de leis ordinárias.

Apenas na terceira Constituição (de 16 de julho de 1934) os critérios para o ingresso na carreira pública foram melhores definidos, tendo sido determinada a necessidade de exame de sanidade mental e de concurso de provas ou títulos. Estes critérios foram mantidos nas Constituições subsequentes (1937, 1946, 1967, 1969 e 1988), que buscaram manter as questões de anonimato e impessoalidade para o ingresso no serviço público.

Conforme recorda Souza (2002), apesar dos dispositivos previstos nas Constituições para a entrada de trabalhadores no setor público, ao longo dos anos diversos outros foram desenhados na tentativa de burlar os sistemas vigentes, tendo o emprego público muitas vezes sido utilizado para barganha política. Além disso, um ponto de fragilidade no sistema de hierarquização e cargos na carreira pública, com efeitos sobre a estrutura de incentivos dos indivíduos, se refere ao sistema de seleção de cargos para o alto escalão. Livre da exigência de aprovação em concursos, os cargos de Direção e Assessoramento Superior (DAS) são frequentemente utilizados como instrumentos políticos.

A teoria econômica de torneios e promoções afirma que há uma simbiose entre produtividade e compensação. A primeira tem influência sobre a segunda, mas é também, em parte, determinada por ela. O salário pago em determinado nível hierárquico não necessariamente é definido somente para influenciar os trabalhadores que se encontram naquele nível, mas também para gerar incentivos aos que querem chegar ao mesmo²².

A teoria também prediz que, no geral, indivíduos que se encontram em baixo grau hierárquico se esforçarão para alcançar níveis mais elevados (LAZEAR e SHAW, 2007). Assim, quando uma empresa busca fora de sua estrutura os trabalhadores para ocupar (competir por) estes cargos, gera-se desmotivação para os que já se encontram inseridos neste arcabouço. A estrutura da administração estatal brasileira, na qual a composição do Executivo é presidencialista em um ambiente multipartidário fragmentado, exige a construção de uma ampla coalizão para exercer o poder. Essa configuração faz com que cargos públicos mais altos sejam utilizados como “moeda de troca”, gerando desincentivos aos funcionários de carreira que ocupam posições mais baixas. Contribui também para este quadro a existência de cargos de confiança, bem como as progressões na carreira estarem vinculadas à permanência no cargo, além das gratificações, muitas vezes, levarem em conta somente o tempo de serviço.

²² Ver Lazear e Rosen 1981; Green e Stokey, 1983; Nalebuff e Stiglitz, 1983.

Outra característica do emprego público bastante controversa na literatura quanto aos seus efeitos sobre o desempenho dos trabalhadores é a estabilidade do emprego (MARTINS, 1995; SOUZA, 2002; MARCONI, 2005). A análise histórica mostra que, oficialmente, a mesma surgiu pela primeira vez na Lei 2.942/1915, através da qual ficou estabelecido que, passados 10 anos de exercício da função, o desligamento de um servidor público só poderia se dar através de um processo administrativo. Posteriormente, a estabilidade dos trabalhadores do setor público passou a ser um direito constitucional, conforme determinado pela terceira Constituição nacional (1934). A mesma reduziu o prazo necessário para a aquisição da estabilidade para dois anos de exercício da função.

A lógica por trás deste dispositivo seria livrar os servidores públicos de perseguições políticas, criar um ambiente no qual pudessem desempenhar suas funções com apreço e também garantir a continuidade administrativa (MARCONI, 2005; SOUZA, 2002). Contudo, uma de suas consequências é a geração de incentivos à acomodação, sobretudo quando a estrutura de cargos e salários carece de uma clara definição quanto à avaliação de resultados e à progressão de carreira. Os indivíduos precisam de um determinado grau de incerteza que os impulse em direção a seus objetivos. Caso estejam seguros em seu emprego, independente de resultados ou de condições do ciclo econômico, os incentivos para que se esforcem em suas tarefas são reduzidos (LAZEAR; SHAW, 2007).

Um terceiro ponto a ser discutido sobre o setor público diz respeito aos seus excessos burocráticos, que cerceiam a liberdade e a iniciativa dos trabalhadores. Souza (2002) afirma que o tipo ideal de burocracia, segundo a lógica weberiana, teria efeitos positivos sobre a estrutura do mercado de trabalho no setor público, uma vez que contribui para a garantia da igualdade, da hierarquia e da impessoalidade, bem como enfatiza as questões relativas à profissionalização e à competência técnica. Azevedo e Loureiro (2003) destacam também a autonomia da burocracia que – ao prevenir o oportunismo partidário e o uso clientelista da máquina pública – é, de certa forma, garantidora da democracia.

Portanto, as críticas são voltadas não necessariamente à administração burocrática, mas sim aos seus excessos. Conforme lembra Silva (1999), a tentativa de migrar da administração burocrática para a administração gerencial do Estado, ocorrida a partir da Lei Decreto 200/1967, de modo a flexibilizar e modernizar as relações trabalhistas no setor público com vistas a melhorar a produtividade do setor, acabou por se traduzir no fortalecimento de práticas nepotistas e patrimonialistas. No contexto histórico, essa reforma

surgiu como resposta aos excessos regulamentadores impostos pelo Departamento Administrativo do Serviço Público (DASP), criado em 1936.

Na Constituição de 1988, com o objetivo de retomar a moralidade da carreira pública, foi determinada a constituição de um Regime Jurídico Único (Lei 8112, de 11 de dezembro de 1990), aplicado aos servidores da União, das autarquias e das fundações públicas federais. Para a realização da Reforma Gerencial da Administração Pública, foi instituído, em 1995, o Ministério da Administração e Reforma do Estado (incorporado posteriormente ao Ministério de Planejamento e Gestão) e promulgada a Emenda Constitucional Nº 19, em 4 de junho de 1998 (BRESSER PEREIRA, 1995; 1996).

Apesar das diversas modificações ocorridas na estruturação administrativa do serviço público, cujo aprofundamento e propostas de melhoria não são escopo deste estudo, existe consenso sobre o excesso de burocracia vigente. O país ainda não atingiu um ponto de equilíbrio no qual as várias dimensões da burocracia sejam aplicadas na intensidade apropriada às características intrínsecas dos diferentes órgãos que formam a administração pública (SOUZA, 2002).

A característica burocrática do emprego público também se coloca como um desafio à criação de sistemas de avaliação e desempenho. O que se apresenta na prática são mecanismos de controle que, independente de suas intenções, deixam pouco espaço para a iniciativa pessoal, além de não diferenciar os serviços produtivos dos improdutivos. Lazear e Shaw (2007) mostram que as corporações mundiais estão migrando, cada vez mais, para práticas de remuneração que visam incentivar os indivíduos via compensação. Contudo, a aplicação de tais métodos está intimamente vinculada ao seu baixo custo de mensuração. Este não é necessariamente o caso do setor público no Brasil, uma vez que, muitas vezes, é custoso auferir os resultados do trabalho burocrático.

De acordo com a teoria de recursos humanos, indivíduos com grande desutilidade de esforço relativo à sua produtividade evitam firmas que pagam por produtividade (LAZEAR, 2000). Assim, o viés de seleção pode acabar por atrair para o serviço público pessoas mais propensas a não desejar crescer profissionalmente, reduzindo a produtividade do setor, o que – dependendo de sua extensão – pode afetar as economias locais.

Os elementos comparativos entre o setor público e privado que serão demonstrados na seção 3.3, como menor carga horária de trabalho, maiores salários, podem causar uma “fuga de cérebros” do setor privado para o setor público²³. Em outras palavras, os trabalhadores

²³ Para um *survey* da literatura relativa à “fuga de cérebros”, ver Commander, Kangasniemi e Winters (2004).

mais qualificados são incentivados a abrir mão de trabalhar na iniciativa privada para buscarem colocações na carreira pública, dados os benefícios existentes nesta última.

Esse movimento, além diminuir a produtividade média do setor privado, pode não se traduzir em uma maior produtividade para o setor público, uma vez que a configuração da carreira pública, já discutida anteriormente, não gera incentivos para que estes trabalhadores mais qualificados se esforcem para atingir resultados. Ainda, a estruturação gera desincentivos ao empreendimento. Como consequência, pode ocorrer que nas localidades em que o setor público é maior, a produtividade do trabalho seja menor, tese que é corroborada pelos resultados obtidos neste trabalho.

Nesse contexto, destaca-se o estudo desenvolvido por Bloom e Van Reenen (2010). Os autores constataram que diferentes práticas de gerenciamento podem explicar as acentuadas disparidades na produtividade de firmas e países. Analisando aspectos como monitoramento de resultados, estabelecimento e acompanhamento de metas e estrutura de incentivos, mostraram que empresas com as melhores práticas gerenciais tendem a performar melhor em diversos aspectos, sendo maiores, mais produtivas e apresentando maiores taxas de sobrevivência. O Brasil figura entre os 17 países pesquisados, destacando-se negativamente ao ocupar a 13ª posição. Uma das possíveis razões para tal desempenho é o fato de que, de acordo com o estudo, empresas estatais – que representam parcela significativa no mercado brasileiro – são tipicamente muito mal gerenciadas, com potenciais impactos sobre o nível de produtividade da economia.

Estudos realizados para o Brasil sobre o mercado de trabalho do setor público são, em sua maioria, teóricos e, em grande parte dos casos, apresentam apenas estatísticas descritivas. O estudo de Marconi (1997) faz um comparativo dos mercados de trabalho do setor público e privado, concluindo que os gastos do governo com pessoal são excessivos e de má qualidade, gerando distorções que precisam ser corrigidas de modo a permitir a modernização do Estado.

Em um trabalho desenvolvido posteriormente, Marconi (2003), analisou o perfil da mão de obra dos setores público e privado e suas respectivas remunerações na década de 1990. A partir de uma abordagem empírica que lhe permitiu controlar características demográficas produtivas e institucionais, avaliou os diferenciais salariais praticados nas duas esferas supracitadas. Os resultados mostraram que, entre os trabalhadores com as mesmas características, os salários são mais elevados no setor público em relação ao setor privado.

Outros estudos, com foco bastante diferente do aqui proposto, analisam o mercado de trabalho do setor público e discutem questões relacionadas à reforma da administração

pública ocorrida nos anos 1990, à governança corporativa e à inserção de sistemas de gestão do ponto de vista teórico. Diversos desses foram citados ao longo desta seção e outros exemplos são Fontes Filho (2004), Coelho (2004), Matias-Pereira (2010) e Benedicto et al. (2013) e Reis (2014).

3.3 Caracterização do Emprego no Setor Público nos Municípios Brasileiros

Esta seção é dedicada a uma breve caracterização do emprego público nos municípios brasileiros, comparando seus indicadores com aqueles observados no mercado de trabalho privado. Como já mencionado, a RAIS permite que o número de trabalhadores do setor público seja mensurado de duas formas: a partir do total de pessoas empregadas em estabelecimentos do setor público ou a partir do total de pessoas com vínculo estatutário.

Ambas as medidas são diferentes entre si. Entre 2000 e 2012, cerca de 90% dos trabalhadores empregados em estabelecimentos do setor público tinham vínculo estatutário. Por outro lado, em torno de 99% dos trabalhadores com vínculo estatutário estavam empregados em estabelecimentos do setor público²⁴. Devido a diferenciação existente entre as duas medidas, optou-se pela análise de ambas. Os resultados apresentados a seguir mostram que, embora os valores encontrados sejam distintos para as formas de se mensurar o setor público (por vezes marginalmente), a tendência dos indicadores é a mesma.

Nota-se que, ao longo da última década, a representatividade do setor público no mercado de trabalho formal dos municípios brasileiros aumentou. No que tange aos trabalhadores empregados em estabelecimentos do setor público, a participação média municipal subiu de 41,8% em 2000 para 43,1% em 2012. Por sua vez, em se tratando daqueles com vínculo estatutário, este percentual passou de 30,3% para 39,4% no mesmo período (figura 3.1).

Cabe ressaltar que a participação do setor público no mercado de trabalho formal é consideravelmente mais pronunciada nos municípios de pequeno porte (até 100 mil habitantes) em relação àqueles de médio (mais de 100 mil até 500 mil habitantes) e grande porte (mais de 500 mil habitantes)²⁵. Em 2012, por exemplo, enquanto a representatividade, quando mensurada através do percentual de pessoas empregadas em estabelecimentos do setor

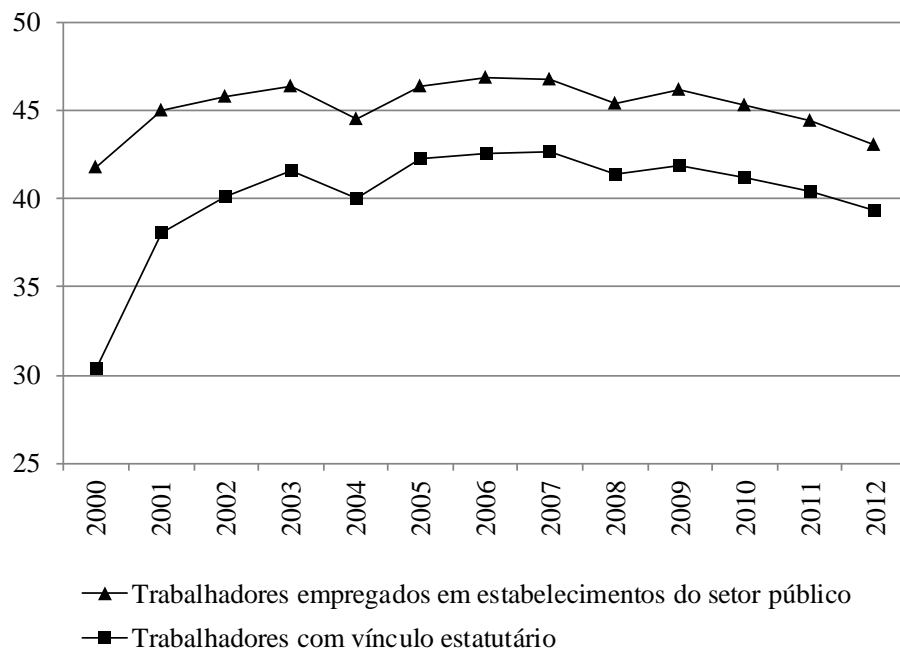
²⁴ Embora o segundo caso possa parecer curioso, destaca-se que as empresas classificadas como “Entidade Empresa Estatal” foram consideradas integrantes do setor privado. Assim, é possível que um número de trabalhadores, ainda que pequeno, com vínculo estatutário empregados em estabelecimentos do setor privado.

²⁵ A classificação dos municípios por porte com base no tamanho da população, bem como a definição dos cortes foram baseadas nos estudos de Santos (1994), Maricato (2001), Braga (2005), e Stamm, Staduto, Lima e Wadi (2012).

público, era de 44,3% nas cidades pequenas, a mesma era de 14,0% e 20,3% nas médias e grandes, respectivamente.

Realizando-se um breve perfil da mão de obra do setor público nos municípios brasileiros, a partir dos dados de 2012 (tabela 3.1), observa-se que, em média, os trabalhadores do setor público são mais velhos do que aqueles do setor privado e possuem uma carga menor de trabalho semanal (em horas contratuais). Enquanto no setor privado os indivíduos possuem contratos de trabalho de, em média, quase 43 horas semanais, no setor público os contratos possuem, em média, 37 horas/semana.

Figura 3.1 – Proporção de Trabalhadores do Setor Público em Relação ao Total da Mão de Obra Formal – Média nos Municípios Brasileiros



Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados de Brasil (2000-2012).

Outro ponto que diferencia significativamente o emprego nos setores público e privado é o prolongado tempo de permanência observado no primeiro, consequência da estabilidade, já discutida anteriormente. Essa característica, combinada à elevada participação do emprego público no total da mão de obra formal do País, ajuda a reduzir a taxa de rotatividade do emprego total que, quanto muito elevada, pode ser nociva ao desenvolvimento da economia e ao aumento da produtividade, uma vez que diminui os incentivos ao investimento em capital humano (RIBEIRO, 2010).

Além disso, nota-se que o salário médio do setor público é mais de 20% superior à média praticada no setor privado. Em contrapartida, a concentração de mão de obra

qualificada também é maior no setor público. Enquanto quase 30% de seus trabalhadores possuem ensino superior completo ou grau de instrução formal mais elevado, no setor privado este percentual é inferior a 10%. É importante ressaltar que os maiores salários do setor público não são apenas um reflexo direto do maior grau de instrução dos indivíduos ali empregados.

Os dados da RAIS para o agregado nacional mostram que quando o salário recebido pelos trabalhadores dos setores público e privado que possuem a mesma ocupação (portanto, pressupõe-se que detém o mesmo grau de capacitação) são comparados, em mais de 55% dos casos as remunerações do primeiro grupo são maiores em relação ao segundo (56,2% quando o tamanho do mercado do setor público é mensurado a partir do total de pessoas empregadas em estabelecimentos do setor público e 57,3% quando o mesmo é mensurado a partir do total de pessoas com vínculo estatutário).

Tabela 3.1 – Indicadores do Emprego no Setor Público e do Emprego no Setor Privado – Média nos Municípios Brasileiros (2012)

	Setor Público	Setor Privado
Definição de Setor Público: Trab. empregados em estabelecimento do setor público		
Idade Média (em anos)	41,0	34,0
Média de Horas Contratuais Semanais	37,0	42,9
Tempo Médio no Emprego (em meses)	116,1	38,3
Remuneração média (em salários mínimos)	2,2	1,8
% de Trab. com Ens. Superior Completo ou mais	26,8	6,1
Definição de Setor Público: Trabalhadores com vínculo estatutário		
Idade Média (em anos)	41,2	34,3
Média de Horas Contratuais Semanais	37,0	42,6
Tempo Médio no Emprego (em meses)	117,7	40,8
Remuneração média (em salários mínimos)	2,3	1,8
% de Trab. com Ens. Superior Completo ou mais	27,6	7,2

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados de Brasil (2012).

3.4 Estratégia Empírica

Nesta seção, são apresentadas as bases de dados utilizadas neste trabalho, com um breve detalhamento sobre a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), disponibilizada pelo Ministério do Trabalho e do Emprego. Além disso, traz os dois modelos empregados para a estimação dos resultados: modelo com dados e painel e efeitos fixos e modelo com dados em corte transversal e variáveis instrumentais.

3.4.1 Bases de Dados

No presente trabalho, foram utilizadas diversas bases de dados. Grande parte das informações foi extraída da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), que é um registro administrativo formado a partir da declaração anual das empresas de todo território nacional no que se refere à sua mão de obra formalmente empregada. A mesma faz parte do Programa de Disseminação das Estatísticas do Trabalho (PDET) do Ministério do Trabalho e do Emprego (MTE).

As informações contidas na RAIS dizem respeito à situação do emprego formal em 31 de dezembro de cada ano. Abarcando trabalhadores celetistas, avulsos, temporários, servidores da administração pública e outros, constitui uma importante fonte de informação para estudos que visem captar características e transformações estruturais acerca do mercado de trabalho formal brasileiro. Ademais, uma vez que a declaração por parte das empresas é compulsória, este registro administrativo pode ser entendido como um censo anual.

A ampla vantagem da RAIS sobre as demais bases de dados que tratam do mercado de trabalho no Brasil é que ela permite a obtenção de dados anuais por municípios, o que não é possível através de outras fontes de informação. Este foi o fator determinante para sua escolha como base de dados para este estudo. Cabe ressaltar, contudo, que esta escolha limita a análise aqui apresentada ao mercado de trabalho formal, dado que os trabalhadores informais não são contemplados na RAIS.

Além disso, é importante mencionar que embora as informações sejam disponibilizadas pelo Ministério do Trabalho e do Emprego, a veracidade das mesmas não é ratificada por tal órgão, de modo que não se descarta a existência de vieses causados por empresas que eventualmente possam ter deixado de responder ao formulário em determinado ano, bem como por erros na declaração e/ou no momento de inserção dos dados na base. De toda forma, como a cobertura da RAIS é de 97% do universo do mercado de trabalho formal brasileiro, entende-se que o retrata de maneira fidedigna²⁶. Cabe mencionar que, embora a RAIS traga informações referentes a todos os trabalhadores formais de uma empresa no ano, incluindo aqueles que foram desligados ao longo do mesmo, os dados foram selecionados de modo a contabilizar apenas os vínculos ativos em 31 de dezembro.

Dado que o objetivo deste estudo é analisar como a participação do setor público no emprego impacta sobre o mercado de trabalho dos municípios brasileiros, as variáveis explicadas se referem à economia como um todo. As variáveis da RAIS utilizadas foram:

²⁶ Ver Nota Técnica MTE 070/06 (27/09/2006). Para mais informações sobre a RAIS: <<http://www.rais.gov.br/>>

Tamanho do Setor Público, Horas Contratuais Semanais, Tempo no Emprego, Percentual de Trabalhadores Empregados em Empresas com até 9 Funcionários, Média de Anos de Estudo e Remuneração Média em Salários Mínimos. Outra informação da RAIS utilizada, como controle nas estimações com dados em painel e efeitos fixos, foi o número de trabalhadores formais do município.

Conforme já mencionado anteriormente, o tamanho do setor público foi mensurado de duas formas: através da proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos do setor público sobre o total da mão de obra formal e a partir da proporção de pessoas com vínculo estatutário sobre o total da mão de obra formal. O detalhamento destas e das demais variáveis utilizadas neste estudo pode ser encontrado na tabela 3.11 do Apêndice 3.1.

Também foram inseridas na análise algumas variáveis dependentes que não se encontram na RAIS. Os dados de Produto Interno Bruto Municipal e de Valor Adicionado Bruto (total e setorial) para os anos de 2000 a 2012 foram calculados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em parceria com os Órgãos Estaduais de Estatística, as Secretarias Estaduais de Governo e a Superintendência da Zona Franca de Manaus (SUFRAMA) e são disponibilizadas pelo IBGE. Por sua vez, os dados de população municipal, utilizados para segmentar os municípios entre aqueles de porte pequeno, médio e grande, foram calculados a partir das informações extraídas do Censo Demográfico de 2000.

Na estimação do modelo de variáveis instrumentais, foram utilizados cinco grupos de controles geográficos para os municípios, a saber: posição geográfica (latitude e longitude), *dummies* para qualidade do solo, temperatura média em cada estação do ano, precipitação média em cada estação do ano e *dummies* para a identificação das regiões naturais às quais os municípios pertencem. As informações foram obtidas através do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, do *Climate Research Unit (University of East Anglia)* e da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA).

Devido à indisponibilidade de informações de alguns municípios para determinados anos, a amostra completa para a estimação do modelo com dados em painel e efeitos fixos conta com um total de 3.025 municípios brasileiros. Para este modelo, também foram feitas segmentações por portes de municípios, com base nos mesmos critérios estabelecidos anteriormente. A amostra para aqueles de pequeno porte contou com 2.883 municípios e as amostras para aqueles de médio e grande porte contaram com 115 e 27 municípios, respectivamente. Por sua vez, a amostra para a estimação do modelo de variáveis instrumentais contou com 2.843 municípios brasileiros.

3.4.2 Modelo com Dados em Painel e Efeitos Fixos

Com o objetivo de mensurar o impacto da participação do setor público no emprego sobre o mercado de trabalho dos municípios brasileiros, estimou-se a seguinte equação:

$$y_{mt} = \alpha_0 + \alpha_1 TSP_{mt} + Ano_t + \theta_m + \varepsilon_{mt} \quad (3.1)$$

em que y_{mt} é a variável de interesse no município m , no ano t ; TSP_{mt} é o tamanho do mercado de trabalho do setor público no município m , no ano t ; Ano_t são variáveis *dummies* de ano, de modo a eliminar acontecimentos ao longo do tempo que foram comuns a todas as observações e que podem afetar os parâmetros estimados; θ_m é o efeito fixo do município m ; e ε_{mt} é o termo de erro aleatório. A variável TSP_{mt} , como já discutido, foi mensurada de duas maneiras distintas: proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos do setor público sobre o total da mão de obra formal e proporção de pessoas com vínculo estatutário sobre o total da mão de obra formal. Ambos os resultados são apresentados na subseção 3.5.2.

O modelo descrito na equação (3.1) foi estimado para sete variáveis de interesse (y_{mt}): (i) média de horas contratuais semanais; (ii) tempo médio de permanência no emprego; (iii) proporção de trabalhadores empregados em empresas com até nove funcionários; (iv) média de anos de estudo; (v) remuneração média em salários mínimos; (vi) PIB por trabalhador; e (vii) tamanho da indústria. Todas as variáveis estão em nível municipal e todas as equações foram estimadas de maneira independente entre si²⁷.

A variável (i) foi colocada como uma das variáveis dependentes do modelo de modo a investigar se o tamanho do mercado de trabalho do setor público tem impactos sobre a extensão da jornada de trabalho semanal. Para a variável (ii), o objetivo foi avaliar se o mesmo influencia sobre o grau de rotatividade da mão de obra. No caso da variável (iii), o intuito foi averiguar se o tamanho do mercado de trabalho do setor público tem efeitos sobre a quantidade de microempresas, entendido como uma *proxy* da capacidade empreendedora da população²⁸. Por sua vez, a variável (iv) visa testar os efeitos do tamanho do mercado de trabalho do setor público sobre o grau de escolaridade dos trabalhadores. Já as variáveis (v) e (vi) foram inseridas na tentativa de averiguar se o tamanho do mercado de trabalho do setor

²⁷ Dado que diversas das variáveis sobre as quais foi mensurado o efeito do tamanho do mercado de trabalho do setor público podem estar relacionadas entre si, um método alternativo de estimação seria o de Regressões Aparentemente não Correlacionadas (*Seemingly Unrelated Regressions* – SUR). Contudo, no caso em que as variáveis explicativas são as mesmas para todas as equações (como é o caso do presente trabalho), os resultados produzidos pelo SUR são idênticos àqueles obtidos a partir do método de mínimos quadrados ordinários (WOOLDRIDGE, 2002). Sob estas circunstâncias, a única razão para o emprego do método SUR seria caso houvesse interesse em testar hipóteses conjuntas envolvendo parâmetros em diferentes equações, que não é o foco deste estudo.

²⁸ A Organização para Cooperação Econômica e Desenvolvimento (OECD) e o Gabinete de Estatísticas da União Europeia (EUROSTAT) classificam os estabelecimentos com até nove funcionários como microempresas.

público afeta a produtividade do trabalho e, por fim, a variável (vii) objetivou avaliar se o mesmo possui alguma influência sobre a capacidade inovadora da economia municipal.

Primeiramente, o modelo foi estimado sem a utilização de qualquer variável de controle e estes são os resultados apresentados na subseção 3.5.2. Posteriormente, para a checagem de robustez dos resultados obtidos, o tamanho do mercado de trabalho (número de trabalhadores formais) foi inserido na equação como variável de controle. Os resultados das estimações nas quais o controle foi utilizado são bastante semelhantes aos obtidos sem a sua inserção e são apresentados no Apêndice 3.3.

A estimação com efeitos fixos (θ_m) foi adotada como parte da estratégia empírica deste trabalho, por captar e eliminar as características não observadas dos municípios que são fixas ao longo do tempo e que podem ser correlacionadas com o tamanho do mercado de trabalho do setor público.

Contudo, ainda é possível que existam características não observáveis que sejam correlacionadas com o tamanho do mercado de trabalho do setor público e que não sejam fixas ao longo do tempo. Neste caso, as estimativas obtidas dos parâmetros da equação (3.1) poderiam ser viesadas. Com o intuito de dar robustez às estimativas deste estudo, optou-se por utilizar outra estratégia para identificar o impacto de interesse que tenha outras hipóteses sobre as condições de momentos.

3.4.3 Modelo com Dados em Corte Transversal e Variáveis Instrumentais

Uma forma usual na literatura de solucionar o potencial problema de correlação entre o termo de erro e as variáveis explicativas do modelo é a utilização de variáveis instrumentais. O preceito básico de um instrumento válido é que o mesmo represente variação exógena à variável de interesse. Em outras palavras, o instrumento precisa exercer influência direta sobre a variável explicativa endógena do modelo e, apenas a partir dessa relação, exercer influência sobre a variável dependente.

As características necessárias para um instrumento tornam encontrá-lo um grande desafio para o pesquisador. No contexto deste estudo, e dado o uso prévio do modelo com dados em painel e efeitos fixos, o ideal seria encontrar um instrumento que variasse ao longo do tempo e estimar um modelo com dados em painel fazendo uso de variáveis instrumentais.

Contudo, o melhor instrumento encontrado para explicar o tamanho do setor público nos municípios no período recente é fixo no tempo, qual seja: o fato do município ter feito

parte dos grandes ciclos coloniais (cana e/ou ouro), ou se localizar próximo àqueles que fizeram. O uso destas variáveis para explicar padrões de desenvolvimento dos municípios brasileiros vem ganhando destaque na literatura nacional, tendo sido empregada nos estudos de Naritomi, Soares e Assunção (2012) e Mattos, Innocentinni e Benelli (2012).

No primeiro, os autores investigaram como os ciclos da cana e do ouro influenciaram sobre as instituições locais. Encontraram que os municípios relacionados ao ciclo da cana apresentam pior distribuição de terras, enquanto aqueles relacionados ao ciclo do ouro são caracterizados por piores práticas governamentais e menor acesso à justiça. Mattos, Innocentinni e Benelli (2012), por sua vez, analisaram se o fato de um município estar vinculado, em sua história, a uma Capitania Hereditária tem influência sobre a atual qualidade de suas instituições, utilizando a participação dos municípios nos ciclos da cana e/ou do ouro como controles em suas estimativas. Seus resultados mostraram que o pertencimento às Capitanias Hereditárias teve influência negativa sobre a distribuição de terra, nível de gastos públicos e persistência política.

Conforme argumentado por Naritomi, Soares e Assunção (2012), uma das principais características dos municípios colonizados através do ciclo da cana era a sociedade oligárquica ali estabelecida. Por outro lado, nos municípios fundados a partir do ciclo do ouro, destacava-se entre suas características a elevada e ineficiente presença do Estado português.

Os autores evidenciam o crescente aparato governamental instalado durante o ciclo do ouro nas localidades que o abrigavam, com vistas a controlar a produção e recolher os tributos advindos da extração do minério. Foram criadas regulações para exploração, cuja distribuição das novas minas descobertas era feita com base em um sistema de recompensa ao desbravador, que poderia escolher a área na qual preferia instalar-se, e de leilões para as áreas remanescentes.

Além disso, Naritomi, Soares e Assunção (2012) ressaltam a existência de mais de 20 tipos diferentes de impostos adotados ao longo do período contemplado durante o ciclo do ouro, entre os quais se destacaram o quinto (20% da produção para a Coroa) e a captação (taxa por escravo acima de 12 anos). A forma encontrada para evitar evasão fiscal foi exigir que o ouro produzido fosse transformado em barras em uma Casa de Fundição, que concedia às mesmas o selo da Coroa Portuguesa. Era permitido aos cidadãos circularem apenas com o ouro fundido e selado.

Assim, a escolha dos instrumentos empregados neste estudo para o tamanho do mercado de trabalho do setor público – qual seja, o pertencimento dos municípios aos

referidos ciclos – repousa na crença de que as características observadas no passado tenham se arraigado nessas sociedades locais, através da formação de suas instituições, e se perpetuado ao longo do tempo. Neste sentido, espera-se que haja relações entre a variável explicativa endógena e aquelas que descrevem o pertencimento dos municípios aos ciclos coloniais, principalmente ao ciclo do ouro. Ou seja, a expectativa é de que os municípios que em sua formação experimentaram forte presença do Estado tenham carregado essa característica ao longo do tempo, o que influenciou diversos aspectos do desenvolvimento econômico, incluindo aqueles relacionados ao mercado de trabalho, aqui analisados.

A elaboração de ambas as variáveis instrumentais seguiu o padrão adotado nos estudos supracitados. Mattos, Innocentini e Benelli (2012) define como pertencentes ao ciclo da cana aqueles municípios situados nos estados de Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Bahia e Espírito Santo e fundados até 1760. Por sua vez, são definidos como pertencentes ao ciclo do ouro os municípios situados nos estados da Bahia, Goiás, Mato Grosso e Minas Gerais, com fundação entre os anos 1695 e 1800.

Entende-se que as características históricas desses municípios coloniais não ficaram necessariamente limitadas às suas fronteiras geográficas. Pelo contrário, acredita-se na existência de um efeito *spillover* sobre localidades situadas próximas aos mesmos. Desta forma, os instrumentos aqui utilizados são variáveis binárias que receberam valor um para os municípios que fizeram parte dos referidos ciclos ou que se situam num raio de 200 quilômetros dos mesmos e zero caso contrário²⁹.

O fato de os instrumentos escolhidos para o presente estudo serem fixos no tempo elimina a possibilidade de empregar-se na estimação o método de estimação com dados em painel. Desta forma, para o modelo de variáveis instrumentais, optou-se pela estimação com dados em corte transversal (*cross-section*).

No primeiro estágio, são estimados os efeitos que os ciclos coloniais exercem sobre o atual tamanho do mercado de trabalho do setor público, de acordo com a equação:

$$TSP_m = \beta_0 + \beta_1 Ciclo_Cana_m + \beta_2 Ciclo_Ouro_m + \delta' X_m + v_m \quad (3.2)$$

em que TSP_m é o tamanho do mercado de trabalho do setor público no município m ; $Ciclo_Cana_m$ é uma variável *dummy* que recebeu valor um para os municípios que fizeram parte do ciclo da cana ou que se situam a menos de 200 quilômetros dos mesmos e zero para os demais; $Ciclo_Ouro_m$ é uma variável *dummy* que recebeu valor um para os municípios que fizeram parte do ciclo do ouro ou que se situam a menos de 200 quilômetros dos mesmos

²⁹ Cabe ressaltar que outros *cut-off's* para a distância dos municípios daqueles que fizeram parte dos ciclos da cana e do ouro foram testados (100 Km e 150 Km). Esses resultados são apresentados nos Apêndices 3.5 e 3.6.

e zero para os demais; X_m é o conjunto de variáveis de controles geográficos; e v_m é o termo de erro aleatório da equação.

Fazendo uso deste resultado, é estimado o segundo estágio de acordo com a equação:

$$y_m = \alpha_0 + \alpha_1 \widehat{TSP}_m + \phi' X_m + \varepsilon_m \quad (3.3)$$

em que y_m é a variável de interesse no município m ; e ε_m é o termo de erro aleatório.

Como forma de testar a robustez dos resultados encontrados, as equações do modelo de variáveis instrumentais foram estimadas para três anos distintos (contemplados nos períodos analisados para estimação com dados em painel e efeitos fixos): 2000, 2006 e 2012.

Assim como no modelo apresentado na subseção anterior, a variável TSP_m foi mensurada tanto a partir da proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos do setor público sobre o total da mão de obra formal quanto a partir da proporção de pessoas com vínculo estatutário sobre o total da mão de obra formal. Do mesmo modo, foram investigados os efeitos do tamanho do mercado de trabalho do setor público sobre as mesmas sete variáveis dependentes já descritas anteriormente.

3.5 Evidências Empíricas

Nesta seção, são apresentados os resultados obtidos através das estimações dos modelos apresentados previamente. Na subseção 3.5.1, são exibidos os resultados auferidos através da estimação do modelo com dados em painel e efeitos fixos. Por sua vez, a subseção 3.5.2 traz os resultados da estimação do modelo com dados em corte transversal e variáveis instrumentais.

3.5.1 Resultados do Modelo com Dados em Painel e Efeitos Fixos

Nesta subseção, são apresentados os resultados obtidos através das estimações da equação (3.1). A mesma se divide em duas partes. Primeiramente, são apresentadas as estatísticas descritivas da amostra utilizada e, posteriormente, os resultados obtidos nas estimações.

3.5.1.1 Estatísticas Descritivas

Na tabela 3.2 são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. Com 3.025 municípios compondo a amostra em um painel de treze anos (2000 a 2012), foram

totalizadas 39.325 observações. O Apêndice 3.2 traz as estatísticas descritivas para as três subamostras selecionadas, as quais segmentam os municípios por porte de acordo com seu número de habitantes. São 2.883 municípios de pequeno porte, 115 de médio porte e 27 municípios de grande porte, resultando em 37.479, 1.495 e 351 observações, respectivamente.

O tamanho do mercado de trabalho do setor público no mercado de trabalho formal dos municípios foi mensurado de duas formas. A variável “Tamanho do Setor Público (A)” é o percentual de trabalhadores formais que estão empregados em estabelecimentos do setor público em relação ao total de trabalhadores formais de um município. Observa-se que, em média, 40,6% dos trabalhadores de um município estão empregados em estabelecimentos do setor público. Este percentual é significativamente maior nos municípios de pequeno porte (41,6%) em relação àqueles de porte médio (18,7%) e grande (25,8%).

A outra forma através da qual se quantificou o tamanho do mercado de trabalho do setor público foi através do percentual de trabalhadores estatutários sobre o total de trabalhadores formais de um município, demonstrada através da variável “Tamanho do Setor Público (B)”. Observa-se que o padrão de comportamento desta variável não é marcadamente distinto daquele registrado anteriormente. Fazendo-se uso deste critério, 39,1% dos trabalhadores formais brasileiros estão vinculados ao setor público. Assim como caso anterior, esse percentual é mais elevado nos municípios pequenos, quando atinge 40,1%. Nos de médio e grande porte, os percentuais são de 17,4% e 23,8%, respectivamente.

Cabe ressaltar que na amostra total, para ambas as especificações, a participação do setor público no mercado de trabalho tem percentual mínimo de 5% e máximo de 95%. Os dados brutos extraídos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) indicavam diversos municípios em que a participação do setor público poderia ser nula ou totalitária (zero ou cem por cento). Entendendo-se que a mesma é um registro administrativo, passível de erros nas declarações e/ou na imputação dos dados no sistema, optou-se por excluir da amostra esses eventos extremos, limitando-se o mínimo e o máximo da participação do setor público no mercado de trabalho aos percentuais acima citados. Embora este critério tenha implicado na perda de um número considerável de informações, acredita-se que seja capaz de gerar resultados mais robustos, livres da influência de possíveis erros contidos na base de dados.

A média municipal de horas contratuais semanais é de 40,4, com mínimo de 8,5 (Pereiro/CE em 2004) e máximo de 44 (praticada em diversos municípios). Cabe ressaltar que a carga semanal de 44 horas contratuais é o máximo permitido pela legislação trabalhista brasileira e também que estas não correspondem às horas efetivamente trabalhadas, variável

não computada pela RAIS. Não se observa substantiva alteração na média de horas contratuais semanais quando os municípios são segmentados por porte (Apêndice 3.2), embora o mínimo seja consideravelmente mais elevado naqueles de porte médio e grande (33,6 e 35,4, respectivamente).

Para os municípios brasileiros contemplados na amostra, o tempo médio de permanência no emprego é de 63,8 meses (pouco mais de cinco anos). O menor tempo médio municipal (9,2 meses) foi registrado em São Francisco do Guaporé/RO (em 2001) enquanto o maior (255,6 meses, ou 24,3 anos) foi registrado no município de Bonito de Santa Fé/PB (em 2008). Nos municípios de médio e grande porte, o maior tempo médio de permanência no emprego é bastante inferior ao observado no total da amostra (116,7 meses e 131,1 meses, respectivamente).

O percentual de trabalhadores empregados em empresas com até nove funcionários em relação ao total do município foi investigado com vistas a auferir se o tamanho do mercado de trabalho do setor público tem algum impacto sobre a capacidade empreendedora da população. Pode-se observar que, na média dos municípios brasileiros, os estabelecimentos com até nove funcionários empregam parte significativa da mão de obra formal (24,9%).

Com o intuito de averiguar de que forma o tamanho do mercado de trabalho do setor público influencia sobre o capital humano dos municípios, foi analisada a média de anos de estudo dos trabalhadores formais. Para os municípios contidos na amostra, esta média é de 9,3 anos. Enquanto os municípios de pequeno porte apresentam média igual a esta, os de médio e de grande porte têm médias mais elevadas (10,2 anos e 11,0 anos, respectivamente).

O presente trabalho também investigou os efeitos do tamanho do mercado de trabalho do setor público sobre a produtividade do trabalho, o que foi feito através de duas variáveis: remuneração média em salários mínimos e PIB por trabalhador formal (esta última, em escala logarítmica). Os dados dos municípios aqui contemplados mostram que a média salarial municipal é de 2,1 salários mínimos por trabalhador. Vale destacar que a remuneração média é mais alta nos municípios de porte médio e grande (3,0 e 4,0 salários mínimos, respectivamente).

Por fim, foi investigado se o tamanho do mercado de trabalho do setor público influencia sobre o peso da indústria nas economias locais. Na média, o setor secundário representa 16,9% do Valor Adicionado Bruto (VAB) municipal. Nota-se que a participação da indústria sobre consideravelmente quando os municípios de médio (28,9%) e grande (22,4%) porte são analisados separadamente.

Também foi incluída no modelo, nos resultados apresentados no Apêndice 3.3, uma variável de controle: o número de trabalhadores formais. Na média dos municípios brasileiros, são empregados formalmente 8.921 trabalhadores.

Tabela 3.2 – Estatísticas Descritivas para a Estimação com Dados em Painel – Total da Amostra

Variável	Obs	Média	DP	Min	Max
Tamanho do Setor Público (A)	39325	40,6	23,4	5,0	95,0
Tamanho do Setor Público (B)	39325	39,1	23,2	5,0	95,0
Horas Contratuais Semanais	39325	40,4	3,2	8,5	44,0
Tempo no Emprego	39325	63,8	23,9	9,2	255,6
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	39325	24,9	11,6	0,7	100,0
Média de Anos de Estudo	39325	9,3	1,5	2,6	16,5
Remuneração Média em Salários Mínimos	39325	2,1	0,7	0,3	17,1
Log do PIB por Trabalhador Formal	39325	4,3	0,5	1,8	7,2
Tamanho da Indústria	39325	16,9	14,0	1,0	93,2
Número de Trabalhadores Formais	39325	8921	94156	14	5237258

Fonte: Elaboração dos autores.

3.5.1.2 Análise dos Resultados

A equação (3.1) foi estimada para sete diferentes variáveis de interesse. Em todas elas, a única variável explicativa é o tamanho do mercado de trabalho do setor público, mensurado de duas formas: proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos do setor público – tamanho do SP (A) – e proporção de pessoas com vínculo estatutário – tamanho do SP (B). Em ambos os casos, o denominador é o total da mão de obra formal do município. A tabela 3.3 apresenta os resultados das estimações para os dois casos.

Todas as equações contém *dummies* de ano entre as variáveis explicativas e todas as estimações foram feitas de modo a apresentarem erros padrões corrigidos pela heterocedasticidade. Os coeficientes estimados para as duas formas de mensurar o setor público, embora difiram entre si na magnitude, apresentaram a mesma direção de impacto, o que pode ser entendido como um sinal de robustez dos resultados.

Entre as variáveis de interesse, estão a jornada de trabalho contratual semanal e o tempo médio de permanência no emprego. Os resultados demonstraram que a expansão do setor público causa uma redução na primeira e aumento da segunda. Para esta última relação, as evidências empíricas vão de encontro ao esperado, uma vez que, dada a estabilidade do emprego, espera-se uma menor rotatividade da mão de obra nos municípios em que o setor público representa uma parcela mais significativa do mercado de trabalho.

De acordo com as estimações, um aumento de 1 ponto percentual na proporção de pessoas que trabalham em estabelecimentos do setor público diminui em 0,06 a quantidade de horas contratuais semanais e aumenta em 0,29 o tempo de permanência no emprego (em meses). Quando o tamanho do mercado de trabalho do setor público é mensurado pela proporção de vínculos estatutários, esses impactos são menores, de -0,05 e +0,25, respectivamente.

A proporção de trabalhadores empregados em estabelecimentos que possuem até nove funcionários foi pesquisada com intuito de saber se o tamanho do mercado de trabalho do setor público tem impactos sobre o grau de empreendedorismo da população local. Conforme destacam Lopes Jr. e Souza (2005), no contexto nacional, em que a taxa de mortalidade das microempresas é elevada, sua criação e continuidade exigem dos indivíduos boa capacitação empresarial, bem como a habilidade de desenvolver práticas de associativismo e cooperativismo.

Assim, entende-se que a existência de um grande número de microempresas em um município (de modo que elas empregariam parte significativa da mão de obra) pode ser considerada uma *proxy* da capacidade empreendedora de sua população. Partindo-se do pressuposto que o setor público mina essas competências, espera-se que quanto maior o mesmo, menor será a proporção de pessoas que estará vinculada a microempresas.

Tal dinâmica foi corroborada pelos resultados encontrados no presente estudo. O aumento de 1 ponto percentual na proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos do setor público diminuiu em 0,11 p.p. a proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos com até nove funcionários. Novamente, o impacto obtido através da mensuração do tamanho do mercado de trabalho do setor público através da proporção de pessoas com vínculo estatutário é menor (-0,09 p.p.).

Tabela 3.3 – Estimação em Painel – Efeito do Tamanho do Mercado de Trabalho do Setor Público sobre o Mercado de Trabalho Formal dos Municípios – Amostra Completa

VARIÁVEIS DEPENDENTES	VARIÁVEL EXPLICATIVA						
	Tamanho do SP (A)			Tamanho do SP (B)			Nº de Obs.
	Coefic.	DP	R ²	Coefic.	DP	R ²	
Horas Contratuais Semanais	-0.0643***	0,0034	0,0765	-0.0537***	0,0036	0,0684	39325
Tempo no Emprego	0.289***	0,0208	0,0676	0.254***	0,0190	0,0647	39325
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.112***	0,0192	0,0359	-0.0882***	0,0161	0,0291	39325
Média de Anos de Estudo	0.0255***	0,0012	0,8250	0.0203***	0,0011	0,8200	39325
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.00343***	0,0008	0,2920	-0.00284***	0,0006	0,2910	39325
Log do PIB por Trabalhador Formal	0,0013	0,0008	0,5120	0,0012	0,0007	0,5120	39325
Tamanho da Indústria	-0.0902***	0,0101	0,0462	-0.0735***	0,0084	0,0422	39325

Fonte: Elaboração dos autores. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. Todas as estimações possuem *dummies* de ano.

Quanto à influência do tamanho do mercado de trabalho do setor público sobre o capital humano, os resultados mostraram que quanto maior este, maior tende a ser o nível médio de instrução da mão de obra. O aumento de 1 ponto percentual na proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos do setor público aumenta em 0,03 o número médio de anos de estudo dos trabalhadores formais do município, e o aumento de 1 ponto percentual na proporção de pessoas empregadas com vínculo estatutário aumenta em 0,02 o número médio de anos de estudo.

A relação positiva entre escolaridade e tamanho do mercado de trabalho do setor público é esperada dada a estrutura do setor público e sua forma de seleção de trabalhadores, em geral via concursos. Assim, entende-se que a oferta de empregos públicos, cujo ingresso gera a necessidade de um determinado grau de instrução, pode gerar incentivos para que os indivíduos obtenham maior escolaridade formal.

O presente estudo também avaliou o impacto do tamanho do mercado de trabalho do setor público sobre a remuneração média e o PIB por trabalhador dos municípios, com vistas a verificar a relação entre o mesmo e a produtividade do trabalho. Para a remuneração média, o efeito foi negativo, denotando que o setor público gera desincentivos ao aumento da produtividade. Quando o tamanho do setor público foi mensurado através da proporção de pessoas empregadas em seus estabelecimentos, os resultados mostraram que o aumento dessa em 1 ponto percentual diminuiu a remuneração média (mensurada em salários mínimos) em -0,0034. Por sua vez, quando o tamanho do mercado de trabalho do setor público foi mensurado pela proporção de pessoas empregadas com vínculo estatutário, esse impacto foi de -0,0028. Para o PIB por trabalhador, por sua vez, o efeito (em ambas as formas de especificação) se mostrou estatisticamente insignificante.

A partir dos efeitos do tamanho do mercado de trabalho do setor público sobre a remuneração média municipal, pode-se argumentar que, apesar do setor público pagar salários que são, em média, maiores do que os observados no setor privado, a perda de produtividade causada pela dinâmica do emprego público reduz a produtividade média da economia como um todo, prejudicando aqueles municípios que possuem uma maior participação do setor público em sua estrutura econômica.

Por fim, foi avaliada a relação entre o tamanho do mercado de trabalho do setor público e a representatividade do setor secundário na economia. Os resultados mostraram que quanto maior o setor público em um município, menor tende a ser a participação da indústria em seu PIB. Em geral, o aumento de 1 ponto percentual na proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos do setor público diminuiu em 0,09 p.p. a participação da indústria no Valor Adicionado Bruto (VAB) total do município e o aumento de 1 ponto percentual na proporção de pessoas empregadas com vínculo estatutário reduz em 0,07 p.p. a participação do setor secundário no VAB. Entende-se que essa dinâmica seria danosa para a economia local, uma vez que o setor secundário apresenta pioneirismo na inovação, sendo fundamental, portanto, ao aumento da produtividade (STEINGABER, 2009).

As mesmas estimações foram realizadas segmentando-se a amostra entre municípios de porte pequeno, médio e grande. A tabela 3.4 traz os resultados para os municípios de porte pequeno (até 100 mil habitantes). Para as duas formas de mensurar o tamanho do mercado de trabalho do setor público, pode-se observar que os efeitos estimados são bastante próximos daqueles observados para o total da amostra. Isso é esperado, uma vez que dos 3.025 municípios que compõem a amostra total, 2.883 (95,3%) são classificados como de pequeno porte.

Tabela 3.4 – Estimação em Painel – Efeito do Tamanho do Mercado de Trabalho do Setor Público sobre o Mercado de Trabalho Formal dos Municípios – Municípios Pequenos (Até 100 mil habitantes)

VARIÁVEIS DEPENDENTES	VARIÁVEL EXPLICATIVA						
	Tamanho do SP (A)			Tamanho do SP (B)			Nº de Obs.
	Coefic.	DP	R ²	Coefic.	DP	R ²	
Horas Contratuais Semanais	-0.0641***	0,0035	0,0770	-0.0536***	0,0036	0,0690	37479
Tempo no Emprego	0.290***	0,0210	0,0712	0.257***	0,0192	0,0688	37479
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.112***	0,0194	0,0360	-0.0876***	0,0162	0,0294	37479
Média de Anos de Estudo	0.0256***	0,0012	0,8220	0.0205***	0,0011	0,8170	37479
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.00350***	0,0008	0,2730	-0.00283***	0,0006	0,2720	37479
Log do PIB por Trabalhador Formal	0,0014	0,0008	0,5030	0,0013	0,0007	0,5030	37479
Tamanho da Indústria	-0.0907***	0,0102	0,0487	-0.0739***	0,0085	0,0446	37479

Fonte: Elaboração dos autores. Níveis de significância: * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001. Todas as estimações possuem *dummies* de ano.

Já para os municípios de médio porte – mais de 100 até 500 mil habitantes, que totalizam 115 e representam 3,8% da amostra total – alguns resultados diferiram daqueles observados na amostra total, como pode ser observado na tabela 3.5.

Quando o tamanho do mercado de trabalho do setor público foi medido através da proporção de trabalhadores empregados em estabelecimentos do setor público, as principais alterações se referem à perda de significância do setor público como variável explicativa para as variáveis: tempo no emprego e tamanho da indústria. Por sua vez, quando o mesmo foi mensurado a partir da proporção de trabalhadores com vínculo estatutário, o mesmo deixou de ser significativo na explicação das variáveis: remuneração média em salários mínimos e tamanho da indústria.

Outra alteração merece ser destacada. Nos municípios de médio porte, o tamanho do mercado de trabalho do setor público exerce impacto negativo sobre o PIB por trabalhador, reforçando a percepção de que o mesmo pode ter efeitos perversos sobre a produtividade do mercado de trabalho municipal.

Os municípios de grande porte (com mais de 500 mil habitantes) representam apenas 0,9% da amostra (totalizando 27) e seus resultados estão apresentados na tabela 3.6. Quando o tamanho do mercado de trabalho do setor público foi mensurado a partir da proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos do setor público, seus efeitos permaneceram significativos para quatro das sete variáveis pesquisadas. Entre estas, destaca-se o impacto negativo sobre o PIB por trabalhador, ratificando mais uma vez a perda de produtividade média que o setor estatal gera nos municípios.

Tabela 3.5 – Estimação em Painel – Efeito do Tamanho do Mercado de Trabalho do Setor Público sobre o Mercado de Trabalho Formal dos Municípios – Municípios Médios (Mais de 100 mil até 500 mil habitantes)

VARIÁVEIS DEPENDENTES	VARIÁVEL EXPLICATIVA							Nº de Obs.
	Tamanho do SP (A)			Tamanho do SP (B)				
	Coefic.	DP	R ²	Coefic.	DP	R ²		
Horas Contratuais Semanais	-0.0734***	0,0173	0,1410	-0.0709***	0,0146	0,1380	1495	
Tempo no Emprego	0,1880	0,0987	0,1860	0,230*	0,0912	0,1950	1495	
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.124***	0,0326	0,2990	-0.110***	0,0271	0,2880	1495	
Média de Anos de Estudo	0.0210***	0,0044	0,9540	0.0128*	0,0060	0,9510	1495	
Remuneração Média em Salários Mínimos	0.0162**	0,0050	0,7040	0,0093	0,0052	0,6980	1495	
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.00677**	0,0021	0,8040	-0.00570**	0,0019	0,8020	1495	
Tamanho da Indústria	-0,0069	0,0518	0,0716	0,0153	0,0579	0,0717	1495	

Fonte: Elaboração dos autores. Níveis de significância: * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001. Todas as estimações possuem *dummies* de ano.

Por outro lado, o tamanho do mercado de trabalho do setor público se tornou insignificante para quase todas as variáveis de interesse quando o mesmo foi mensurado através da proporção de pessoas empregadas com vínculo estatutário. A única exceção foram os efeitos sobre a média de anos de estudo, para a qual a relação observada para a amostra completa se repetiu, ainda que em magnitude e com níveis de significância diferentes.

Tabela 3.6 – Estimação em Painel – Efeito do Tamanho do Mercado de Trabalho do Setor Público sobre o Mercado de Trabalho Formal dos Municípios – Municípios Grandes (Mais de 500 mil habitantes)

VARIÁVEIS DEPENDENTES	VARIÁVEL EXPLICATIVA						
	Tamanho do SP (A)			Tamanho do SP (B)			Nº de Obs.
	Coefic.	DP	R ²	Coefic.	DP	R ²	
Horas Contratuais Semanais	-0,0350	0,0171	0,1810	-0,0111	0,0119	0,1550	351
Tempo no Emprego	1.272**	0,3480	0,6410	0,1040	0,4220	0,4570	351
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.137***	0,0248	0,7030	-0,0349	0,0427	0,5830	351
Média de Anos de Estudo	0.0191**	0,0065	0,8880	0.0141**	0,0046	0,8890	351
Remuneração Média em Salários Mínimos	0,0018	0,0139	0,8240	0,0104	0,0079	0,8270	351
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0113***	0,0028	0,9040	-0,0019	0,0030	0,8910	351
Tamanho da Indústria	-0,0850	0,0584	0,2490	-0,0137	0,0428	0,2410	351

Fonte: Elaboração dos autores. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. Todas as estimações possuem *dummies* de ano.

Todas as estimações apresentadas nas tabelas 3.3 a 3.6 foram realizadas adicionando-se como controles às equações o tamanho do mercado de trabalho formal. Tanto para a amostra total quanto para os cortes por porte municipal os resultados foram apenas marginalmente diferentes daqueles observados quando a única variável explicativa para as variáveis de interesse é o tamanho do mercado de trabalho do setor público. Os resultados dessas estimações podem ser observados nas tabelas 3.13 a 3.16 do Apêndice 3.3.

3.5.2 Resultados do Modelo com Dados em Corte Transversal e Variáveis Instrumentais

Nesta subseção, são apresentados os resultados obtidos através das estimações das equações (3.2) e (3.3). Assim como a subseção anterior, esta é dividida em duas partes: apresentação das estatísticas descritivas da amostra utilizada e dos resultados das estimações.

3.5.2.1 Estatísticas Descritivas

Na tabela 3.7 são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. Embora as variáveis explicativas e de interesse deste modelo sejam as mesmas empregadas no

modelo anterior, a indisponibilidade para alguns municípios de informações para os controles geográficos utilizados nas regressões faz com que a amostra seja ligeiramente menor, contando com um total de 2.843 localidades.

Tabela 3.7 – Estatísticas Descritivas para a Estimação com Dados em Corte Transversal

		2000				2006				2012				Obs.
		Média	DP	Min	Max	Média	DP	Min	Max	Média	DP	Min	Max	
VARIÁVEIS DO MODELO														
<i>Var.</i>	Tam. do Setor Pub. (A)	40.1	23.9	5.2	95.0	40.7	23.3	5.8	94.5	36.1	22.0	5.4	94.3	2843
<i>Explic.</i>	Tam. do Setor Pub. (B)	37.7	23.5	5.0	95.0	39.3	23.2	5.3	94.0	34.6	21.5	5.2	93.0	2843
	Ciclo Cana (100 km)	0.14	0.34	0.0	1.0	0.14	0.34	0.0	1.0	0.14	0.34	0.0	1.0	2843
	Ciclo Ouro (100 km)	0.18	0.38	0.0	1.0	0.18	0.38	0.0	1.0	0.18	0.38	0.0	1.0	2843
<i>Var.</i>	Ciclo Cana (150 km)	0.20	0.40	0.0	1.0	0.20	0.40	0.0	1.0	0.20	0.40	0.0	1.0	2843
<i>Instrum.</i>	Ciclo Ouro (150 km)	0.26	0.44	0.0	1.0	0.26	0.44	0.0	1.0	0.26	0.44	0.0	1.0	2843
	Ciclo Cana (200 km)	0.24	0.42	0.0	1.0	0.24	0.42	0.0	1.0	0.24	0.42	0.0	1.0	2843
	Ciclo Ouro (200 km)	0.34	0.47	0.0	1.0	0.34	0.47	0.0	1.0	0.34	0.47	0.0	1.0	2843
	Horas Contratuais Semanais	39.8	3.9	9.8	44.0	40.5	2.9	12.5	44.0	40.7	2.5	14.4	44.0	2843
	Tempo no Emprego	65.3	25.8	18.1	204.4	65.1	23.7	11.7	235.5	68.3	24.4	21.7	199.5	2843
<i>Var. de Interesse</i>	Trab. em Emp. c/ até 9 Func.	26.2	13.1	0.9	100.0	24.9	11.5	0.8	64.0	26.1	10.8	1.8	69.0	2843
	Média de Anos de Estudo	8.3	1.2	2.6	12.9	9.7	1.1	3.7	15.5	10.7	1.0	4.6	16.1	2843
	Rem. Média em Sal. Min.	2.5	0.9	0.4	13.7	2.0	0.6	0.8	8.4	2.0	0.5	1.1	9.0	2843
	Log do PIB por Trab.	3.9	0.5	1.8	7.1	4.2	0.4	2.5	7.2	4.6	0.4	2.6	6.7	2843
	Tamanho da Indústria	16.5	13.7	2.1	90.2	17.5	14.3	2.2	91.5	17.7	13.2	2.4	87.9	2843
VARIÁVEIS DE CONTROLE														
<i>Posição</i>	Latitude	-18.4	7.5	-33.5	2.8	-18.4	7.5	-33.5	2.8	-18.4	7.5	-33.5	2.8	2843
<i>Geog.</i>	Longitude	46.8	6.2	34.8	72.7	46.8	6.2	34.8	72.7	46.8	6.2	34.8	72.7	2843
	Argissolos	0.3	0.5	0.0	1.0	0.3	0.5	0.0	1.0	0.3	0.5	0.0	1.0	2843
	Cambissolos	0.1	0.3	0.0	1.0	0.1	0.3	0.0	1.0	0.1	0.3	0.0	1.0	2843
	Chernossolos	0.0	0.1	0.0	1.0	0.0	0.1	0.0	1.0	0.0	0.1	0.0	1.0	2843
	Espondossolos	0.0	0.1	0.0	1.0	0.0	0.1	0.0	1.0	0.0	0.1	0.0	1.0	2843
	Gleissolos	0.0	0.1	0.0	1.0	0.0	0.1	0.0	1.0	0.0	0.1	0.0	1.0	2843
<i>Qualid. do solo</i>	Latossolos	0.4	0.5	0.0	1.0	0.4	0.5	0.0	1.0	0.4	0.5	0.0	1.0	2843
	Luvissolos	0.0	0.2	0.0	1.0	0.0	0.2	0.0	1.0	0.0	0.2	0.0	1.0	2843
	Neossolos	0.1	0.3	0.0	1.0	0.1	0.3	0.0	1.0	0.1	0.3	0.0	1.0	2843
	Nitossolos	0.0	0.2	0.0	1.0	0.0	0.2	0.0	1.0	0.0	0.2	0.0	1.0	2843
	Planossolos	0.0	0.2	0.0	1.0	0.0	0.2	0.0	1.0	0.0	0.2	0.0	1.0	2843
	Plintossolos	0.0	0.1	0.0	1.0	0.0	0.1	0.0	1.0	0.0	0.1	0.0	1.0	2843
	Vertissolos	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0	1.0	2843
<i>Temp. médias</i>	Verão	24.3	1.9	17.3	28.8	24.3	1.9	17.3	28.8	24.3	1.9	17.3	28.8	2843
	Inverno	19.5	3.9	10.8	27.4	19.5	3.9	10.8	27.4	19.5	3.9	10.8	27.4	2843
	Outono	22.4	2.8	14.8	27.5	22.4	2.8	14.8	27.5	22.4	2.8	14.8	27.5	2843
	Primavera	22.6	3.1	13.9	29.2	22.6	3.1	13.9	29.2	22.6	3.1	13.9	29.2	2843
<i>Precip. médias</i>	Verão	177.2	73.1	22.8	378.6	177.2	73.1	22.8	378.6	177.2	73.1	22.8	378.6	2843
	Inverno	64.3	57.6	0.8	365.9	64.3	57.6	0.8	365.9	64.3	57.6	0.8	365.9	2843
	Outono	123.7	53.8	41.0	496.1	123.7	53.8	41.0	496.1	123.7	53.8	41.0	496.1	2843
	Primavera	111.6	47.4	1.5	313.4	111.6	47.4	1.5	313.4	111.6	47.4	1.5	313.4	2843
<i>Regiões naturais</i>	Norte	0.3	0.4	0.0	1.0	0.3	0.4	0.0	1.0	0.3	0.4	0.0	1.0	2843
	Nordeste	0.3	0.5	0.0	1.0	0.3	0.5	0.0	1.0	0.3	0.5	0.0	1.0	2843
	Sudeste	0.1	0.2	0.0	1.0	0.1	0.2	0.0	1.0	0.1	0.2	0.0	1.0	2843
	Sul	0.2	0.4	0.0	1.0	0.2	0.4	0.0	1.0	0.2	0.4	0.0	1.0	2843
	Centro Oeste	0.1	0.3	0.0	1.0	0.1	0.3	0.0	1.0	0.1	0.3	0.0	1.0	2843

Fonte: Elaboração dos autores.

Os valores médios observados para as variáveis explicativas e de interesse para os diferentes anos para os quais foram realizadas as estimações com dados em corte transversal são semelhantes aos observados para o total da amostra nas estimações com dados em painel. Além disso, destaca-se que os valores registrados para as variáveis de controle e para os instrumentos são os mesmos para os três diferentes anos, uma vez que estas variáveis são fixas no tempo.

Quanto aos instrumentos, é importante ressaltar que os resultados apresentados na próxima subseção se referem às *dummies* para os ciclos da cana e do ouro que atribuem valor unitário para os municípios que fizeram parte diretamente destes ciclos ou que se encontram a uma distância inferior a 200 quilômetros dos mesmos e zero para os demais. Para estes casos, podemos observar que 24% dos municípios contemplados na amostra fizeram, direta ou indiretamente, parte do ciclo da cana. Para o ciclo do ouro, este percentual sobe para 34%.

Quando o corte de distância é alterado para 100 quilômetros, estes percentuais caem para 14% e 18%, respectivamente. Por sua vez, quando o corte de distância é fixado em 150 quilômetros, os respectivos percentuais são 20% e 26%. Os resultados para ambos os cortes alternativos são apresentados nos Apêndices 3.5 e 3.6. Por fim, a tabela 3.7 também traz as estatísticas descritivas dos controles geográficos inseridos nas equações (3.2) e (3.3), com o intuito de eliminar os efeitos que estas características possam ter sobre os resultados auferidos.

3.5.2.2 Análise dos Resultados

Uma vez que o objetivo da estimação com dados em corte transversal é avaliar a robustez do resultado principal obtido através da estimação do modelo com dados em painel e efeitos fixos, a mesma foi realizada apenas para o total da amostra, de modo que não foram elaboradas subamostras segmentando os municípios de acordo com seu porte. As tabelas 3.8 e 3.9 trazem as estimações via o método de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E). Os erros padrões para todas as especificações estão corrigidos pela heterocedasticidade. Além disso, é importante lembrar que são apresentadas nesta subseção as estimações nas quais as variáveis instrumentais levam em conta os municípios em um de até raio de 200 quilômetros daqueles afetados pelos ciclos da cana e do ouro.

Os resultados das estimações de primeiro estágio são apresentados na tabela 3.8. É importante ressaltar que, embora o modelo tenha sido estimado para sete diferentes variáveis

de interesse, o primeiro estágio é o mesmo para todas elas, motivo pelo qual se optou por mostrá-lo separadamente.

Tabela 3.8 – Estimação com Variáveis Instrumentais – Mínimos Quadrados em Dois Estágios – 1º Estágio – Instrumentos Consideram *Dummy*=1 para Municípios no Raio de 200 Km daqueles que Fizeram Parte dos Ciclos Coloniais da Cana ou do Ouro

ANO: 2000		
VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	VAR. DEPENDENTE	
	Tam. do Setor Pub. (A)	Tam. do Setor Pub. (B)
<i>Dummy</i> Ciclo Cana	2.4893 (1.9791)	2.7355 (2.0062)
<i>Dummy</i> Ciclo Ouro	5.2818*** (1.2207)	4.8119*** (1.2191)
Observações	2843	2843
R-quadrado	0.2545	0.2332
Estat. F para instr. excluídos	10.59	9.28
Controles Geográficos ¹	Sim	Sim
ANO: 2006		
VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	VAR. DEPENDENTE	
	Tam. do Setor Pub. (A)	Tam. do Setor Pub. (B)
<i>Dummy</i> Ciclo Cana	3.9934** (1.8362)	3.0380 (1.8769)
<i>Dummy</i> Ciclo Ouro	6.0017*** (1.1249)	6.1228*** (1.1295)
Observações	2843	2843
R-quadrado	0.2966	0.2892
Estat. F para instr. excluídos	16.68	16.12
Controles Geográficos ¹	Sim	Sim
ANO: 2012		
VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	VAR. DEPENDENTE	
	Tam. do Setor Pub. (A)	Tam. do Setor Pub. (B)
<i>Dummy</i> Ciclo Cana	4.0352** (1.7758)	4.2757** (1.7780)
<i>Dummy</i> Ciclo Ouro	5.4491*** (1.1060)	5.8256*** (1.0964)
Observações	2843	2843
R-quadrado	0.2810	0.2677
Estat. F para instr. excluídos	15.66	18.32
Controles Geográficos ¹	Sim	Sim

Fonte: Elaboração dos autores. Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. ¹Posição (Latitude/Longitude); Qualidade do solo; Temperatura; Precipitação; *Dummy* de Região Natural.

As mesmas ratificaram as expectativas existentes *a priori*. Para os três anos considerados, a relação entre o pertencimento de um município ao ciclo do ouro (ou sua

proximidade física em relação a municípios que pertenceram) e o percentual de trabalhadores empregados no setor público é positiva. Ou seja, o fato de um município estar situado numa região cujo surgimento se deu em um período histórico no qual o desenvolvimento da atividade econômica então exercida suscitou uma elevada participação do setor público na economia teve influências sobre a formação de sua estrutura econômica, resultando em uma maior participação do setor público na atividade econômica no período mais recente. A relação positiva entre ambas as variáveis é observada para ambas as definições de setor público investigadas neste estudo.

Por sua vez, para o ciclo da cana, observa-se que a relação encontrada também é positiva, mas podendo ser insignificante dependendo do ano e/ou da forma de mensuração do tamanho do setor público considerados. Além disso, ressalta-se que, para os casos em que o parâmetro estimado é significativamente diferente de zero, o grau de significância computado foi menor do que o registrado para o ciclo do ouro.

Na tabela 3.9 constam os resultados do segundo estágio estimados através do método MQ2E. O primeiro ponto a ser destacado é que, isolando-se cada ano para o qual o modelo foi estimado, os resultados foram bem próximos nas duas formas de mensuração do tamanho do mercado de trabalho do setor público, tanto em termos de magnitude do impacto quanto no nível de significância dos coeficientes estimados.

Para três das sete variáveis dependentes aqui investigadas, as estimações do modelo com dados em corte transversal e variáveis instrumentais corroboraram os resultados encontrados nas estimações com dados em painel e efeitos fixos, quais sejam: tempo médio de permanência no emprego, remuneração média em salários mínimos e participação da indústria na economia. Em outras palavras, ratificaram a percepção de que quanto maior é o mercado de trabalho do setor público em um município, menor tende a ser a rotatividade da mão de obra do mesmo, menor tende a ser sua produtividade do trabalho e menor tende a ser sua capacidade de inovação.

No que tange às horas contratuais, os resultados aqui encontrados para os anos de 2000 e 2012 corroboram aqueles apresentados no modelo com dados em painel, indicando que quanto maior o tamanho do mercado de trabalho do setor público, menor tende a ser a quantidade de horas contratuais dos vínculos de emprego formal. Para o ano de 2006, o coeficiente não foi estatisticamente diferente de zero.

Tabela 3.9 – Estimação com Variáveis Instrumentais – Mínimos Quadrados em Dois Estágios – 2º Estágio – Instrumentos Consideram *Dummy*=1 para Municípios no Raio de 200 Km daqueles que Fizeram Parte dos Ciclos Coloniais da Cana ou do Ouro

VARIÁVEL DEPENDENTE	VARIÁVEL EXPLICATIVA				Obs
	Tam. do Set. Pub. (A)		Tam. do Set. Pub. (B)		
	Coefic.	R ²	Coefic.	R ²	
ANO: 2000					
Horas Contratuais Semanais	-0.1384*** (0.0382)	0.3030	-0.1471*** (0.0427)	0.2425	2843
Tempo no Emprego	0.9116*** (0.2248)	0.4077	0.9670*** (0.2586)	0.3221	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	0.1657 (0.1373)	0.1498	0.1994 (0.1520)	0.1099	2843
Média de Anos de Estudo	-0.0101 (0.0125)	0.1132	-0.0101 (0.0135)	0.1127	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0626*** (0.0140)	-1.0523	-0.0670*** (0.0162)	-12899	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0070 (0.0058)	-0.1142	-0.0067 (0.0063)	-0.0977	2843
Tamanho da Indústria	-0.3434*** (0.1291)	0.2274	-0.3933*** (0.1438)	0.1762	2843
ANO: 2006					
Horas Contratuais Semanais	-0.0059 (0.0292)	0.1664	-0.0079 (0.0291)	0.1753	2843
Tempo no Emprego	0.7343*** (0.1602)	0.4976	0.7298*** (0.1600)	0.4993	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	0.0757 (0.0817)	0.3071	0.0505 (0.0822)	0.3214	2843
Média de Anos de Estudo	-0.0105 (0.0099)	0.0665	-0.0124 (0.0101)	0.0474	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0239*** (0.0055)	-0.1029	-0.0242*** (0.0057)	-0.1176	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0087** (0.0041)	-0.2625	-0.0101** (0.0044)	-0.3458	2843
Tamanho da Indústria	-0.4210*** (0.1172)	0.2062	-0.4009*** (0.1212)	0.2099	2843
ANO: 2012					
Horas Contratuais Semanais	-0.0822*** (0.0260)	0.2364	-0.0773*** (0.0242)	0.2515	2843
Tempo no Emprego	1.0539*** (0.1615)	0.6083	0.9876*** (0.1456)	0.6303	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	0.1936** (0.0940)	0.1852	0.1805** (0.0867)	0.2046	2843
Média de Anos de Estudo	-0.0093 (0.0099)	0.0689	-0.0088 (0.0092)	0.0823	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0218*** (0.0056)	-0.1818	-0.0204*** (0.0051)	-0.1114	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0097** (0.0044)	-0.3411	-0.0092** (0.0041)	-0.2898	2843
Tamanho da Indústria	-0.4147*** (0.1180)	0.1836	-0.3875*** (0.1093)	0.1971	2843
Controles Geográficos ¹		Sim		Sim	

Fonte: Elaboração dos autores. Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01. ¹Posição (Latitude/Longitude); Qualidade do solo; Temperatura; Precipitação; *Dummy* de Região Natural.

Quanto à influência do setor público sobre a formação de capital humano do município, mensurado através da média de anos de estudo das pessoas formalmente

empregadas, as estimativas não se mostraram significantes para nenhum dos casos. A relação entre o tamanho do setor público e o PIB por trabalhador formal – que havia sido estatisticamente insignificante na estimação para a amostra completa do modelo com dados em painel – foi negativa para as estimativas dos anos de 2006 e 2012, não se diferenciando de zero no ano de 2000.

Por fim, a influência do setor público sobre a capacidade empreendedora do município, captada através da proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos com até nove funcionários, foi estatisticamente insignificante para os anos de 2000 e 2006 e positiva para o ano de 2012, o único resultado que contraria aqueles observados a partir da estimação do modelo com dados em painel.

A robustez dos resultados também foi testada a partir do uso de diferentes estimadores para o modelo com dados em corte transversal e variáveis instrumentais. Além da estimação via MQ2E, os coeficientes foram estimados utilizando-se o método generalizado de momentos (GMM) e o de máxima verossimilhança de informação limitada (LIML), abordagens possíveis devido a termos um modelo sobreidentificado, ou seja, que possui mais instrumentos do que regressores endógenos.

Um dos principais problemas dos estimadores de variáveis instrumentais é que, na presença de heterocedasticidade, embora os mesmos sejam consistentes, as estimativas dos erros padrões não o são. Nas estimações apresentadas anteriormente, utilizando-se MQ2E, esse problema foi endereçado ao se corrigir os erros padrões pela heterocedasticidade.

Outra forma de tratar o problema é através do uso do GMM, que utiliza as condições de ortogonalidade para permitir estimativas eficientes mesmo na presença de heterocedasticidade. Uma das principais vantagens deste método é que, na presença de heterocedasticidade, seu estimador é mais eficiente em comparação ao estimador simples de variável instrumental. Por outro lado, na ausência de heterocedasticidade, seu estimador não é assintoticamente pior em relação àquele. Por sua vez, o LIML gera estimadores não viesados para modelos sobreidentificados na presença de instrumentos fracos.

A tabela 3.10 traz os resultados de segundo estágio das estimações através destas duas abordagens. Pode-se observar que os resultados, tanto em termos de significância quanto de magnitude dos parâmetros estimados são bastante semelhantes aos apresentados para as estimações via MQ2E. A principal diferença observada foi que, apenas para o ano de 2000 e mensurando-se o tamanho do mercado de trabalho do setor público através da proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos do setor público, o coeficiente de impacto da

estimação via LIML sobre a participação da indústria na economia mostrou-se estatisticamente insignificante.

Tabela 3.10 – Estimação com Variáveis Instrumentais – GMM e LIML – 2º Estágio – Instrumentos Consideram *Dummy*=1 para Municípios no Raio de 200 Km daqueles que Fizeram Parte dos Ciclos Coloniais da Cana ou do Ouro

VARIÁVEL DEPENDENTE	VARIÁVEL EXPLICATIVA								Obs
	GMM				LIML				
	Tam. do SP (A)		Tam. do SP (B)		Tam. do SP (A)		Tam. do SP (B)		
	Coefic.	R ²	Coefic.	R ²	Coefic.	R ²	Coefic.	R ²	
ANO: 2000									
Horas Contratuais Semanais	-0.1399*** (0.0381)	0.2982	-0.1489*** (0.0426)	0.2353	-0.1401*** (0.0394)	0.2973	-0.1507*** (0.0452)	0.2279	2843
Tempo no Emprego	0.9424*** (0.2213)	0.3939	1.0142*** (0.2536)	0.2946	0.9265*** (0.2359)	0.4012	0.9978*** (0.2801)	0.3045	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	0.1323 (0.1368)	0.1913	0.1648 (0.1514)	0.1571	0.3102 (0.2393)	-0.0946	0.3630 (0.2730)	-0.1936	2843
Média de Anos de Estudo	-0.0108 (0.0125)	0.1070	-0.0110 (0.0135)	0.1045	-0.0108 (0.0132)	0.1063	-0.0111 (0.0145)	0.1038	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0626*** (0.0140)	-1.0570	-0.0673*** (0.0162)	-1.3064	-0.0627*** (0.0140)	-1.0590	-0.0676*** (0.0165)	-1.3249	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0081 (0.0058)	-0.1678	-0.0079 (0.0063)	-0.1534	-0.0119 (0.0086)	-0.3847	-0.0128 (0.0102)	-0.4403	2843
Tamanho da Indústria	-0.3973*** (0.1282)	0.2004	-0.4418*** (0.1430)	0.1388	-0.4274 (0.2705)	0.1798	-0.5266* (0.2981)	0.0484	2843
ANO: 2006									
Horas Contratuais Semanais	-0.0099 (0.0287)	0.1845	-0.0118 (0.0286)	0.1921	-0.0047 (0.0299)	0.1608	-0.0068 (0.0298)	0.1702	2843
Tempo no Emprego	0.7135*** (0.1584)	0.5008	0.7079*** (0.1590)	0.5024	0.7387*** (0.1659)	0.4969	0.7389*** (0.1726)	0.4978	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	0.0741 (0.0817)	0.3081	0.0537 (0.0821)	0.3196	0.1291 (0.1244)	0.2629	0.1004 (0.1306)	0.2874	2843
Média de Anos de Estudo	-0.0115 (0.0099)	0.0551	-0.0138 (0.0101)	0.0305	-0.0127 (0.0112)	0.0409	-0.0145 (0.0113)	0.0209	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0239*** (0.0054)	-0.1062	-0.0246*** (0.0057)	-0.1353	-0.0239*** (0.0055)	-0.1030	-0.0243*** (0.0058)	-0.1236	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0085** (0.0041)	-0.2461	-0.0101** (0.0044)	-0.3456	-0.0142** (0.0064)	-0.6764	-0.0149** (0.0063)	-0.7268	2843
Tamanho da Indústria	-0.4690*** (0.1157)	0.1791	-0.4496*** (0.1200)	0.1856	-0.4485*** (0.1442)	0.1918	-0.4353*** (0.1614)	0.1938	2843
ANO: 2012									
Horas Contratuais Semanais	-0.0957*** (0.0256)	0.1832	-0.0899*** (0.0238)	0.2108	-0.0985** (0.0426)	0.1703	-0.0880** (0.0365)	0.2190	2843
Tempo no Emprego	1.0599*** (0.1581)	0.6065	0.9918*** (0.1435)	0.6295	1.0543*** (0.1617)	0.6082	0.9878*** (0.1458)	0.6303	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	0.1742* (0.0938)	0.2072	0.1652* (0.0866)	0.2202	0.2807* (0.1469)	0.0586	0.2495** (0.1268)	0.1161	2843
Média de Anos de Estudo	-0.0107 (0.0099)	0.0512	-0.0100 (0.0092)	0.0689	-0.0124 (0.0119)	0.0285	-0.0112 (0.0107)	0.0543	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0216*** (0.0055)	-0.1745	-0.0203*** (0.0050)	-0.1054	-0.0218*** (0.0056)	-0.1823	-0.0204*** (0.0051)	-0.1118	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0092** (0.0044)	-0.3087	-0.0088** (0.0041)	-0.2642	-0.0148** (0.0066)	-0.7310	-0.0134** (0.0058)	-0.5918	2843
Tamanho da Indústria	-0.4773*** (0.1163)	0.1414	-0.4432*** (0.1079)	0.1679	-0.4715*** (0.1723)	0.1462	-0.4248*** (0.1503)	0.1790	2843
Controles Geográficos ¹	Sim		Sim		Sim		Sim		

Fonte: Elaboração dos autores. Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01. ¹Posição (Latitude/Longitude); Qualidade do solo; Temperatura; Precipitação; *Dummy* de Região Natural.

Um ponto que merece ser destacado refere-se à magnitude dos parâmetros estimados através do modelo com dados em corte transversal e variáveis instrumentais, que são maiores em relação àqueles obtidos através do modelo com dados em painel e efeitos fixos. Isso pode

ocorrer tanto por existência de viés em qualquer uma das duas estimativas. Wooldridge (2002) afirma que, caso os instrumentos não sejam válidos, os coeficientes obtidos a partir desta abordagem podem conter viés.

Dado que o modelo com dados em corte transversal e variáveis instrumentais aqui empregado é sobreidentificado, é possível testar a validade dos instrumentos através do teste de Hansen-Sargent, para as estimações via GMM. Os resultados são apresentados no Apêndice 3.4. Pode-se observar que, comparando-se os três anos para os quais o modelo de variáveis instrumentais foi estimado, os instrumentos não se mostraram válidos para apenas três casos. Um deles é quando a variável dependente é o tamanho da indústria. Neste caso, os coeficientes para os modelos de variáveis instrumentais podem ser até quase cinco vezes maior do que os obtidos pelo modelo de efeitos fixos.

Outros casos em que os instrumentos não se mostraram válidos para os três anos considerados foi quando as variáveis dependentes são o PIB por trabalhador formal (que se mostrou estatisticamente insignificante no modelo de efeitos fixos e no modelo de variáveis instrumentais para o ano de 2000) e a proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos com até nove funcionários (que foi o único resultado da estimação com variáveis instrumentais a refutar aqueles encontrados a partir da estimação com efeitos fixos).

De todo modo, entende-se que no contexto aqui analisado, é bastante útil poder assegurar a direção do impacto causado pelo tamanho do setor público sobre as variáveis dependentes (se positivo ou negativo), ainda que existam divergências quanto à magnitude desse efeito.

As mesmas estimações apresentadas nesta subseção também foram realizadas para diferentes *cut-off's* na elaboração dos instrumentos utilizados. Atribuiu-se valor unitário para as variáveis *dummies* binárias que representam o pertencimento de um município aos ciclos do ouro e da cana para aqueles que se encontram a uma distância de até 100 ou 150 quilômetros dos que se sabe ter feito parte destes eventos com base em sua localização geográfica e data de fundação. Esses resultados são apresentados nos Apêndices 3.5 e 3.6.

Para ambas as especificações, as estimativas para o primeiro estágio (tabelas 3.18 e 3.21) indicam que os instrumentos são fracos. Além disso, para o ano de 2000, a relação existente entre o tamanho do mercado de trabalho do setor público e o ciclo da cana foi negativa. Mesmo para os resultados que estão em linha com os observados para o *cut-off* de 200 quilômetros, a magnitude do efeito e os níveis de significância dos parâmetros estimados mostraram variações.

No segundo estágio, pode-se observar que, para o *cut-off* de 100 quilômetros (tabela 3.19), o impacto do tamanho do mercado do setor público sobre quatro das sete variáveis dependentes foi diferente do obtido para o obtido a partir do *cut-off* de 200 quilômetros para alguns dos anos, quais sejam: horas contratuais semanais, proporção de trabalhadores vinculados a empresas com até nove funcionários, média de anos de estudo e tamanho da indústria. Em grande parte dos casos, a diferença ocorreu na significância do parâmetro estimado e não da direção do mesmo. A única exceção se deu para a média de anos de estudo, em que além de tornar-se significativamente diferente de zero para os anos de 2006 e 2012, a relação observada foi negativa, contrariando os resultados obtidos na estimação com dados em painel e efeitos fixos.

Já para o *cut-off* de 150 quilômetros (tabela 3.22), houve diferença em relação aos resultados obtidos para o *cut-off* de 200 quilômetros para quase todas as variáveis dependentes analisadas neste estudo, com exceção das horas contratuais semanais e da remuneração média em salários mínimos. Novamente, o parâmetro estimado para a relação entre o tamanho do mercado de trabalho do setor público e da média de anos de estudo foi negativa para os anos de 2006 e 2012.

Contudo, estes estimadores podem conter viés, uma vez que os instrumentos se mostraram fracos para ambas as especificações. Um dos motivos que pode ter levado a tal resultado é a má especificação dos instrumentos. Ao reduzir o raio dos municípios influenciados pelos ciclos coloniais aqui analisados, pode-se atribuir, no momento da construção da variável *dummy*, valor zero a localidades que deveriam ter recebido valor unitário, por terem sido, de fato, influenciadas pelas características históricas da região. Assim, acredita-se que as estimações cujo *cut-off* de distância para a construção das variáveis *dummies* dos ciclos coloniais é de 200 quilômetros sejam as mais adequadas para a investigação que se pretendeu nesta subseção.

3.6 Considerações Finais

Este estudo teve como objetivo investigar os efeitos da participação do setor público no emprego sobre o mercado de trabalho dos municípios brasileiros, o que foi feito a partir da avaliação de seu impacto sobre sete variáveis. A seleção dessas buscou abarcar se o setor público exerce influência sobre aspectos como a duração da jornada de trabalho contratual semanal, a rotatividade da mão de obra, o grau de empreendedorismo da população, o nível de qualificação dos trabalhadores, a produtividade e a capacidade inovadora dos mesmos.

As estratégias empíricas empregadas foram a estimação de um modelo com dados em painel e efeitos fixos no período entre 2000 e 2012 e a estimação de um modelo com dados em corte transversal e variáveis instrumentais para os anos de 2000, 2006 e 2012. No segundo caso, os instrumentos empregados para o tamanho do mercado de trabalho do setor público foram o fato de os municípios terem pertencido dos grandes ciclos coloniais (cana e/ou ouro), ou se localizarem próximo àqueles que pertenceram. A principal base de dados utilizada foi a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS/MTE).

Tendo em vista testar a robustez dos resultados, o tamanho do mercado de trabalho do setor público foi mensurado de duas formas. Primeiramente, foi determinado a partir da proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos do setor público sobre o total da mão de obra formal. A segunda maneira de mensurá-lo foi a partir da proporção de pessoas com vínculo estatutário sobre o total da mão de obra formal. Os resultados para as diferentes formas indicaram a mesma dinâmica na relação da variável dependente com as variáveis de interesse.

Através do modelo de efeitos fixos foi constatado que o aumento do tamanho do mercado de trabalho do setor público em um município, na média, causa redução da jornada de trabalho contratual semanal, aumenta o tempo médio de permanência no emprego, diminui a proporção de trabalhadores formais empregados em empresas com até nove funcionários, aumenta a escolaridade média dos trabalhadores, reduz a remuneração média recebida pelos mesmos e – em algumas especificações – o PIB por trabalhador. Além disso, reduz a participação da indústria na economia.

As estimações através do modelo de variáveis instrumentais corroborou grande parte desses resultados. Duas exceções foram os efeitos do tamanho do mercado de trabalho do setor público sobre a média de anos de estudo dos trabalhadores – cujos coeficientes estimados não foram significativamente diferentes de zero – e sobre a proporção de trabalhadores empregados em estabelecimentos com até nove funcionários – cujas estimativas para os anos de 2000 e 2006 não se diferenciaram estatisticamente de zero e contrariaram a direção do impacto encontrado no modelo anterior.

De modo geral, pode-se afirmar que os resultados aqui encontrados sugerem de maneira robusta que o tamanho do mercado de trabalho do setor público tem impacto negativo sobre as jornadas de trabalho contratuais semanais, positivo sobre a rotatividade da mão de obra (ao aumentar o tempo médio de permanência no emprego), negativo sobre a capacidade de o município desenvolver inovações (ao reduzir a participação da indústria na

economia) e negativo sobre a produtividade do trabalho (ao reduzir a remuneração média em salários mínimos). Os resultados não foram robustos para a investigação dos impactos sobre a média de anos de estudo e a capacidade empreendedora do município (aproximada pela proporção de pessoas empregadas em estabelecimentos com até nove funcionários).

Uma das implicações mais importantes diz respeito aos efeitos sobre a remuneração média em salários mínimos recebida pelos trabalhadores. O impacto negativo do setor público sobre este aspecto da economia dos municípios foi captado em quase todas as estimativas aqui realizadas (mesmo naquelas que consideraram *cut-off's* menores na montagem das variáveis *dummy* que foram utilizadas como instrumentos para o tamanho mercado de trabalho do setor público no modelo de variáveis instrumentais), sendo a única exceção o caso dos municípios de grande porte no caso das estimativas com efeitos fixos.

Essa dinâmica sugere que a perda de produtividade individual causada pela dinâmica do emprego público reduz a produtividade média da economia como um todo, prejudicando aqueles municípios que possuem uma maior participação do setor público em sua estrutura econômica. Este é um fator de preocupação, uma vez que, como já mencionado na introdução deste trabalho, o crescimento econômico brasileiro no futuro próximo precisará estar cada vez mais pautado em ganhos de produtividade.

Os resultados aqui apresentados evidenciam a necessidade de políticas públicas voltadas a repensar a estrutura de emprego do setor estatal no Brasil. O dispositivo da estabilidade no emprego – cuja alteração foi proposta sem sucesso na reforma da administração pública realizada em meados dos anos 1990 (YOSHIDA, 2006) – precisa ser novamente discutido. Apesar de ter sido criado para proteger o servidor público, se mostrou prejudicial para a dinâmica trabalhista do setor. Além disso, é preciso iniciar uma discussão para o estabelecimento de sistemas de mérito e compensação. A teoria econômica indica que medidas como essa, ao alterarem os incentivos individuais, tendem a aumentar a produtividade.

Entre as fragilidades deste estudo, destacam-se aquelas relacionadas às bases de dados existentes. A única fonte de informação anual sobre o mercado de trabalho municipal é a Relação Anual de Informações Sociais, um registro administrativo do Ministério do Trabalho e do Emprego. Seu uso limita a análise ao mercado de trabalho formal, apesar da reconhecida importância do emprego informal para a economia nacional. Além disso, também não permite que aspectos migratórios sejam analisados.

Por fim, destaca-se que a análise das relações do setor público com as economias locais é um tema bastante vasto e evidências empíricas sobre o tema ainda são pouco exploradas na literatura nacional. Dada sua elevada participação no mercado de trabalho, cabe avaliar como a concorrência gerada entre este e o setor privado pela mão de obra impacta sobre o mercado de trabalho deste último. Assim, um estudo da equalização dos mercados de trabalho dos setores público e privado é recomendado como uma sugestão para pesquisas futuras.

APÊNDICE 3.1 – Descrição Das Variáveis

Tabela 3.11 – Descrição das Variáveis Utilizadas nos Modelos (continua)

Tamanho do Setor Público (A)	A RAIS traz a segmentação de “Natureza Jurídica” dos estabelecimentos aos quais os trabalhadores estão vinculados. De acordo com este critério, os estabelecimentos são classificados como: (i) Setor Público Federal; (ii) Setor Público Estadual; (iii) Setor Público Municipal; (iv) Setor Público – Outros; (v) Entidade Empresa Estatal; (vi) Entidade Empresa Privada; (vii) Entidades sem Fins Lucrativos; e (viii) Pessoa Física e outras Organizações Legais. A variável em questão foi definida a partir da razão entre as somas das categorias (i), (ii), (iii) e (iv) e o total de trabalhadores formais em cada município, multiplicado por 100. Cada estabelecimento sem declaração de RAIS Negativa e sem nenhum empregado foi considerado como um trabalhador formal. Fonte: MTE/RAIS.
Tamanho do Setor Público (B)	A RAIS segmenta os trabalhadores através do seu tipo do vínculo. De maneira resumida, os vínculos podem ser classificados como: Contrato de Trabalho Regido pela Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), Avulso, Temporário, Menor Aprendiz, Diretor, Estatutário, entre outras especificidades. A variável em questão foi definida a partir da razão entre os trabalhadores estatutários e o total de trabalhadores formais em cada município, multiplicado por 100. Foram considerados como estatutários os Servidores regidos pelo regime Jurídico Único (federal, estadual e municipal), os militares e os servidores públicos não efetivos (demissíveis <i>ad nutum</i> ou admitidos por legislação especial). Estabelecimentos sem declaração de RAIS Negativa e sem nenhum empregado foram considerados como um trabalhador formal. Fonte: MTE/RAIS.
Horas Contratuais Semanais	É a média de quantidade de horas contratuais de trabalho por semana. Em outras palavras, é a razão entre o acumulado de horas contratuais semanais de um município e o total de trabalhadores formais do mesmo. Cabe ressaltar que esta informação não é equivalente às horas efetivamente trabalhadas semanalmente. Fonte: MTE/RAIS.
Tempo no Emprego	É o tempo médio de emprego do trabalhador em seu vínculo atual, em meses. Ou seja, é a razão entre o acumulado de meses no emprego atual e o total de trabalhadores de um município. Fonte: MTE/RAIS.
Trab. Empregados em Empresas com até 9 Funcionários	A RAIS segmenta os trabalhadores de acordo com o porte do estabelecimento ao qual estão vinculados, o que é feito com base no número de funcionários ali empregados. Esta variável foi definida com base na razão entre o número de trabalhadores formais vinculados a estabelecimentos que possuem até nove funcionários e o total de trabalhadores do município, multiplicado por 100. Fonte: MTE/RAIS.
Média de Anos de Estudo	A RAIS segmenta os trabalhadores formais de acordo com seu nível de instrução, qual seja: (i) Analfabeto; (ii) Até 5º ano do ensino fundamental incompleto; (iii) 5º ano do ensino fundamental completo; (iv) 6º ao 9º ano do ensino fundamental; (v) Ensino fundamental completo; (vi) Ensino médio incompleto; (vii) Ensino médio completo; (viii) Ensino superior incompleto; e (ix) Ensino superior completo. Para cada uma das categorias, foi adotado o seguinte valor para anos de estudo : (i) 1; (ii) 3; (iii) 5; (iv) 7,5; (v) 9; (vi) 10,5; (vii) 12; (viii) 14,5; e (ix) 17. A partir da definição destes critérios, criou-se uma média ponderada dos anos de estudos dos trabalhadores formais para cada município. Fonte: MTE/RAIS.

Tabela 3.11 – Descrição das Variáveis Utilizadas no Modelo (continuação)

Variável	Descrição
Remuneração Média em Salários Mínimos	É a média de salários mínimos recebidos pelos trabalhadores formais do município. Em outras palavras, é a razão entre a massa salarial de um município (mensurada em salários mínimos) e o total de trabalhadores formais do mesmo. Cabe ressaltar que não são consideradas remunerações indenizações, abonos de férias, benefícios, entre outros. Fonte: MTE/RAIS.
Log do PIB por trabalhador formal	É o logaritmo da razão entre o PIB do município e o total de trabalhadores formais do mesmo. As informações relativas ao PIB municipal foram extraídas do IBGE e o número de trabalhadores foi obtido a partir do MTE/RAIS.
Tamanho da Indústria	É a razão entre o Valor Adicionado Bruto da Indústria e o Valor Adicionado Bruto Total para cada município, multiplicado por 100. Fonte: IBGE.
Número de Trabalhadores Formais	Estoque de trabalhadores formais do município em dezembro de cada ano. Fonte: MTE/RAIS.
Posição Geográfica	Latitude e Longitude dos municípios brasileiros. Os dados foram obtidos do cadastro de cidades e vilas do IBGE de 1998.
<i>Dummies</i> de qualidade do solo	Conjunto de doze variáveis binárias referentes aos tipos de solos presentes em um raio de 0,1 grau a partir do centro do município. Informações obtidas a partir da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária.
Temperaturas médias	Conjunto de quatro variáveis indicando as estimativas das médias trimestrais municipais de temperatura (em graus centígrados) nos 30 anos que se estendem de 1961 a 1990. Os dados foram extraídos do IPEADATA e as estimativas foram realizadas a partir da base de dados climáticos CRU CL 2.0 10' do Climate Research Unit da University of East Anglia na Inglaterra . Verão: dezembro a fevereiro; Outono: março a maio; Inverno: junho a agosto; Primavera: setembro a novembro.
Precipitações médias	Conjunto de quatro variáveis indicando as estimativas das médias trimestrais municipais de precipitação pluviométrica (em milímetros por mês) nos 30 anos que se estendem de 1961 a 1990. Os dados foram extraídos do IPEADATA e as estimativas foram realizadas a partir da base de dados climáticos CRU CL 2.0 10' do Climate Research Unit da University of East Anglia na Inglaterra . Verão: dezembro a fevereiro; Outono: março a maio; Inverno: junho a agosto; Primavera: setembro a novembro.
<i>Dummies</i> de regiões naturais	Conjunto de cinco variáveis binárias indicando a Região Natural (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste) na qual o município se localiza. Informações obtidas através do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

APÊNDICE 3.2 – Estatísticas Descritivas para as Subamostras

Tabela 3.12 – Estatísticas Descritivas para a Estimação em Painel – Subamostras

CIDADES PEQUENAS (ATÉ 100 MIL HABITANTES)					
Variável	Obs	Média	DP	Min	Max
Tamanho do Setor Público (A)	37479	41,6	23,4	5,0	95,0
Tamanho do Setor Público (B)	37479	40,1	23,1	5,0	95,0
Horas Contratuais Semanais	37479	40,3	3,2	8,5	44,0
Tempo no Emprego	37479	64,2	24,1	9,2	255,6
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	37479	25,3	11,7	0,7	100,0
Média de Anos de Estudo	37479	9,3	1,5	2,6	16,5
Remuneração Média em Salários Mínimos	37479	2,1	0,6	0,3	17,1
Log do PIB por Trabalhador Formal	37479	4,3	0,5	1,8	7,2
Tamanho da Indústria	37479	16,3	13,8	1,0	93,2
Número de Trabalhadores Formais	37479	2202	3790	14	64624
CIDADES MÉDIAS (MAIS DE 100 MIL A 500 MIL HABITANTES)					
Variável	Obs	Média	DP	Min	Max
Tamanho do Setor Público (A)	1495	18,7	11,8	6,0	73,3
Tamanho do Setor Público (B)	1495	17,4	11,7	5,2	73,2
Horas Contratuais Semanais	1495	41,1	1,2	33,6	43,7
Tempo no Emprego	1495	53,7	14,6	24,7	116,7
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	1495	19,0	5,8	5,4	34,0
Média de Anos de Estudo	1495	10,2	1,2	6,3	13,5
Remuneração Média em Salários Mínimos	1495	3,0	1,0	1,4	7,8
Log do PIB por Trabalhador Formal	1495	4,2	0,4	2,5	6,2
Tamanho da Indústria	1495	28,9	13,7	5,6	84,7
Número de Trabalhadores Formais	1495	47765	42912	2562	270709
CIDADES GRANDES (MAIS DE 500 MIL HABITANTES)					
Variável	Obs	Média	DP	Min	Max
Tamanho do Setor Público (A)	351	25,8	12,3	7,0	54,7
Tamanho do Setor Público (B)	351	23,8	12,4	5,2	53,7
Horas Contratuais Semanais	351	40,0	1,5	35,4	42,6
Tempo no Emprego	351	71,3	20,3	36,1	131,1
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	351	14,0	3,2	6,7	24,2
Média de Anos de Estudo	351	11,0	0,9	8,4	12,7
Remuneração Média em Salários Mínimos	351	4,0	1,2	2,0	8,5
Log do PIB por Trabalhador Formal	351	4,0	0,5	2,8	5,4
Tamanho da Indústria	351	22,4	10,5	5,7	59,2
Número de Trabalhadores Formais	351	560969	818390	63101	5237258

Fonte: Elaboração dos autores.

APÊNDICE 3.3 – Estimação em Painel – Efeito do Tamanho do Mercado de Trabalho do Setor Público sobre o Mercado de Trabalho Formal dos Municípios – Regressões com Controle

Tabela 3.13 – Estimação em Painel – Efeito do Tamanho do Mercado de Trabalho do Setor Público sobre o Mercado de Trabalho Formal dos Municípios – Regressões com Controle – Amostra Completa

VARIÁVEIS DEPENDENTES	VARIÁVEL EXPLICATIVA						
	Tamanho do SP (A)			Tamanho do SP (B)			Nº de Obs.
	Coefic.	DP	R ²	Coefic.	DP	R ²	
Horas Contratuais Semanais	-0.0643***	0,0034	0,0766	-0.0538***	0,0036	0,0686	39325
Tempo no Emprego	0.288***	0,0208	0,0697	0.253***	0,0190	0,0669	39325
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.112***	0,0192	0,0367	-0.0883***	0,0161	0,0299	39325
Média de Anos de Estudo	0.0255***	0,0012	0,8250	0.0203***	0,0011	0,8200	39325
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.00348***	0,0008	0,3070	-0.00287***	0,0006	0,3060	39325
Log do PIB por Trabalhador Formal	0,0013	0,0008	0,5120	0,0012	0,0007	0,5120	39325
Tamanho da Indústria	-0.0904***	0,0101	0,0468	-0.0736***	0,0084	0,0427	39325
Controle ¹	Sim			Sim			

Fonte: Elaboração dos autores. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. Todas as estimações possuem *dummies* de ano. ¹ Controlado pelo tamanho do mercado de trabalho do município.

Tabela 3.14 – Estimação em Painel – Efeito do Tamanho do Mercado de Trabalho do Setor Público sobre o Mercado de Trabalho Formal dos Municípios – Regressões com Controle – Municípios Pequenos (Até 100 mil habitantes)

VARIÁVEIS DEPENDENTES	VARIÁVEL EXPLICATIVA						
	Tamanho do SP (A)			Tamanho do SP (B)			Nº de Obs.
	Coefic.	DP	R ²	Coefic.	DP	R ²	
Horas Contratuais Semanais	-0.0643***	0,0035	0,0777	-0.0538***	0,0036	0,0697	37479
Tempo no Emprego	0.286***	0,0207	0,0950	0.252***	0,0189	0,0926	37479
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.114***	0,0190	0,0794	-0.0902***	0,0160	0,0726	37479
Média de Anos de Estudo	0.0255***	0,0012	0,8230	0.0204***	0,0011	0,8170	37479
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.00355***	0,0008	0,2780	-0.00289***	0,0006	0,2770	37479
Log do PIB por Trabalhador Formal	0,0013	0,0008	0,5140	0,0012	0,0007	0,5140	37479
Tamanho da Indústria	-0.0903***	0,0101	0,0501	-0.0735***	0,0085	0,0460	37479
Controle ¹	Sim			Sim			

Fonte: Elaboração dos autores. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. Todas as estimações possuem *dummies* de ano. ¹ Controlado pelo tamanho do mercado de trabalho do município.

Tabela 3.15 – Estimação em Painel – Efeito do Tamanho do Mercado de Trabalho do Setor Público sobre o Mercado de Trabalho Formal dos Municípios – Regressões com Controle – Municípios Médios (Mais de 100 mil até 500 mil habitantes)

VARIÁVEIS DEPENDENTES	VARIÁVEL EXPLICATIVA							Nº de Obs.
	Tamanho do SP (A)			Tamanho do SP (B)				
	Coefic.	DP	R ²	Coefic.	DP	R ²		
Horas Contratuais Semanais	-0.0756***	0,0169	0,1470	-0.0725***	0,0142	0,1430	1495	
Tempo no Emprego	0,1430	0,0929	0,2360	0,193*	0,0876	0,2450	1495	
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.139***	0,0292	0,3470	-0.122***	0,0240	0,3320	1495	
Média de Anos de Estudo	0.0194***	0,0041	0,9550	0,0114	0,0058	0,9530	1495	
Remuneração Média em Salários Mínimos	0.0138**	0,0044	0,7150	0,0072	0,0047	0,7100	1495	
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.00651**	0,0023	0,8040	-0.00545**	0,0021	0,8030	1495	
Tamanho da Indústria	0,0011	0,0500	0,0741	0,0221	0,0558	0,0745	1495	
Controle ¹	Sim			Sim				

Fonte: Elaboração dos autores. Níveis de significância: * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001. Todas as estimações possuem *dummies* de ano. ¹ Controlado pelo tamanho do mercado de trabalho do município.

Tabela 3.16 – Estimação em Painel – Efeito do Tamanho do Mercado de Trabalho do Setor Público sobre o Mercado de Trabalho Formal dos Municípios – Regressões com Controle – Municípios Grandes (Mais de 500 mil habitantes)

VARIÁVEIS DEPENDENTES	VARIÁVEL EXPLICATIVA							Nº de Obs.
	Tamanho do SP (A)			Tamanho do SP (B)				
	Coefic.	DP	R ²	Coefic.	DP	R ²		
Horas Contratuais Semanais	-0.0382*	0,0179	0,1920	-0,0133	0,0125	0,1640	351	
Tempo no Emprego	1.323***	0,3430	0,6530	0,1220	0,4350	0,4600	351	
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.144***	0,0234	0,7170	-0,0388	0,0439	0,5900	351	
Média de Anos de Estudo	0.0193*	0,0072	0,8880	0.0144**	0,0052	0,8890	351	
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0,0045	0,0118	0,8440	0,0058	0,0079	0,8450	351	
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0117***	0,0026	0,9040	-0,0021	0,0031	0,8910	351	
Tamanho da Indústria	-0,0988	0,0539	0,2570	-0,0233	0,0434	0,2480	351	
Controle ¹	Sim			Sim				

Fonte: Elaboração dos autores. Níveis de significância: * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001. Todas as estimações possuem *dummies* de ano. ¹ Controlado pelo tamanho do mercado de trabalho do município.

APÊNDICE 3.4 – Teste de Validade dos Instrumentos

Tabela 3.17 – Teste de Validade dos Instrumentos – Instrumentos Consideram *Dummy*=1 para Municípios no Raio de 200 Km daqueles que Fizeram Parte dos Ciclos Coloniais da Cana ou do Ouro

ANO: 2000		
VARIÁVEL DEPENDENTE	VARIÁVEL EXPLICATIVA	
	Tam. do Setor Pub. (A)	Tam. do Setor Pub. (B)
Horas Contratuais Semanais	0.4892	0.3832
Tempo no Emprego	0.4357	0.3544
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	0.0038	0.0064
Média de Anos de Estudo	0.3306	0.3090
Remuneração Média em Salários Mínimos	0.8153	0.6530
Log do PIB por Trabalhador Formal	0.0110	0.0084
Tamanho da Indústria	0.0004	0.0014
ANO: 2006		
VARIÁVEL DEPENDENTE	VARIÁVEL EXPLICATIVA	
	Tam. do Setor Pub. (A)	Tam. do Setor Pub. (B)
Horas Contratuais Semanais	0.4653	0.4857
Tempo no Emprego	0.3864	0.2172
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	0.0008	0.0005
Média de Anos de Estudo	0.0470	0.0657
Remuneração Média em Salários Mínimos	0.9377	0.5961
Log do PIB por Trabalhador Formal	0.0010	0.0031
Tamanho da Indústria	0.0108	0.0032
ANO: 2012		
VARIÁVEL DEPENDENTE	VARIÁVEL EXPLICATIVA	
	Tam. do Setor Pub. (A)	Tam. do Setor Pub. (B)
Horas Contratuais Semanais	0.0054	0.0054
Tempo no Emprego	0.8561	0.8656
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	0.0015	0.0012
Média de Anos de Estudo	0.0298	0.0288
Remuneração Média em Salários Mínimos	0.8742	0.8826
Log do PIB por Trabalhador Formal	0.0030	0.0026
Tamanho da Indústria	0.0016	0.0013

Fonte: Elaboração dos autores. $p > 0,05$ aceita a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.

APÊNDICE 3.5 – Estimação com Variáveis Instrumentais – *Cut-Off* de 100 km

Tabela 3.18 – Estimação com Variáveis Instrumentais – Mínimos Quadrados em Dois Estágios – 1º Estágio – Instrumentos Consideram *Dummy*=1 para Municípios no Raio de 100 Km daqueles que Fizeram Parte dos Ciclos Coloniais da Cana ou do Ouro

ANO: 2000		
VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	VAR. DEPENDENTE	
	Tam. do Setor Pub. (A)	Tam. do Setor Pub. (B)
<i>Dummy</i> Ciclo Cana	-4.1726** (2.0778)	-5.0569** (2.1402)
<i>Dummy</i> Ciclo Ouro	2.7733** (1.3292)	2.6404** (1.3144)
Observações	2843	2843
R-quadrado	0.2510	0.2307
Estat. F para instr. excluídos	3.91	4.73
Controles Geográficos ¹	Sim	Sim
ANO: 2006		
VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	VAR. DEPENDENTE	
	Tam. do Setor Pub. (A)	Tam. do Setor Pub. (B)
<i>Dummy</i> Ciclo Cana	-2.0117 (1.9653)	-2.0168 (1.9796)
<i>Dummy</i> Ciclo Ouro	3.6440*** (1.2328)	3.8991*** (1.2296)
Observações	2843	2843
R-quadrado	0.2906	0.2838
Estat. F para instr. excluídos	4.61	5.26
Controles Geográficos ¹	Sim	Sim
ANO: 2012		
VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	VAR. DEPENDENTE	
	Tam. do Setor Pub. (A)	Tam. do Setor Pub. (B)
<i>Dummy</i> Ciclo Cana	-2.7018 (1.9404)	-1.6744 (1.9525)
<i>Dummy</i> Ciclo Ouro	3.0275** (1.1838)	3.6934*** (1.1656)
Observações	2843	2843
R-quadrado	0.2751	0.2609
Estat. F para instr. excluídos	3.96	5.22
Controles Geográficos ¹	Sim	Sim

Fonte: Elaboração dos autores. Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. ¹Posição (Latitude/Longitude); Qualidade do solo; Temperatura; Precipitação; *Dummy* de Região Natural.

Tabela 3.19 – Estimação com Variáveis Instrumentais – Mínimos Quadrados em Dois Estágios – 2º Estágio – Instrumentos Consideram *Dummy*=1 para Municípios no Raio de 100 Km daqueles que Fizeram Parte dos Ciclos Coloniais da Cana ou do Ouro

VARIÁVEL DEPENDENTE	VARIÁVEL EXPLICATIVA				Obs
	Tam. do Setor Pub. (A)		Tam. do Setor Pub. (B)		
	Coefic.	R ²	Coefic.	R ²	
ANO: 2000					
Horas Contratuais Semanais	-0.2880*** (0.0942)	-0.8391	-0.2741*** (0.0858)	-0.7189	2843
Tempo no Emprego	0.9025*** (0.3471)	0.4115	0.6894** (0.3367)	0.4262	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.0223 (0.1755)	0.3108	-0.0532 (0.1546)	0.3188	2843
Média de Anos de Estudo	-0,0307 -0,0239	-0.1891	-0.0209 (0.0207)	-0.0142	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0628*** (0.0223)	-1.0648	-0.0480*** (0.0171)	-0.4005	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0176 (0.0112)	-0.8086	-0.0114 (0.0088)	-0.3482	2843
Tamanho da Indústria	0.3496 (0.2950)	-0.6142	0.3316 (0.2624)	-0.5339	2843
ANO: 2006					
Horas Contratuais Semanais	-0.0844* (0.0435)	0.2630	-0.0748* (0.0403)	0.2769	2843
Tempo no Emprego	0.5944** (0.2759)	0.5076	0.5557** (0.2574)	0.5061	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.0365 (0.1542)	0.3451	-0.0319 (0.1449)	0.3455	2843
Média de Anos de Estudo	-0.0532** (0.0251)	-0.9757	-0.0500** (0.0227)	-0.8440	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0410*** (0.0139)	-1.1861	-0.0388*** (0.0125)	-1.0055	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0319** (0.0135)	-2.8845	-0.0304** (0.0122)	-2.6097	2843
Tamanho da Indústria	0.0217 (0.2247)	0.0426	0.0166 (0.2098)	0.0489	2843
ANO: 2012					
Horas Contratuais Semanais	-0.1914*** (0.0662)	-0.7878	-0.1389*** (0.0487)	-0.1115	2843
Tempo no Emprego	0.5726*** (0.2827)	0.6117	0.5059** (0.2495)	0.5897	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.0106 (0.1699)	0.3040	0.0025 (0.1528)	0.3039	2843
Média de Anos de Estudo	-0.0455* (0.0252)	-0.8220	-0.0453** (0.0214)	-0.7627	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0375*** (0.0139)	-1.2318	-0.0366*** (0.0118)	-1.1136	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0343** (0.0154)	-3.2129	-0.0351*** (0.0135)	-3.2583	2843
Tamanho da Indústria	0.2369 (0.2763)	-0.3261	0.1339 (0.2217)	-0.1273	2843
Controles Geográficos ¹		Sim		Sim	

Fonte: Elaboração dos autores. Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. ¹Posição (Latitude/Longitude); Qualidade do solo; Temperatura; Precipitação; *Dummy* de Região Natural.

Tabela 3.20 – Estimação com Variáveis Instrumentais – GMM e LIML – 2º Estágio – Instrumentos Consideram *Dummy*=1 para Municípios no Raio de 100 Km daqueles que Fizeram Parte dos Ciclos Coloniais da Cana ou do Ouro

VARIÁVEL DEPENDENTE	VARIÁVEL EXPLICATIVA								Obs
	GMM				LIML				
	Tam. do SP (A)		Tam. do SP (B)		Tam. do SP (A)		Tam. do SP (B)		
Coefic.	R ²	Coefic.	R ²	Coefic.	R ²	Coefic.	R ²		
ANO: 2000									
Horas Contratuais Semanais	-0.2818*** (0.0940)	-0,7662	-0.2682*** (0.0852)	-0.6548	-0.3215*** (0.1208)	-1.2702	-0.2832*** (0.0923)	-0.8233	2843
Tempo no Emprego	1.0653*** (0.3408)	0,3268	0.9351*** (0.3252)	0.3389	2.0290 (2.6875)	-0.8744	2.2422 (7.0681)	-1.4151	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.0656 (0.1724)	0,3228	-0.0870 (0.1524)	0.3227	0.0012 (0.2315)	0.3004	-0.0437 (0.1909)	0.3166	2843
Média de Anos de Estudo	-0.0371 (0.0237)	-0,3334	-0.0279 (0.0205)	-0.1325	-0.0705 (0.0720)	-1.4812	-0.0615 (0.0747)	-1.0945	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0610*** -0,0223	-0,9749	-0.0485*** (0.0171)	-0.4173	-0.1367 (0.1121)	-7.6329	-0.1501 (0.1759)	-9.3027	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0187* -0,0112	-0,9025	-0.0135 (0.0088)	-0.4838	-0.0571 (0.0634)	-6.8775	-0.0579 (0.0810)	-6.9579	2843
Tamanho da Indústria	0,352 -0,295	-0,6208	0,3339 (0.2622)	-0.5401	0,3606 (0.3033)	-0.6452	0,3343 (0.2642)	-0.5409	2843
ANO: 2006									
Horas Contratuais Semanais	-0.1087** (0.0430)	0.1807	-0.0988** (0.0397)	0.2159	-1.1697 (16.1863)	-0.5481	-1.4709 (37.9339)	-0.8850	2843
Tempo no Emprego	0.5894** (0.2753)	0.5074	0.5502** (0.2568)	0.5056	0.5942** (0.2795)	0.5076	0.5548** (0.2613)	0.5060	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.0447 (0.1539)	0.3450	-0.0387 (0.1447)	0.3457	-0.0364 (0.1631)	0.3451	-0.0315 (0.1523)	0.3455	2843
Média de Anos de Estudo	-0.0533** (0.0250)	-0,9771	-0.0500** (0.0227)	-0.8449	-0.0533** (0.0251)	-0.9786	-0.0500** (0.0227)	-0.8448	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0407*** (0.0139)	-1.1599	-0.0386*** (0.0125)	-0.9905	-0.0448*** (0.0164)	-1.5114	-0.0417*** (0.0143)	-1.2407	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0326** (0.0135)	-2.9986	-0.0311** (0.0122)	-2.7181	-0.0428** (0.0215)	-4.9011	-0.0396** (0.0184)	-4.2078	2843
Tamanho da Indústria	0,0044 (0.2238)	0,0629	-0.0006 (0.2089)	0,0686	0,0420 (0.2422)	0,0172	0,0342 (0.2240)	0,0277	2843
ANO: 2012									
Horas Contratuais Semanais	-0.1928*** (0.0662)	-0.8098	-0.1586*** (0.0478)	-0.3170	-0.2410** (0.1099)	-1.7046	-0.2543 (0.1774)	-1.9333	2843
Tempo no Emprego	0.5818** (0.2801)	0.6142	0.5044** (0.2494)	0.5891	0.5703** (0.2857)	0.6111	0.5039** (0.2513)	0.5890	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.0169 (0.1688)	0.3037	0.0007 (0.1528)	0.3040	-0.0107 (0.1716)	0.3040	0.0025 (0.1541)	0.3039	2843
Média de Anos de Estudo	-0.0480* (0.0251)	-0,9170	-0.0457** (0.0214)	-0.7761	-0.0539* (0.0316)	-1.1560	-0.0470** (0.0225)	-0.8234	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0387*** (0.0139)	-1.3325	-0.0367*** (0.0118)	-1.1178	-0.0459** (0.0206)	-2.0624	-0.0379*** (0.0126)	-1.2219	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0356** (0.0154)	-3.4362	-0.0353*** (0.0135)	-3.2845	-0.0476* (0.0262)	-5.8064	-0.0386** (0.0157)	-3.8737	2843
Tamanho da Indústria	0,2286 (0.2761)	-0,3089	0,1147 (0.2212)	-0.0965	0,3065 (0.3315)	-0.4826	0,2070 (0.2755)	-0.2591	2843
Controles Geográficos ¹		Sim		Sim		Sim		Sim	

Fonte: Elaboração dos autores. Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. ¹Posição (Latitude/Longitude); Qualidade do solo; Temperatura; Precipitação; *Dummy* de Região Natural.

APÊNDICE 3.6 – Estimação com Variáveis Instrumentais – *Cut-Off* de 150 km

Tabela 3.21 – Estimação com Variáveis Instrumentais – Mínimos Quadrados em Dois Estágios – 1º Estágio – Instrumentos Consideram *Dummy*=1 para Municípios no Raio de 150 Km daqueles que Fizeram Parte dos Ciclos Coloniais da Cana ou do Ouro

ANO: 2000		
VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	VAR. DEPENDENTE	
	Tam. do Setor Pub. (A)	Tam. do Setor Pub. (B)
<i>Dummy</i> Ciclo Cana	-3.4678* (2.0418)	-4.3341** (2.0964)
<i>Dummy</i> Ciclo Ouro	2.4986** (1.2388)	1.9152 (1.2169)
Observações	2843	2843
R-quadrado	0.2509	0.2303
Estat. F para instr. excluídos	3.81	3.95
Controles Geográficos ¹	Sim	Sim
ANO: 2006		
VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	VAR. DEPENDENTE	
	Tam. do Setor Pub. (A)	Tam. do Setor Pub. (B)
<i>Dummy</i> Ciclo Cana	-1.2540 (1.9337)	-1.1838 (1.9737)
<i>Dummy</i> Ciclo Ouro	3.4303*** (1.1468)	3.4327*** (1.1490)
Observações	2843	2843
R-quadrado	0.2907	0.2835
Estat. F para instr. excluídos	4.75	4.74
Controles Geográficos ¹	Sim	Sim
ANO: 2012		
VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	VAR. DEPENDENTE	
	Tam. do Setor Pub. (A)	Tam. do Setor Pub. (B)
<i>Dummy</i> Ciclo Cana	-1.2362 (1.8918)	-0.2981 (1.9194)
<i>Dummy</i> Ciclo Ouro	3.0454*** (1.1213)	3.3651*** (1.1084)
Observações	2843	2843
R-quadrado	0.2752	0.2607
Estat. F para instr. excluídos	4.15	4.91
Controles Geográficos ¹	Sim	Sim

Fonte: Elaboração dos autores. Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. ¹Posição (Latitude/Longitude); Qualidade do solo; Temperatura; Precipitação; *Dummy* de Região Natural.

Tabela 3.22 – Estimação com Variáveis Instrumentais – Mínimos Quadrados em Dois Estágios – 2º Estágio – Instrumentos Consideram *Dummy*=1 para Municípios no Raio de 150 Km daqueles que Fizeram Parte dos Ciclos Coloniais da Cana ou do Ouro

VARIÁVEL DEPENDENTE	VARIÁVEL EXPLICATIVA				Obs
	Tam. do Setor Pub. (A)		Tam. do Setor Pub. (B)		
	Coefic.	R ²	Coefic.	R ²	
ANO: 2000					
Horas Contratuais Semanais	-0.1871*** (0.0722)	0.0724	-0.2024*** (0.0762)	-0.0639	2843
Tempo no Emprego	0.8715** (0.3789)	0.4238	0.6901* (0.3983)	0.4260	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.1327 (0.1775)	0.3228	-0.2503 (0.1709)	0.2627	2843
Média de Anos de Estudo	-0.0318 (0.0230)	-0.2124	-0.0215 (0.0218)	-0.0235	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0683*** (0.0250)	-1.3709	-0.0474** (0.0186)	-0.3758	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0249* (0.0137)	-1.5200	-0.0179 (0.0115)	-0.8244	2843
Tamanho da Indústria	0.3812 (0.3116)	-0.7048	0.4375 (0.3229)	-0.8365	2843
ANO: 2006					
Horas Contratuais Semanais	-0.0231 (0.0449)	0.2346	-0.0210 (0.0453)	0.2265	2843
Tempo no Emprego	0.3892 (0.2949)	0.4735	0.3920 (0.2939)	0.4745	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.0204 (0.1529)	0.3442	-0.0172 (0.1532)	0.3441	2843
Média de Anos de Estudo	-0.0489** (0.0236)	-0.8192	-0.0490** (0.0237)	-0.8076	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0423*** (0.0140)	-1.2961	-0.0426*** (0.0142)	-1.3200	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0362** (0.0148)	-3.6281	-0.0364** (0.0149)	-3.6165	2843
Tamanho da Indústria	-0.0739 (0.2191)	0.1409	-0.0785 (0.2193)	0.1436	2843
ANO: 2012					
Horas Contratuais Semanais	-0.1555*** (0.0567)	-0.3005	-0.1258*** (0.0486)	0.0014	2843
Tempo no Emprego	0.4653 (0.2955)	0.5750	0.4972* (0.2716)	0.5865	2843
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.0411 (0.1640)	0.3003	0.0166 (0.1535)	0.3028	2843
Média de Anos de Estudo	-0.0595** (0.0284)	-1.4079	-0.0554** (0.0251)	-1.1552	2843
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0467*** (0.0164)	-2.1481	-0.0455*** (0.0149)	-1.9577	2843
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0437** (0.0185)	-4.9880	-0.0412** (0.0161)	-4.3572	2843
Tamanho da Indústria	0.0988 (0.2498)	-0.0740	-0.0167 (0.2164)	0.0771	2843
Controles Geográficos ¹		Sim		Sim	

Fonte: Elaboração dos autores. Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. ¹Posição (Latitude/Longitude); Qualidade do solo; Temperatura; Precipitação; *Dummy* de Região Natural.

Tabela 3.23 – Estimação com Variáveis Instrumentais – GMM e LIML – 2º Estágio – Instrumentos Consideram *Dummy*=1 para Municípios no Raio de 150 Km daqueles que Fizeram Parte dos Ciclos Coloniais da Cana ou do Ouro

VARIÁVEL DEPENDENTE	VARIÁVEL EXPLICATIVA								Obs	
	GMM				LIML					
	Tam. do SP (A)		Tam. do SP (B)		Tam. do SP (A)		Tam. do SP (B)			
	Coefic.	R ²	Coefic.	R ²	Coefic.	R ²	Coefic.	R ²		
ANO: 2000										
Horas Contratuais Semanais	-0.1807** (0.0720)	0.1104	-0.1989*** (0.0760)	-0.0394	-0.2228** (0.1066)	-0.1826	-0.2098** (0.0824)	-0.1181	2843	
Tempo no Emprego	0.9898*** (0.3700)	0.3704	0.8915** (0.3856)	0.3600	1.0597 (0.6636)	0.3304	0.9998 (1.2694)	0.3033	2843	
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.2188 (0.1747)	0.2896	-0.3178* (0.1686)	0.1991	-0.5503 (3.1233)	-0.1846	-0.5107 (0.5687)	-0.1059	2843	
Média de Anos de Estudo	-0.0350 (0.0229)	-0.2826	-0.0265 (0.0217)	-0.1073	-0.0476 (0.0378)	-0.6217	-0.0443 (0.0487)	-0.5202	2843	
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0688*** (0.0250)	-1.3998	-0.0445** (0.0186)	-0.2746	-0.1527 (0.1328)	-9.7536	-0.2257 (0.4699)	-22.3976	2843	
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0256* (0.0137)	-1.5988	-0.0194* (0.0115)	-0.9536	-0.0401 (0.0277)	-3.5890	-0.0448 (0.0429)	-4.3308	2843	
Tamanho da Indústria	0.3803 (0.3116)	-0.7021	0.4346 (0.3228)	-0.8275	0.4626 (0.3777)	-0.9598	0.4704 (0.3487)	-0.9408	2843	
ANO: 2006										
Horas Contratuais Semanais	-0.0423 (0.0443)	0.2789	-0.0412 (0.0446)	0.2747	0.3338 (1.4549)	-6.5985	0.3259 (1.3459)	-6.2842	2843	
Tempo no Emprego	0.3928 (0.2948)	0.4745	0.3949 (0.2938)	0.4754	0.3812 (0.3062)	0.4709	0.3845 (0.3044)	0.4722	2843	
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.0210 (0.1529)	0.3443	-0.0169 (0.1532)	0.3441	-0.0137 (0.2114)	0.3434	-0.0083 (0.2121)	0.3427	2843	
Média de Anos de Estudo	-0.0490** (0.0236)	-0.8237	-0.0491** (0.0237)	-0.8116	-0.0491** (0.0237)	-0.8255	-0.0492** (0.0238)	-0.8157	2843	
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0423*** (0.0140)	-1.2931	-0.0428*** (0.0142)	-1.3362	-0.0474*** (0.0174)	-1.7630	-0.0474*** (0.0173)	-1.7545	2843	
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0368** (0.0148)	-3.7362	-0.0370** (0.0148)	-3.7264	-0.0380** (0.0160)	-3.9524	-0.0380** (0.0159)	-3.9087	2843	
Tamanho da Indústria	-0.0749 (0.2191)	0.1417	-0.0795 (0.2193)	0.1443	0.0033 (0.3060)	0.0642	-0.0039 (0.3055)	0.0722	2843	
ANO: 2012										
Horas Contratuais Semanais	-0.1613*** (0.0565)	-0.3697	-0.1428*** (0.0478)	-0.1485	-0.1948** (0.0923)	-0.8411	-0.1977 (0.1273)	-0.8526	2843	
Tempo no Emprego	0.4740 (0.2954)	0.5785	0.4887* (0.2714)	0.5833	0.3755 (0.3903)	0.5338	0.4602 (0.3080)	0.5719	2843	
Trab. em Empresas com até 9 Funcionários	-0.0522 (0.1639)	0.2975	0.0142 (0.1535)	0.3030	-0.0616 (0.2590)	0.2946	0.0261 (0.2243)	0.3014	2843	
Média de Anos de Estudo	-0.0595** (0.0284)	-1.4069	-0.0556** (0.0251)	-1.1633	-0.0599** (0.0286)	-1.4251	-0.0557** (0.0253)	-1.1672	2843	
Remuneração Média em Salários Mínimos	-0.0465*** (0.0164)	-2.1322	-0.0453*** (0.0149)	-1.9335	-0.0514*** (0.0198)	-2.7039	-0.0462*** (0.0153)	-2.0260	2843	
Log do PIB por Trabalhador Formal	-0.0440** (0.0185)	-5.0384	-0.0412** (0.0161)	-4.3548	-0.0447** (0.0192)	-5.1839	-0.0413** (0.0161)	-4.3636	2843	
Tamanho da Indústria	0.0972 (0.2498)	-0.0717	-0.0299 (0.2164)	0.0905	0.4743 (0.6631)	-0.9411	0.2975 (0.5849)	-0.4514	2843	
Controles Geográficos ¹		Sim		Sim		Sim		Sim		

Fonte: Elaboração dos autores. Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. ¹Posição (Latitude/Longitude); Qualidade do solo; Temperatura; Precipitação; *Dummy* de Região Natural.

4 TERCEIRO ENSAIO: IMPACTO DA CRIAÇÃO DAS NOVAS UNIVERSIDADES FEDERAIS SOBRE AS ECONOMIAS LOCAIS

4.1 Introdução

Desde o final dos anos noventa o governo brasileiro tem desenvolvido diversas políticas com vistas a ampliar a oferta de ensino superior público no País. A justificativa para tais políticas reside, principalmente, no fato de que o acesso da população jovem (entre 18 e 24 anos) ao ensino superior é bastante baixo em comparação ao observado em diversos países, tanto desenvolvidos quanto em desenvolvimento (VINHAIS, 2013). Desde então, foram criadas 24 novas universidades federais no Brasil, além da expansão de diversas já existentes. Atualmente, o País conta com 63 destas instituições³⁰.

O processo de ampliação esteve concentrado entre os anos de 2000 e 2010, quando entraram em funcionamento 19 novas instituições, sendo que grande parte dessas situa-se fora das capitais nacionais. Levar as universidades federais para o interior do País faz parte das diretrizes do conjunto de medidas com vistas à expansão do ensino superior público, delineado pelo governo federal. Nestas, consta que a abertura dessas instituições deveria contribuir para o desenvolvimento nacional e regional, bem como para a correção das assimetrias regionais.

O relatório da comissão constituída pela Portaria nº 126/2012 para análise da expansão das universidades federais alega que o fenômeno da interiorização traz contribuições expressivas para o desenvolvimento das regiões onde as mesmas estão inseridas. Afirma ainda que o desenvolvimento nacional e regional deve constar como princípios norteadores das políticas implantadas. Contudo, não são apresentados explicitamente os parâmetros de escolha dos municípios contemplados.

Entre os desdobramentos desse processo de expansão, pode-se destacar, ao longo da década passada, um aumento anual médio de 7,8% dos gastos públicos³¹ (em termos reais) direcionados às universidades federais brasileiras e uma ampliação do número de funções docentes³², que passou de 48.868 em 2002 para 74.059 em 2010. De modo geral, o objetivo do presente trabalho é testar os impactos dessa política sobre as economias locais.

³⁰ O Apêndice 4.1 traz a lista completa dessas instituições, segmentadas pelas grandes regiões em que as mesmas se situam.

³¹ Dados do Sistema Integrado de Administração Financeira (SIAFI).

³² Dados do Censo do Ensino Superior.

Recentemente, Vinhais (2013) analisou o impacto da criação dos novos campi universitários sobre a renda *per capita* dos municípios que os receberam. Com a utilização do método de Diferenças-em-Diferenças com Pareamento por Escore de Propensão, o autor verificou – para o período compreendido entre 2000 e 2010 – um efeito positivo de 3,3% sobre a média do logaritmo da renda *per capita* dos municípios em que os novos campi foram criados. De acordo com seus resultados, na ausência da criação das universidades federais, a renda *per capita* média dos municípios que as receberam seria de R\$ 739,15. Contudo, o que se observou em 2010 foi uma renda *per capita* média de R\$ 764,10, sendo a diferença entre estes dois valores atribuída ao surgimento dos novos campi universitários.

Avaliar o efeito da expansão dos campi universitários sobre as economias locais apresenta as mesmas dificuldades observadas na avaliação de quaisquer políticas públicas, qual seja, a criação do contrafactual adequado para servir de controle ao experimento. Isso porque esta avaliação depende da observação dos resultados na ausência da implantação da política, o que não é possível. Problemas dessa natureza podem ser tratados de diversas formas e avaliados a partir da aplicação de diversas estratégias de identificação.

Neste sentido, objetiva-se neste estudo aplicar a este problema o método de Diferenças-em-Diferenças no qual a variável de tratamento não seja binária (tem campi novo ou não), mas sim construída a partir de uma função que seja capaz de acomodar uma possível situação de equilíbrio geral. Esta abordagem para a medida de tratamento pode ser considerada um refinamento da estratégia utilizada por Vinhais (2013), uma vez que quando não se leva em conta os efeitos que a política implantada pode ter sobre os municípios vizinhos, os resultados estimados podem conter viés. A variável de interesse investigada será a mesma analisada por Vinhais (2013): a renda *per capita* dos municípios.

Outra evolução em relação ao trabalho desenvolvido por Vinhais (2013) será a realização de dois testes de falsificação para o experimento. O primeiro será um teste de falsificação temporal, no qual a estratégia empírica adotada será aplicada ao período de 1991 e 2000, quando não houve expansão dos campi universitários. O esperado é que, caso a estimação para o período de 2000 a 2010 seja robusta, o parâmetro de interesse obtido a partir da estimação para o período de 1991 e 2000 não será significativo. O segundo teste substituirá a variável dependente (renda *per capita*) por outra que se acredita não ter relação com o processo de expansão das universidades federais. Neste caso, a variável dependente escolhida foi a proporção de pessoas do gênero masculino na população com menos de um ano de idade dos municípios. Novamente, é esperado que caso o resultado anterior seja robusto, o

parâmetro de interesse estimado para explicar uma variável não determinada pela política aqui avaliada não terá significância estatística. Ressalta-se que Vinhais (2013) não realizou testes nesse sentido.

O trabalho pioneiro na investigação quantitativa dos impactos de uma instituição de ensino superior sobre as economias locais foi o de Caffrey e Isaacs (1971), que desenvolveram um método no qual os efeitos são mensurados a partir de pesquisas detalhadas realizadas junto aos agentes envolvidos com as universidades, cunhado de método ACE (*American Council of Education*). Nos anos subsequentes, diversos estudos foram realizados a partir de refinamentos deste método, como são exemplos Booth e Jarrett (1976), Lillis e Tonkovish (1976), Dorsett e Weiler (1982) e Fowkes (1983). Por envolver custos altos, essas pesquisas costumavam limitar-se a estudos de caso. Mais recentemente, grande parte dos estudos voltados a mensurar os impactos da criação de uma universidade sobre as economias locais baseiam-se na abordagem via matriz insumo-produto, como são exemplos Felsenstein (1996), Harris (1997), Steinacker (2005), Kelly, McLellan e McNicoll (2009) e Kotosz (2013).

Para o Brasil, até o estudo de Vinhais (2013), a abordagem via matriz insumo-produto era também a principal estratégia utilizada para a investigação dos efeitos das universidades sobre as economias locais, em que se destaca o trabalho de Rolim e Kureski (2010). Desta forma, abordagens por meio da utilização de métodos econométricos ainda não foram amplamente exploradas, de modo que o proposto no presente trabalho contribui para a ampliação do debate na literatura acerca deste tema.

Goddard e Kempton (2011) ressaltam a importância da presença de uma universidade para o desenvolvimento regional. Os autores mostram que a parceria entre a instituição e o poder público pode ser bastante benéfica para a localidade. Contudo, mesmo na ausência de um maior envolvimento da universidade com a comunidade, ainda assim sua criação tende a impactar a economia regional, seja pela geração de empregos, pelos investimentos em infraestrutura, ou pelos possíveis desdobramentos sobre a demanda por bens e serviços, entre outros.

De acordo com Elliot, Levin e Meisel (1988), um estudo que visa analisar o impacto de uma universidade sobre as economias locais deve ser conduzido de modo a mensurar seus efeitos sobre o nível de atividade regional. Stokes e Coomes (1998) e VÝrostová e VÝrost (2007) definem que esses efeitos podem ocorrer através de relações “para trás” e “para frente” (*backward and forward linkages*). No primeiro caso, são analisados os denominados impactos

de curto prazo, que são as implicações sobre os negócios locais, sobre as receitas governamentais e sobre as famílias – ao afetar sua renda e seus gastos. No segundo caso, por sua vez, leva-se em conta os denominados impactos de longo prazo, que são os efeitos sobre o nível de capital humano, conhecimento e o aumento da atratividade para novos negócios e empreendimentos. Garrido-Yserte e Gallo-Rivera (2010) interpretam os impactos de curto prazo como sendo efeitos pelo lado da demanda e os de longo prazo como efeitos sobre o lado da oferta.

Um ponto criticado por Blackwell, Cobb e Weinberg (2002) com relação aos estudos que visam avaliar os efeitos de uma universidade sobre as economias locais é que em geral não captam suas influências positivas sobre o capital humano, uma vez que, ao qualificar os indivíduos, essas instituições aumentam a produtividade futura, com impactos sobre a renda. Brown e Heaney (1997), por sua vez, argumentam ainda sobre a necessidade de, ao tratar dos impactos sobre o capital humano, contabilizar os efeitos da migração, uma vez que não necessariamente a mão de obra formada em determinada localidade permanecerá na região. Já Siegfried, Sanderson e McHenry (2007) fazem uma crítica mais abrangente, abordando diversos problemas metodológicos relacionados aos estudos de mensuração dos impactos da criação de universidades. Entre os problemas, os autores destacam a elaboração dos cenários contrafactuais, a definição da área impactada pela universidade e a possibilidade de dupla contagem de alguns impactos. Ressaltam ainda que os efeitos sobre o capital humano devem ser analisados com parcimônia, uma vez que os ganhos advindos da educação superior diferem sob o ponto de vista social e individual.

No estudo aqui realizado, ao analisar-se o efeito das novas universidades federais brasileiras sobre a renda dos municípios, o foco é no impacto de curto prazo (ou do efeito pelo lado da demanda). Conforme destacado por Vinhais (2013), dado que o processo de expansão dessas é bastante recente, ainda não é possível quantificar o segundo tipo de relação.

É importante ainda ressaltar que existe toda uma literatura que se ocupa da avaliação da expansão das universidades federais do Brasil sob a ótica dos aspectos educacionais e pedagógicos. Em geral, estes trabalhos criticam o foco quantitativo dos programas, em detrimento dos aspectos qualitativos, como são exemplos os estudos de Mancebo (2008), Franco et al. (2010) e Lugão et al. (2010). Destaca-se que este não é o objeto de estudo do presente trabalho, que se limitará à questão do impacto econômico da criação das novas universidades federais.

O presente artigo contém mais quatro seções, além desta introdução. A seção 4.2 realiza de um mapeamento referente ao processo de expansão das universidades federais no Brasil entre os anos de 2000 e 2010, quantificando alguns de seus elementos e trazendo importantes informações a respeito das circunstâncias em que estas instituições foram criadas. Na seção 4.3 é apresentada a estratégia empírica, com as bases de dados, a delimitação do estudo e o detalhamento do modelo utilizado. A seção 4.4, por sua vez, traz os resultados da estimação e a seção 4.5 apresenta as considerações finais.

De maneira sucinta, as evidências empíricas mostraram que o impacto da criação dos novos campi universitários sobre a renda *per capita* dos municípios diretamente afetados é de 4,52%, maior, portanto, do que o encontrado nas estimações de Vinhais (2013), em que os efeitos mensurados foram de 3,3%. Isso sugere que, ao empregar-se uma abordagem que permite acomodar uma possível situação de equilíbrio geral, os efeitos *spillovers* da implantação de tal política sobre as localidades vizinhas são captados na estimação. O efeito sobre os municípios vizinhos varia de acordo com a distância do mesmo em relação aos diretamente afetados, seguindo a função empregada para a determinação da variável de tratamento. Os resultados também evidenciaram que o impacto da criação de novos campi universitário é maior nos municípios de menor porte. Por fim, a estimativa mostrou-se robusta aos dois testes de falsificação realizados.

4.2 O Processo de Expansão das Universidades Federais no Brasil entre 2000 e 2010

Durante a década passada, foi observada uma forte expansão da rede de ensino superior no Brasil, com aumento considerável do número de instituições, de cursos de graduação e de vagas ofertadas. As informações contidas no Censo do Ensino Superior, realizado anualmente pelo Ministério da Educação (MEC), fornecem um bom panorama a este respeito, mostrando que, entre os anos de 2000 e 2010, o número de Instituições de Ensino Superior (IES) – contabilizando-se tanto as privadas quanto as públicas, bem como as três esferas (federal, estadual e municipal) – passou de 1.180 para 2.378, um aumento de 102%. Mostram também que o número de cursos de graduação presenciais proporcionados pelo total das IES no mesmo período passou de 10.585 para 28.577 (+170%). No que se refere às vagas ofertadas, expõem que houve um aumento de 184% nos cursos presenciais (de 1,10 milhão para 3,12 milhões entre 2000 e 2010).

É inegável o papel fundamental que as IES particulares desempenharam neste movimento de expansão, uma vez que as mesmas foram responsáveis por parte significativa

do avanço registrado³³. Contudo, desde o final dos anos 1990, vêm sendo desenhadas e implantadas, por parte do Governo Federal, uma série de políticas com vistas à ampliação do ensino superior público no Brasil. Por serem as novas universidades federais o objeto de interesse do presente estudo, a análise que segue visa mapear este processo.

Conforme destacado por Vinhais (2013), a expansão do ensino superior no Brasil se deu em três fases. Primeiramente, entre 1998 e 2002 foram ampliadas as vagas e os cursos oferecidos em universidades federais já existentes. Posteriormente, a partir de 2003, sob a égide do “Programa Expansão Fase I”, foi realizada a criação de diversas novas universidades federais. O principal objetivo deste programa foi promover a democratização do acesso ao ensino superior público, levando a oferta de diversos cursos ao interior do País.

A terceira e última fase se deu através da instituição do Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (REUNI), criado a partir do Decreto nº 6.096, de 24 de abril de 2007, cuja principal finalidade foi gerar as condições para o processo de ampliação do acesso através do melhor aproveitamento das estruturas (física e recursos humanos) já existentes³⁴.

Com as políticas direcionadas à ampliação do ensino superior público, entraram em funcionamento, neste período, 19 novas universidades federais. Destaca-se que, na análise aqui contida, será levado em consideração o ano em que a nova universidade entrou em funcionamento, com base nos dados fornecidos nos Censos do Ensino Superior, e não seu ano de criação pela legislação federal. Isso porque o objetivo do estudo é avaliar o impacto que o surgimento das mesmas teve sobre as economias locais, interessando para fins de análise, portanto, o início de suas atividades práticas.

Tendo isso em mente, observa-se que o número de universidades federais em funcionamento passou de 39 para 58 entre 2000 e 2010, uma expansão de quase 50%. Na figura 4.1 pode-se notar que a expansão ocorreu, de fato, de 2002 em diante. Além disso, é importante destacar que o maior crescimento foi daquelas situadas no interior do País (de 12

³³ Em 2000, eram 1.004 IES particulares no Brasil, representando 85% do total de IES. Em 2010, esses números passaram para 2.100 e 88%, respectivamente (dados do Censo do Ensino Superior/MEC).

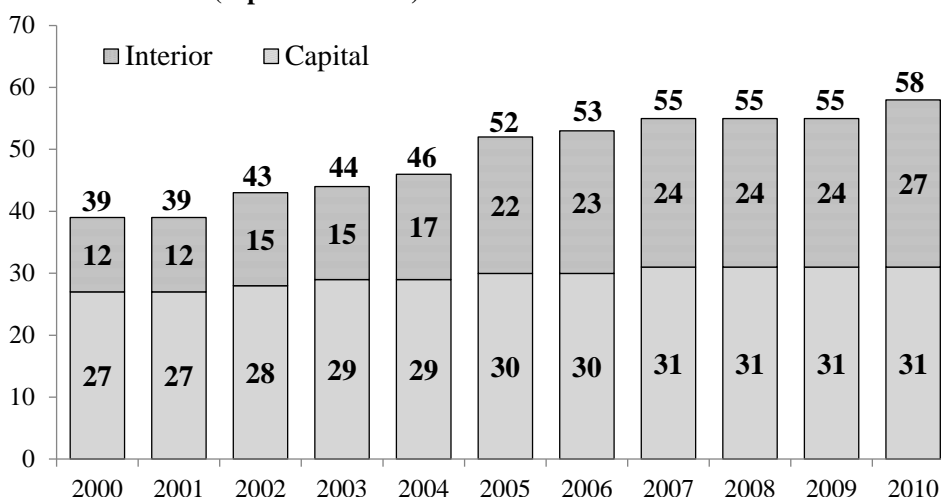
³⁴ As diretrizes do Decreto nº 6.096/2007 são: I) Redução das taxas de evasão, ocupação de vagas ociosas e aumento de vagas de ingresso, especialmente no período noturno; II) Ampliação da mobilidade estudantil, com a implantação de regimes curriculares e sistemas de títulos que possibilitem a construção de itinerários formativos, mediante o aproveitamento de créditos e a circulação de estudantes entre instituições, cursos e programas de educação superior; III) Revisão da estrutura acadêmica, com reorganização dos cursos de graduação e atualização de metodologias de ensino-aprendizagem, buscando a constante elevação da qualidade; IV) Diversificação das modalidades de graduação, preferencialmente não voltadas à profissionalização precoce e especializada; V) Ampliação de políticas de inclusão e assistência estudantil; e VI) Articulação da graduação com a pós-graduação e da educação superior com a educação básica.

em 2000 a 27 em 2010, +125%), estando em linha com o proposto pelo programa governamental.

Nas diretrizes do referido programa, consta que a escolha da localização das novas universidades federais precisaria levar em conta, entre outros fatores, estudos referentes às condições socioeconômicas das regiões de interesse. Isso se deve ao fato de que, como já mencionado, a abertura dessas instituições deveria contribuir para o desenvolvimento nacional e regional, bem como contribuir para a correção das assimetrias regionais.

A análise por grandes regiões geográficas mostra que aquelas que receberam mais universidades federais foram a Sudeste (seis no período) e Sul (cinco). Contudo, como será visto mais adiante, boa parte daquelas situadas no Sudeste foram advindas de instituições já existentes, que apenas foram transformadas em universidades federais. É este o caso de várias instituições localizadas em Minas Gerais, o que levou à criação de cinco universidades federais novas somente naquele Estado. O Nordeste do País recebeu quatro novas instituições, localizadas nos estados do Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e Bahia. Na região Norte, foram inauguradas três novas instituições e no Centro Oeste apenas uma. A evolução do número de universidades federais segmentadas por grandes regiões e estados pode ser visualizada no Apêndice 4.2.

Figura 4.1 – Evolução do número de universidades federais em funcionamento no Brasil, por localização (capital e interior) entre os anos de 2000 e 2010



Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados de Brasil (2000-2010). As informações se referem às universidades federais em funcionamento, não correspondendo, necessariamente, ao ano de criação das mesmas pela legislação federal.

A melhora dos indicadores de acessibilidade à educação superior ao longo da década passada é evidente: no ano de 2000 apenas 9,1% dos jovens entre 18 e 24 anos tinham acesso

ao ensino superior, percentual que subiu para 18,7% em 2010 (CORBUCCI, 2014). Embora o movimento de expansão da educação superior, quantificado anteriormente, tenha contribuído para este avanço, as estatísticas internacionais evidenciam que a realidade brasileira ainda está longe do padrão observado em outros países, inclusive quando comparado com seus pares, os emergentes (VINHAIS, 2013).

A expansão das universidades federais também contribuiu para a queda acentuada registrada na relação entre o número de jovens e a quantidade de vagas nas universidades federais, passando de 208,6 em 2001 para 109,5 em 2010. Os dados segmentados pelas grandes regiões brasileiras mostram que houve queda significativa desta relação entre as mesmas, com exceção do Norte. Além disso, os cortes por unidades da federação evidenciam que a melhora no indicador foi bastante difundida, com destaques para os estados no Nordeste e Sudeste. Em apenas três localidades houve aumento desta razão (Rondônia, Amapá e Acre)³⁵.

Com o processo de expansão das universidades federais, o gasto público voltado às mesmas também aumentou. As informações contidas no Sistema Integrado de Administração Financeira (SIAFI) mostram que essas despesas cresceram, em termos reais, a uma taxa média de 7,8% a.a. entre os anos de 2002 e 2010³⁶. No grupo das 19 novas universidades federais, essa taxa foi consideravelmente superior: de 21% a.a. A participação deste grupo no total dos gastos com universidades federais passou de 3,6% em 2002 para 9,2% em 2010. Ao longo deste período, foi despendido com o grupo das novas universidades federais o total de R\$ 11,7 bilhões, em valores constantes de 2013.

Além disso, é possível observar um considerável aumento no número de pessoas diretamente vinculadas às atividades desempenhadas nas universidades. No total das universidades federais brasileiras, o número de funções docentes cresceu de 48.868 em 2002 para 74.059 em 2010, numa taxa média de 5% a.a. Se é tomado em consideração somente no grupo das novas universidades, essa taxa se eleva para 20% a.a. (passando de 2.198 para 9.595). No que tange às funções técnico-administrativas, a expansão também foi substancial. Para o total das universidades federais, a taxa média anual de crescimento no período foi de 5% a.a. e no grupo das novas instituições, de 10% a.a.³⁷.

³⁵ A relação entre o número de jovens e a quantidade de vagas nas universidades federais no Brasil e segmentada pelas grandes regiões e unidades da federação podem ser vistos no Apêndice 4.3.

³⁶ Para o cálculo das despesas anuais, somaram-se as despesas pagas no ano aos restos a pagar pagos. Os dados disponibilizados pelo SIAFI estão em valores correntes. Desta forma, para o cálculo da taxa de crescimento real foi utilizado como deflator o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

³⁷ Informações extraídas dos Censos do Ensino Superior.

É esperado que o aumento dos gastos, do número de funcionários e de estudantes, além de outros, causados pelo processo de expansão das universidades federais pelo interior do País, tenha efeitos sobre as economias locais. Desta forma, é importante compreender detalhadamente o processo e as circunstâncias de criação de cada uma das novas universidades federais. Neste sentido, a tabela 4.1 apresenta algumas informações importantes a respeito das mesmas para o período de 2002 a 2010, segmentadas de acordo com o ano de início de funcionamento.

Tabela 4.1 – Novas universidades federais por ano de início de funcionamento e procedência (2000 a 2010)

Ano	Nome da Instituição	Sigla	Estado	Procedência
2002	Universidade Federal Rural da Amazônia	UFRA	PA	Faculdade de Ciências Agrárias do Pará
	Universidade Federal de Campina Grande	UFCG	PB	Desmembramento da UFPB
	Universidade Federal de Itajubá	UNIFEI	MG	Escola Federal de Engenharia de Itajubá
2003	Universidade Federal de São João Del Rei	UFSJ	MG	Fundação de Ensino Superior de São João Del Rei
	Fundação Universidade Federal do Tocantins	UFT	TO	Incorporação da UNITIM
2004	Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri	UFJM	MG	Faculdades Federais Integradas De Diamantina
	Fundação Universidade Federal do Vale do São Francisco	UNIVASF	PE/BA/PI	Sem procedência
2005	Universidade Federal Rural do Semi-Árido	UFERSA	RN	Escola Superior de Agricultura de Mossoró
	Universidade Federal do Recôncavo da Bahia	UFRB	BA	Desmembramento da UFBA
	Universidade Federal de Alfenas	UNIFAL	MG	Centro Universitário de Farmácia e Odontologia de Alfenas
	Universidade Federal do Triângulo Mineiro	UFTM	MG	Faculdade de Medicina do Triângulo Mineiro
	Universidade Tecnológica Federal do Paraná	UTFPR	PR	Centro Federal de Educação Tecnológica do Paraná (CEFET-PR)
	Fundação Universidade Federal da Grande Dourados	UFGD	MS	Desmembramento da UFMS
2006	Fundação Universidade Federal do ABC	UFABC	SP	Sem procedência
2007	Fundação Universidade Federal do Pampa	UNIPAMP A	RS	Sem procedência
	Fundação Universidade Federal de Ciências da Saúde de Porto Alegre	UFCSPA	RS	Fundação Faculdade Federal de Ciências Médicas Porto Alegre
2010	Universidade Federal do Oeste do Pará	UFOPA	PA	Desmembramento da UFRA e da UFPA
	Universidade Federal da Integração Latino-Americana	UNILA	PR	Sem procedência
	Universidade Federal da Fronteira Sul	UFFS	SC/PR/RS	Sem procedência

Fonte: Elaborado pelos autores a partir das informações contidas nos sites das universidades.

Pode-se observar que existem basicamente três casos no que se refere à origem das novas universidades federais:

- a) instituições que já existiam e foram transformadas em universidades federais. Estas já constavam no orçamento federal, sob outra denominação. São nove casos: UFRA, UNIFEI, UFSJ, UFJM, UFERSA, UNIFAL, UFTM, UTFPR e UFCSPA.
- b) instituições advindas de desmembramento de outras universidades já existentes. São cinco casos: UFCG, UFT, UFRB, UFGD e UFOPA.
- c) instituições de fato novas, sem procedência. São cinco casos: UNIVASF, UFABC, UNIPAMPA, UNILA e UFFS.

As circunstâncias do surgimento das novas universidades federais demandam bastante cuidado por parte do pesquisador que deseja analisar os impactos advindos deste processo. Entendendo a criação dessas instituições como uma política pública, o estudo de seus efeitos requer a distinção das localidades (municípios) entre aquelas que foram afetados pela mesma e aquelas que não o foram.

Assim, é parte fundamental da pesquisa filtrar os locais que de fato receberam campi universitários novos, separando-os daqueles em que os campi já existiam e foram apenas incorporados por outras instituições (que farão parte do grupo de controle). Além disso, é importante levar em conta que o programa de expansão das universidades federais também criou diversos novos campi, em geral situados no interior dos estados, para as universidades já existentes. Apesar de não fazerem parte da lista de novas universidades federais, os mesmos precisam ser contabilizados, uma vez que também possuem impactos sobre as economias locais. Os resultados dessa seleção são comentados de forma detalhada na seção que apresenta a estratégia empírica do presente estudo.

4.3 Estratégia Empírica

Esta seção indica as bases de dados utilizadas, apresenta a delimitação do estudo e descreve o método aplicado no presente trabalho. Conforme mencionado anteriormente, o objetivo deste estudo é testar o impacto que a criação das novas universidades federais teve sobre as economias locais. Mais especificamente, será calculado o efeito desta política sobre a renda *per capita* dos municípios beneficiados pela política.

4.3.1 Bases de dados

As principais bases de dados utilizadas neste trabalho foram os Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A variável de interesse aqui investigada é o logaritmo da renda domiciliar *per capita* municipal, a valores constantes de agosto de 2010³⁸.

Outros dados extraídos dos Censos foram utilizados como controles na regressão, quais sejam: proporção de homens na população; proporção de brancos e amarelos na população; proporção de pessoas por faixa etária (15-29 anos, 30-59 anos e 60 anos ou mais); número de habitantes e densidade demográfica. A escolha das variáveis de controle inseridas no modelo teve como base diversos estudos desenvolvidos para o Brasil que visaram avaliar os determinantes do crescimento local, como são exemplos Chagas e Toneto Jr. (2003), Pires (2005) e Silva e Resende (2009).

Um dos aspectos fundamentais para a realização deste trabalho foi o mapeamento das universidades federais brasileiras. Este levantamento foi feito com base nos dados disponibilizados pelo Ministério da Educação e também tendo como referência as informações contidas nos sítios eletrônicos dessas instituições. Para a construção da variável de tratamento aqui empregada, explicada em detalhes mais adiante, foram utilizadas as latitudes e longitudes das localidades, fornecidas pelo IBGE.

Uma descrição mais específica a respeito da delimitação do estudo, trazendo a quantidade de municípios que receberam novos campi universitários é trazida na próxima subseção. Detalhamentos acerca da descrição, da definição e das fontes das demais variáveis utilizadas neste estudo são apresentados no Apêndice 4.4.

É importante mencionar que ao longo dos anos contemplados neste estudo, o número de municípios brasileiros passou de 4.491 para 5.565, de modo que foi necessário realizar a correspondência geográfica entre os mesmos. Isso foi feito através das Áreas Mínimas Comparáveis (AMC), desenvolvida por Reis, Pimentel e Alvarenga (2007), para o período de 1991 a 2000 e manualmente, com base em pesquisas em diversos sítios eletrônicos, para o período de 2000 a 2010. Tendo em vista as limitações impostas pela disponibilidade das informações, a amostra contou com um total de 4288 AMC's³⁹.

³⁸ Valores deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE).

³⁹ Com algum abuso da terminologia, mas por questão de simplicidade, neste estudo nos referiremos às AMC's como municípios.

4.3.2 Delimitação do Estudo

Primeiramente, são necessários esclarecimentos relativos ao corte temporal com o qual será trabalhado. Como já explicado, o objetivo da análise é mensurar os impactos que a criação das universidades federais criadas na década passada teve sobre as economias locais. Uma vez que boa parte das informações utilizadas para tal propósito advém dos Censos Demográficos – que foram realizados nos anos de 2000 e 2010 – serão considerados como municípios afetados pela política de criação de novas universidades federais aqueles em que o início do funcionamento dos novos campi ocorreu até o ano de 2009. Isso porque se acredita ser pouco provável que os impactos de uma universidade federal cujas atividades se iniciaram em 2010 possam ser captados nas informações do Censo Demográfico realizado naquele ano, uma vez que a coleta dos dados ocorreu no período de 1º de agosto a 30 de outubro de 2010.

Ademais, serão considerados como unidades tratadas somente as localidades em que, de fato, os campi são novos. Deste modo, aqueles em que a nova universidade federal tem procedência de alguma instituição, ou nos quais a mesma foi originada a partir do desmembramento ou incorporação de outra universidade não serão considerados como afetados pela política pública. Essa delimitação é necessária uma vez que a simples transferência da estrutura física, dos recursos humanos e dos alunos entre duas instituições não representa um fator novo para localidade, limitando consideravelmente o impacto dos choques advindos da criação da universidade federal.

Outro caso importante é o dos municípios que de fato foram contemplados com a instauração de um novo campus, mas o mesmo não está vinculado a uma nova universidade, mas sim a alguma já existente previamente. Para os fins aos que se propõe o estudo, essas localidades foram consideradas como afetadas pela política de expansão das universidades.

Como já mencionado na subseção anterior, a realização da seleção das localidades que são consideradas afetadas pela política pública não é uma tarefa trivial, tendo sido realizada com base em ampla pesquisa nos endereços eletrônicos das universidades federais brasileiras. Ao todo, foram contabilizados 35 municípios que receberam campi novos vinculados a novas universidades federais e 52 municípios que receberam campi novos vinculados a universidades federais previamente existentes.

Destaca-se que, em ambos os casos, houve diversos municípios nos quais foram inaugurados campi que já tinham procedência em outras instituições ou em centros de ensino das próprias universidades federais ao qual estão vinculados. O Apêndice 4.5 traz a lista completa dos municípios contemplados com campus efetivamente novos aqui considerados.

Compatibilizando os 87 municípios definidos como tendo recebido novos campi universitários com aqueles existentes nas bases de dados, obteve-se um total de 81 municípios diretamente afetados pela política pública. Cabe ressaltar que Vinhais (2013) encontrou em seu estudo um total de 121 municípios contemplados com novos campi universitários. A diferença em relação ao computado neste estudo se dá por divergência quanto à definição de novos campi universitários, com base em sua procedência em relação a centros universitários já existentes.

4.3.3 Modelo de Diferenças-em-Diferenças com Variável de Tratamento Contínua

Assim como em Vinhais (2013), no presente trabalho, a expansão dos campi universitários é considerada como a implantação de uma política pública. Deste modo, entende-se que os municípios afetados por tal política receberam um tratamento. Conforme já mencionado, uma das principais dificuldades envolvidas na avaliação dos efeitos de uma política pública é criação do contrafactual adequado para servir de controle ao experimento.

Na tentativa de reduzir o viés da escolha do grupo de controle, Vinhais (2013) optou pela adoção do método de Diferenças-em-Diferenças com Pareamento por Escore de Propensão. A principal ideia da estimação com a utilização deste método é que, sob determinadas condições, municípios que tenham o mesmo escore de propensão possuem a mesma distribuição de características observáveis, independente de seu status de tratamento. Desta forma, a exposição ao tratamento pode ser considerada aleatória.

Contudo, existem diversas metodologias que podem ser empregadas na solução de problemas dessa natureza. A escolhida para a realização deste trabalho foi a de Diferenças-em-Diferenças com tratamento contínuo. A seguir, é feita uma breve apresentação da mesma, destacando-se suas vantagens e fragilidades.

Considerar-se-á o ano de 2000 como o período pré-tratamento e o ano de 2010 como o período pós-tratamento. A equação a ser estimada é definida do seguinte modo:

$$y_{mt} = \alpha_0 + \alpha_1 Ano_t + \alpha_2 (D_m * Ano_t) + \phi' X_{mt} + \theta_m + \varepsilon_{mt} \quad (4.1)$$

em que y_{mt} é a renda *per capita* do município m , no ano t ; Ano_t é uma variável do tipo *dummy* que recebe valor unitário caso o ano seja 2010 e zero caso o ano seja 2000; D_m é a medida de tratamento para o município m ; X_{mt} é um conjunto de variáveis de controle demográfico que podem se alterar ao longo do tempo; θ_m é uma variável de efeito fixo para o município; e ε_{mt} é o termo de erro aleatório. O conjunto de parâmetros a ser estimados é

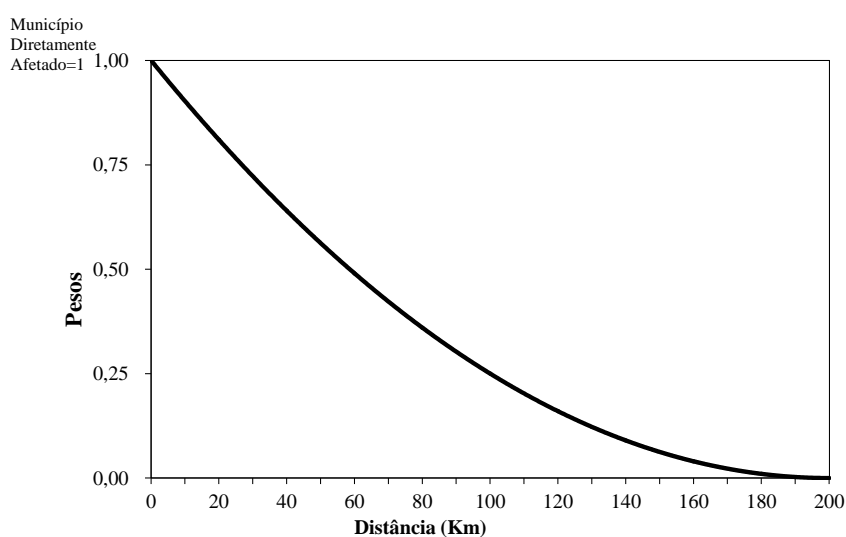
$(\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \phi')$, sendo α_2 o coeficiente de interesse, uma vez que o mesmo representa o impacto da criação dos novos campi universitários.

Especial atenção deve ser dada para a construção da medida de tratamento aqui empregada (D_m). A mesma é uma variável *dummy* cujo valor é unitário caso o município tenha recebido a implantação de um novo campi universitário. Contudo, é bastante provável que a influência dessa política não se restrinja em absoluto aos municípios diretamente afetados, podendo ter impactos também sobre aqueles que destes se avizinham, ou seja, apresentar um efeito de transbordamento (*spillover*). Na tentativa de capturar este padrão contínuo, define-se a medida de tratamento não como variável binária, mas sim respeitando a seguinte função, para cada município:

$$D_m = \begin{cases} \left(\frac{W-d_m}{W}\right)^2 & \text{se } d_m \leq W \text{ Km,} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (4.2)$$

em que W é um corte para o raio de distância em relação ao município mais próximo diretamente afetado pela política pública, ou seja, que tenha recebido um campi universitário, e d_m é a distância do município m em relação àquele. Esta abordagem foi utilizada no estudo de Naritomi, Soares e Assunção (2012), no qual os autores objetivaram analisar o impacto que os ciclos coloniais brasileiros da cana e do ouro tiveram sobre as instituições locais e o poder político nas regiões afetadas pelos mesmos. Neste estudo, os autores escolheram $W = 200$, que será nosso valor de referência.

Figura 4.2 – Função de Influência da Variável de Tratamento ($W = 200$)



Fonte: Elaboração dos autores

Destaca-se que, por ser quadrática, a função descrita pela equação (4.2) atribui maior intensidade na medida de tratamento àqueles municípios mais próximos aos diretamente afetados pela política em questão. O indicador varia de 0 a 1 de acordo com o padrão apresentado na figura 4.2, em que se considera $W = 200$.

A identificação dos impactos da criação dos novos campi universitários está baseada nas diferenças das variações da incidência do tratamento entre os municípios e os anos. Partindo-se da equação (4.1), os valores esperados dos resultados para dois diferentes municípios (m e m') em dois diferentes anos ($t = 2000; 2010$) são (tudo o mais constante, exceto D):

$$E[y_{mt}|Ano_t = 0, D_m, \bar{X}, \theta_m] = \alpha_0 + \phi' \bar{X} + \theta_m + E[\varepsilon_{mt}|Ano_t = 0, D_m, \bar{X}, \theta_m] \quad (4.3)$$

$$E[y_{mt}|Ano_t = 1, D_m, \bar{X}, \theta_m] = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 D_m + \phi' \bar{X} + \theta_m + E[\varepsilon_{mt}|Ano_t = 1, D_m, \bar{X}, \theta_m] \quad (4.4)$$

$$E[y_{m't}|Ano_t = 0, D_{m'}, \bar{X}, \theta_{m'}] = \alpha_0 + \phi' \bar{X} + \theta_{m'} + E[\varepsilon_{m't}|Ano_t = 0, D_{m'}, \bar{X}, \theta_{m'}] \quad (4.5)$$

$$\begin{aligned} E[y_{m't}|Ano_t = 1, D_{m'}, \bar{X}, \theta_{m'}] \\ = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 D_{m'} + \phi' \bar{X} + \theta_{m'} + E[\varepsilon_{m't}|Ano_t = 1, D_{m'}, \bar{X}, \theta_{m'}] \end{aligned} \quad (4.6)$$

Tomando-se a diferença das equações (4.3) e (4.4), bem como aquela entre as equações (4.5) e (4.6), teremos:

$$\begin{aligned} \{E[y_{mt}|Ano_t = 1, D_m, \bar{X}, \theta_m] - E[y_{mt}|Ano_t = 0, D_m, \bar{X}, \theta_m]\} \\ = \alpha_1 + \alpha_2 D_m + \{E[\varepsilon_{mt}|Ano_t = 1, D_m, \bar{X}, \theta_m] - E[\varepsilon_{mt}|Ano_t = 0, D_m, \bar{X}, \theta_m]\} \end{aligned} \quad (4.7)$$

$$\begin{aligned} \{E[y_{m't}|Ano_t = 1, D_{m'}, \bar{X}, \theta_{m'}] - E[y_{m't}|Ano_t = 0, D_{m'}, \bar{X}, \theta_{m'}]\} \\ = \alpha_1 + \alpha_2 D_{m'} \\ + \{E[\varepsilon_{m't}|Ano_t = 1, D_{m'}, \bar{X}, \theta_{m'}] - E[\varepsilon_{m't}|Ano_t = 0, D_{m'}, \bar{X}, \theta_{m'}]\} \end{aligned} \quad (4.8)$$

Por fim, tomando-se a diferença das diferenças – ou seja, a diferença entre as equações (4.7) e (4.8) – e tendo em vista que as esperanças das diferenças dos erros se cancelam na segunda diferença, devido à hipótese de tendências paralelas na ausência de tratamento (ou seja, que as mudanças médias para m e m' seriam as mesmas na ausência de tratamento, de modo que os grupos de tratamento e de controle evoluiriam da mesma forma), obtém-se:

$$\begin{aligned}
& \{E[y_{m't}|Ano_t = 1, D_{m'}, \bar{X}, \theta_{m'}] - E[y_{m't}|Ano_t = 0, D_{m'}, \bar{X}, \theta_{m'}]\} \\
& \quad - \{E[y_{mt}|Ano_t = 1, D_m, \bar{X}, \theta_m] - E[y_{mt}|Ano_t = 0, D_m, \bar{X}, \theta_m]\} \\
& \quad = \alpha_2(D_{m'} - D_m)
\end{aligned}
\tag{4.9}$$

dividindo-se ambos os lados da equação por $(D_{m'} - D_m)$, obteremos α_2 , que pode ser interpretado como o impacto marginal da implantação dos novos campi universitários sobre a variável de interesse nos municípios afetados pelo tratamento. É importante atentar para o fato de que a intensidade do efeito dependerá da distância dos municípios em relação ao município mais próximo efetivamente tratado (que recebeu o campi universitário).

A construção da medida de tratamento na forma aqui proposta pode ser considerada como um refinamento daquela utilizada no trabalho de Vinhais (2013). Em seu estudo, o autor considera como tratados apenas os municípios que passaram a sediar os novos campi universitários. Seu estudo não contempla, portanto, os efeitos *spillover* da política em questão. Contudo, por entender que há efeito transbordamento, Vinhais (2013) exclui do grupo de controle aqueles municípios pertencentes à microrregião na qual se localiza a unidade tratada, bem como os situados nas microrregiões que desta se avizinham.

Assim, a principal vantagem da abordagem aqui proposta para a medida de tratamento é que, ao invés de excluir os municípios que, potencialmente, foram indiretamente afetados pela implantação dos novos campi universitários, a mesma é capaz de mensurar o efeito da política em análise sobre os mesmos, acomodando, portanto, uma situação de equilíbrio geral.

Por fim, como forma de testar a robustez dos resultados, serão conduzidos dois testes de falsificação. O primeiro será um teste de falsificação temporal. A mesma metodologia acima descrita será aplicada para os anos de 1991 e 2000. A ideia de tal estratégia é que, se os resultados gerados pelo método aplicado forem robustos, o parâmetro de interesse não deve ser estatisticamente diferente de zero quando da estimação para o período em que a política em questão – ou seja, construção dos campi universitários – não havia sido implantada.

O segundo teste de falsificação levará em conta a substituição da renda *per capita* municipal por uma variável de interesse que se acredita não influenciada pela instalação de novos campi universitários, a saber: a proporção de pessoas do gênero masculino na população com menos de um ano de idade dos municípios. Em outras palavras, é esperado que a probabilidade de que um indivíduo nasça homem ou mulher não seja afetado por quaisquer políticas econômicas, entre as quais a implantação de uma nova faculdade no local de seu nascimento. Assim, a expectativa é de que, se os resultados apresentados anteriormente

forem robustos, o parâmetro de interesse aqui investigado não se diferenciará estatisticamente de zero.

Consideramos que a realização dos dois testes de falsificação acima mencionados também se configura como uma evolução do trabalho desenvolvido por Vinhais (2013), uma vez que o autor não realiza testes neste sentido. O mesmo apenas aplica um teste de sensibilidade (*Rosebaum Bounds*) para averiguar se há variáveis não observadas variantes no tempo que provoquem viés de seleção.

4.4 Evidências Empíricas

Nesta seção, são apresentados os resultados obtidos através da estimação do modelo apresentado previamente. A mesma se divide em duas partes. Primeiramente, são apresentadas as estatísticas descritivas da amostra utilizada e, posteriormente, as evidências empíricas.

4.4.1 Estatísticas Descritivas

Na tabela 4.2 são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. Com 4.288 áreas mínimas comparáveis (AMC's) compondo a amostra em um painel de dois anos (2000 e 2010), foram totalizadas 8.576 observações. A variável de interesse do modelo é o logaritmo da renda domiciliar *per capita*, com média 6,13 (R\$ 507,87). O valor mínimo foi registrado no município de Melgaço/PA (R\$ 127,89) e a maior no município de Niterói/RJ (R\$ 2.183, 98). Ambos os municípios não possuem agrupamentos pelas AMC's.

Já a variável de tratamento, que varia de zero a um dependendo da distância da localidade em relação àquela que recebeu o novo campus da universidade federal, obteve média de 0,14. Ao todo, 38,5% dos municípios da amostra apresentaram valor diferente de zero.

As demais variáveis apresentadas na tabela 4.2 foram utilizadas como controles nas regressões. A proporção de homens na população é de 49,8% e a de pessoas brancas e amarelas é de 51,16%. Ainda, 26,59% das pessoas têm idade entre 15 e 29 anos de idade, 34,39% entre 30 e 59 anos e 11,67% têm 60 anos ou mais. Por fim, o número médio de habitantes das localidades contempladas na amostra é de 37,9 mil e a densidade demográfica média é de 108,6 habitantes por Km².

Tabela 4.2 – Estatísticas Descritivas

	Obs.	Média	DP	Min	Max
Log da Renda Domiciliar <i>per capita</i>	8576	6,13	0,44	4,85	7,69
Dummy de Tratamento Contínuo 200 Km	8576	0,14	0,24	0,00	1,00
Prop. de Homens na População	8576	49,80	1,42	43,28	59,14
Prop. de Brancos e Amarelos na População	8576	51,16	23,62	0,50	100,00
Prop. de Pessoas de 15 a 29 Anos Idade	8576	26,59	2,53	17,57	39,42
Prop. de Pessoas de 30 a 59 Anos Idade	8576	34,49	4,74	17,66	46,64
Prop. de Pessoas de 60 Anos de Idade ou +	8576	11,67	3,27	2,12	27,25
Número de Habitantes	8576	37.968,6	211.080,7	536	10.500.000
Densidade Demográfica	8576	108,62	582,55	0,05	12.493,69

Fonte: Elaboração dos autores

4.4.2 Análise dos Resultados

O resultado apresentado na tabela 4.3 é o coeficiente α_2 da equação (4.1). A estimação do modelo de Diferenças-em-Diferenças com tratamento contínuo, em que a variável de tratamento varia entre zero e um para aqueles municípios que se encontram a até 200 quilômetros de distância em relação àqueles que receberam novos campi de universidades federais, mostrou que o impacto desta política sobre a renda *per capita* domiciliar dos municípios diretamente afetados é de 3,08% quando não são adicionados controles à regressão (coluna 1) e de 4,52% levando-se em conta controles demográficos (coluna 2).

Tabela 4.3 – Efeito da Expansão de Campi Universitários Federais sobre a Renda *per capita* municipal entre os anos de 2000 e 2010 (Dummy de Tratamento Considera o Raio de 200 quilômetros) – Total da Amostra

	(1)	(2)
Dummy de Tratamento Contínuo 200 Km	0.0308*** (0.00841)	0.0452*** (0.00847)
Número de Observações	8576	8576
R ²	0.782	0.796
Controles Demográficos ¹	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

¹ Proporção de homens na população; Proporção de brancos e amarelos na população; Proporção de pessoas por faixa etária (15-29 anos, 30-59 anos e 60 anos ou mais); número de habitantes; densidade demográfica.

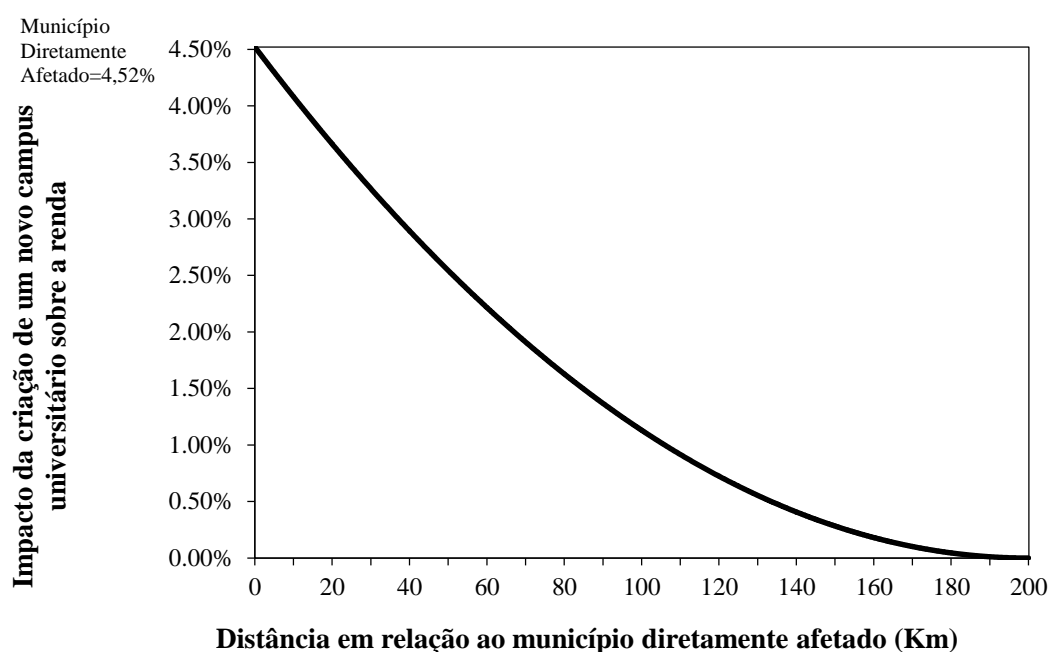
Fonte: Elaboração dos autores.

O resultado obtido através da regressão que controla a estimação pelas características demográficas é maior do que o observado no estudo de Vinhais (2013), no qual o impacto da implantação dos novos campi universitários sobre a renda *per capita* foi de 3,3%. Isso sinaliza

que, o uso de uma abordagem que acomode possíveis efeitos de equilíbrio geral, ao levar em conta que a política implementada em determinada localidade tem potenciais impactos sobre as localidades vizinhas, é capaz de capturar tais efeitos, aumentando o coeficiente estimado.

O impacto da criação de novos campi universitários sobre os municípios que se avizinham daqueles que receberam a política dependerá da distância que os mesmos se encontram em relação a estes últimos, de acordo com a função apresentada na figura 4.3.

Figura 4.3 – Efeito da Expansão de Campi Universitários Federais sobre a Renda *per capita* municipal entre os anos de 2000 e 2010 (Dummy de Tratamento Considera o Raio de 200 quilômetros) – Total da Amostra



Fonte: Elaboração dos autores

Outros *cut-off's* para a variável de tratamento foram testados, e os resultados são mostrados no Apêndice 4.6. Considerando-se a equação que emprega controles demográficos (coluna 2), o impacto capturado da abertura de novos campi de universidades federais é bem menor para o *cut-off* de 50 quilômetros (2,63%) e semelhante ao de Vinhais (2013) para o *cut-off* de 100 quilômetros (3,4%). Para o *cut-off* de 150 quilômetros o impacto mensurado é de 4,16%.

Acredita-se que ao reduzir o raio de distância das localidades potencialmente afetadas em relação aos municípios diretamente afetados pela política, diminui-se a capacidade do modelo em capturar os efeitos *spillovers* da mesma, o que leva a uma subestimação de seus impactos. Cabe ainda mencionar que para as estimações que não levam em conta os controles

demográficos, a abertura de novas universidades federais mostrou-se insignificante na determinação da renda *per capita* para os *cut-off's* de 50 e 100 quilômetros.

4.4.2.1 Resultados para a Subamostra

Conforme afirmado por Stokes e Coomes (1998) e ratificado pelos resultados encontrados por Vinhais (2013), o efeito econômico de curto prazo tende a ser mais intenso em localidades menores. Assim, seguindo a abordagem de Vinhais (2013), as localidades foram segmentadas de acordo com o tamanho de sua população, estimando-se a equação (4.1) para o grupo daquelas com até 65 mil habitantes. A amostra contou com 3.837 áreas mínimas comparáveis (89% da amostra completa), totalizando 7.674 observações para o conjunto dos anos de 2000 e 2010.

A tabela 4.4 mostra que o impacto da criação dos novos campi universitários sobre a renda *per capita* nestas localidades foi de 5,1% na estimação que não leva em conta os controles demográficos (coluna 1) e de 5,6% naquela que os tem em consideração (coluna 2). Os resultados são bastante próximos, e ligeiramente maiores no segundo caso, daqueles encontrados por Vinhais (2013), de 5,3% e corroboram o argumento de Stokes e Coomes (1998).

Tabela 4.4 – Efeito da Expansão de Campi Universitários Federais sobre a Renda *per capita* municipal entre os anos de 2000 e 2010 (*Dummy* de Tratamento Considera o Raio de 200 quilômetros) – Municípios com até 65 mil habitantes

	(1)	(2)
Dummy de Tratamento Contínuo 200 Km	0.0512*** (0.00963)	0.0558*** (0.00972)
Número de Observações	7674	7674
R ²	0.776	0.794
Controles Demográficos ¹	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

¹ Proporção de homens na população; Proporção de brancos e amarelos na população; Proporção de pessoas por faixa etária (15-29 anos, 30-59 anos e 60 anos ou mais); número de habitantes; densidade demográfica.

Fonte: Elaboração dos autores.

4.4.2.2 Testes de Falsificação

Com vistas a testar a robustez do impacto da criação de novos campi universitários sobre a renda *per capita* das localidades apresentado anteriormente, foram conduzidos dois testes de falsificação.

O primeiro deles é um teste de falsificação temporal. Neste, as mesmas estimativas descritas a partir da equação (4.1) foram realizadas não para o período de 2000 a 2010, mas sim para o período de 1991 a 2000 (neste caso, a variável Ano_t é do tipo *dummy* e recebe valor unitário caso o ano seja 2000 e zero caso o ano seja 1991).

A ideia por trás deste exercício é que, se os resultados apresentados na tabela 4.3 forem robustos – ou seja, caso eles estejam realmente captando os efeitos da criação dos novos campi universitários sobre as economias locais –, ao aplicar-se a mesma metodologia para um período em que não houve expansão das universidades federais, o coeficiente estimado (α_2) não se diferenciará estatisticamente de zero. Essa percepção é corroborada através das estimativas apresentadas na tabela 4.5, indicando robustez dos resultados exibidos anteriormente.

Tabela 4.5 – Teste de Falsificação Temporal – Efeito da Expansão de Campi Universitários Federais sobre a Renda *per capita* municipal entre os anos de 1991 e 2000 (*Dummy* de Tratamento Considera o Raio de 200 quilômetros) – Total da Amostra

	(1)	(2)
Dummy de Tratamento Contínuo 200 Km	-0.00405 (0.0139)	0.0138 (0.0123)
Número de Observações	8576	8576
R ²	0.755	0.814
Controles Demográficos ¹	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

¹ Proporção de homens na população; Proporção de brancos e amarelos na população; Proporção de pessoas por faixa etária (15-29 anos, 30-59 anos e 60 anos ou mais); número de habitantes; densidade demográfica.

Fonte: Elaboração dos autores.

O segundo teste de falsificação leva em conta o período de 2000 a 2010, mas substitui a variável de interesse (renda *per capita*) por uma que se acredita não impactada pela criação de novos campi universitários. Neste caso, a variável dependente escolhida para a condução deste teste foi a proporção de homens na população com menos de um ano de idade. Espera-se que a probabilidade de uma pessoa nascer do gênero masculino ou feminino não seja afeta pela implantação da política aqui investigada. De fato, quando se analisam as estatísticas

descritivas da proporção de homens na população com menos de um ano de idade, percebe-se que a mesma possui média de 50,95%. Assim, entende-se que caso o coeficiente de interesse (α_2) não se diferencie estatisticamente de zero, o resultado apresentado anteriormente é robusto. Essa percepção é corroborada pelas estimativas, como pode ser visto na tabela 4.6.

Tabela 4.6 – Teste de Falsificação de Substituição da Variável Dependente – Efeito da Expansão de Campi Universitários Federais sobre a Proporção de Homens na População com Menos de 1 Ano de Idade entre os anos de 2000 e 2010 (Dummy de Tratamento Considera o Raio de 200 quilômetros) – Total da Amostra

	(1)	(2)
Dummy de Tratamento Contínuo 200 Km	0.124	0.299
	(0.770)	(0.779)
Número de Observações	8576	8576
R ²	0.0000182	0.0104
Controles Demográficos ¹	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

¹ Proporção de homens na população; Proporção de brancos e amarelos na população; Proporção de pessoas por faixa etária (15-29 anos, 30-59 anos e 60 anos ou mais); número de habitantes; densidade demográfica.

Fonte: Elaboração dos autores.

4.5 Considerações Finais

Este estudo teve como objetivo avaliar o impacto da criação dos novos campi de universidades federais sobre a renda *per capita* dos municípios que os receberam, para o período entre 2000 e 2010. Com exceção do trabalho desenvolvido por Vinhais (2013) a abordagem via matriz insumo-produto era a principal estratégia utilizada para a investigação de efeitos que as universidades possam ter sobre as localidades em que elas se situam. Em seu estudo, Vinhais (2013) utilizou a estratégia empírica de Diferenças-em-Diferenças com Pareamento por Escore de Propensão.

Uma fragilidade do método empregado pelo autor é o fato de que a mesma não contabiliza os efeitos da implantação dos novos campi universitários sobre os municípios vizinhos. Com vistas a abarcar estes potenciais efeitos *spillover*, no presente estudo utilizou-se o método de Diferenças-em-Diferenças com variável de tratamento contínua, construída a partir de uma função quadrática capaz de acomodar uma possível situação de equilíbrio geral. Neste sentido, a estratégia empírica aqui empregada pode ser considerada um refinamento daquela utilizada por Vinhais (2013), uma vez que ao ignorarem-se os efeitos que a política implantada pode ter sobre os municípios vizinhos, os resultados estimados podem conter viés.

As evidências empíricas encontradas mostram que o impacto da criação dos novos campi universitários sobre a renda *per capita* dos municípios diretamente afetados é de 4,52%. Essa estimativa é maior do que a apresentada por Vinhais (2013), que encontrou um efeito de 3,3%. Entende-se que o maior efeito aqui encontrado se deve à estratégia empírica empregada. O fato de a mesma contabilizar a potencial influência sobre as localidades vizinhas intensifica os impactos da política sobre os municípios diretamente afetados. Os resultados também mostraram que o efeito da criação de novos campi de universidades federais é maior sobre os municípios de menor porte.

No presente estudo também foram conduzidos dois testes de falsificação, com vistas a verificar a robustez dos resultados obtidos. Um deles foi um teste de falsificação temporal, que considerou os anos de 1991 como pré-tratamento e de 2000 como pós-tratamento ao invés dos anos de 2000 e 2010, respectivamente. A ideia por trás de tal experimento é que no caso de os resultados obtidos anteriormente serem robustos, o coeficiente de interesse para o teste de falsificação não deve ser estatisticamente diferente de zero. O outro teste de falsificação foi a substituição da variável dependente por outra que se acredita não impactada pelo processo de expansão das universidades federais, a saber: a proporção de homens na população com menos de um ano de idade. Novamente, caso o coeficiente de interesse estimado não se diferencia estatisticamente de zero, acredita-se que o resultado apresentado anteriormente é robusto. Ambos os testes conduzidos apontaram para robustez dos resultados aqui apresentados.

Os resultados mostram que o efeito de curto prazo da criação de novas universidades federais é positivo, ao menos no que tange ao aumento da renda *per capita* municipal, com impactos mais acentuados sobre as localidades de menor porte. A princípio, essas evidências corroboram com a ideia central do programa de expansão do ensino superior público, que afirma que o processo de interiorização das universidades federais contribui positivamente para o desenvolvimento das regiões onde as mesmas estão inseridas.

Contudo, de modo a verificar os efeitos benéficos sobre as economias locais de um ponto de vista mais amplo, é preciso que os impactos dessa política sejam testados sobre outras dimensões do desenvolvimento, como o nível de desigualdade de renda, o desempenho escolar dos alunos do ensino básico, a taxa de fecundidade das mulheres jovens, entre outros.

Além disso, conforme afirmado na introdução deste estudo, há toda uma literatura que se ocupa da avaliação dos aspectos qualitativos do processo de expansão das universidades federais em detrimento daqueles quantitativos – o que não foi foco do presente trabalho. A

qualidade do ensino ofertado nesses novos campi será determinante para a investigação dos efeitos de longo prazo dessa política, como a sua capacidade em melhorar o capital humano disponível e em atrair novos investimentos para as regiões contempladas. Ambas investigações são deixadas como recomendação para pesquisas futuras.

APÊNDICE 4.1 – Universidades Federais Brasileiras

Tabela 4.7 – Lista das Universidades Federais Brasileiras, por Grandes Regiões (continua)

UF	Nome da Instituição	Sigla
Norte		
AC	Universidade Federal do Acre	UFAC
AP	Universidade Federal do Amapá	UNIFAP
AM	Universidade Federal do Amazonas	UFAM
RO	Universidade Federal de Rondônia	UNIR
RR	Universidade Federal de Roraima	UFRR
TO	Universidade Federal do Tocantins	UFT
PA	Universidade Federal do Oeste do Pará	UFOPA
PA	Universidade Federal do Pará	UFPA
PA	Universidade Federal Rural da Amazônia	UFRA
PA	Universidade Federal do Sul e Sudeste do Pará	UNIFESSPA
Nordeste		
AL	Universidade Federal de Alagoas	UFAL
BA	Universidade Federal da Bahia	UFBA
BA	Universidade Federal do Recôncavo da Bahia	UFRB
BA	Universidade Federal do Oeste da Bahia	UFOB
BA	Universidade Federal do Sul da Bahia	UFSB
CE	Universidade Federal do Ceará	UFC
CE	Universidade Federal do Cariri	UFCA
CE/BA	Universidade Federal da Integração Internacional da Lusofonia Afro-Brasileira	UNILAB
MA	Universidade Federal do Maranhão	UFMA
PB	Universidade Federal da Paraíba	UFPB
PB	Universidade Federal de Campina Grande	UFCG
PE	Universidade Federal de Pernambuco	UFPE
PE	Universidade Federal Rural de Pernambuco	UFRPE
PE/BA/PI	Universidade Federal do Vale do São Francisco	UNIVASF
PI	Universidade Federal do Piauí	UFPI
RN	Universidade Federal do Rio Grande do Norte	UFRN
RN	Universidade Federal Rural do Semi-Árido	UFERSA
SE	Universidade Federal de Sergipe	UFS
Centro-oeste		
DF	Universidade de Brasília	UnB
GO	Universidade Federal de Goiás	UFG
MT	Universidade Federal de Mato Grosso	UFMT
MS	Universidade Federal da Grande Dourados	UFGD
MS	Universidade Federal de Mato Grosso do Sul	UFMS

Fonte: Elaborado pelos autores com base nas informações disponibilizadas pelo Ministério da Educação.

Tabela 4.7 – Lista das Universidades Federais Brasileiras, por Grandes Regiões (continuação)

UF	Nome da Instituição	Sigla
Sudeste		
ES	Universidade Federal do Espírito Santo	UFES
MG	Universidade Federal de Alfenas	UNIFAL
MG	Universidade Federal de Itajubá	UNIFEI
MG	Universidade Federal de Juiz de Fora	UFJF
MG	Universidade Federal de Lavras	UFLA
MG	Universidade Federal de Minas Gerais	UFMG
MG	Universidade Federal de Ouro Preto	UFOP
MG	Universidade Federal de São João del-Rei	UFSJ
MG	Universidade Federal de Uberlândia	UFU
MG	Universidade Federal de Viçosa	UFV
MG	Universidade Federal do Triângulo Mineiro	UFTM
MG	Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri	UFVJM
RJ	Universidade Federal do Estado do Rio de Janeiro	UNIRIO
RJ	Universidade Federal do Rio de Janeiro	UFRJ
RJ	Universidade Federal Fluminense	UFF
RJ	Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro	UFRRJ
SP	Universidade Federal do ABC	UFABC
SP	Universidade Federal de São Carlos	UFSCar
SP	Universidade Federal de São Paulo	UNIFESP
Sul		
PR	Universidade Federal da Integração Latino-Americana	UNILA
PR	Universidade Federal do Paraná	UFPR
PR	Universidade Tecnológica Federal do Paraná	UTFPR
RS	Universidade Federal de Ciências da Saúde de Porto Alegre	UFCSPA
RS	Universidade Federal do Pampa	UNIPAMPA
RS	Universidade Federal de Pelotas	UFPEL
RS	Universidade Federal de Santa Maria	UFSM
RS	Universidade Federal do Rio Grande	FURG
RS	Universidade Federal do Rio Grande do Sul	UFRGS
SC	Universidade Federal de Santa Catarina	UFSC
SC/PR/RS	Universidade Federal da Fronteira Sul	UFFS

Fonte: Elaborado pelos autores com base nas informações disponibilizadas pelo Ministério da Educação.

APÊNDICE 4.2 – Número de Universidades Federais no Brasil, por Localização (capital e interior), Grandes Regiões e Unidades da Federação.

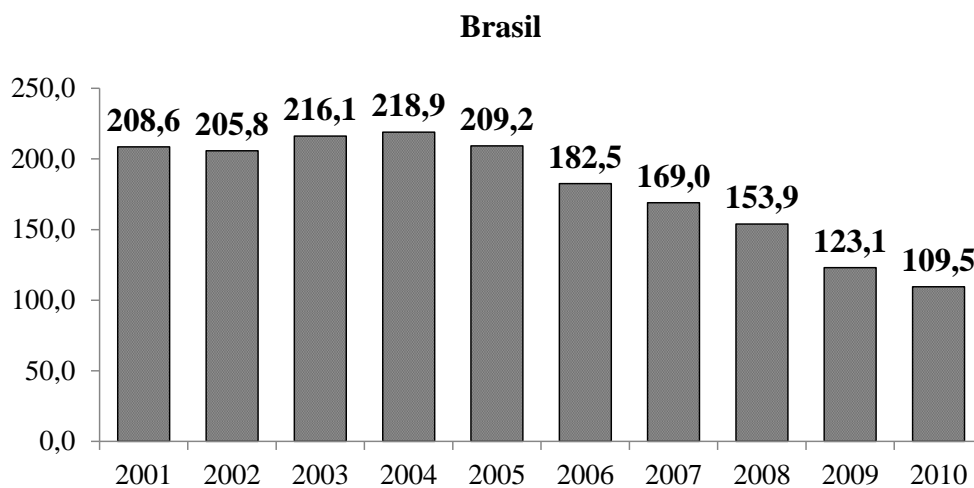
Tabela 4.8 – Número de Universidades Federais no Brasil, por Localização (capital e interior), Grandes Regiões e Unidades da Federação.

	2001			2010			Diferença		
	Total	Capital	Interior	Total	Capital	Interior	Total	Capital	Interior
BRASIL	39	27	12	58	31	27	19	4	15
Norte	6	6	0	9	8	1	3	2	1
Rondônia	1	1	0	1	1	0	0	0	0
Acre	1	1	0	1	1	0	0	0	0
Amazonas	1	1	0	1	1	0	0	0	0
Roraima	1	1	0	1	1	0	0	0	0
Pará	1	1	0	3	2	1	2	1	1
Amapá	1	1	0	1	1	0	0	0	0
Tocantins	0	0	0	1	1	0	1	1	0
Nordeste	10	9	1	14	9	5	4	0	4
Maranhão	1	1	0	1	1	0	0	0	0
Piauí	1	1	0	1	1	0	0	0	0
Ceará	1	1	0	1	1	0	0	0	0
Rio Grande do Norte	1	1	0	2	1	1	1	0	1
Paraíba	1	1	0	2	1	1	1	0	1
Pernambuco	2	2	0	3	2	1	1	0	1
Alagoas	1	1	0	1	1	0	0	0	0
Sergipe	1	0	1	1	0	1	0	0	0
Bahia	1	1	0	2	1	1	1	0	1
Sudeste	13	5	8	19	5	14	6	0	6
Minas Gerais	6	1	5	11	1	10	5	0	5
Espírito Santo	1	1	0	1	1	0	0	0	0
Rio de Janeiro	4	2	2	4	2	2	0	0	0
São Paulo	2	1	1	3	1	2	1	0	1
Sul	6	3	3	11	5	6	5	2	3
Paraná	1	1	0	3	2	1	2	1	1
Santa Catarina	1	1	0	2	1	1	1	0	1
Rio Grande do Sul	4	1	3	6	2	4	2	1	1
Centro-Oeste	4	4	0	5	4	1	1	0	1
Mato Grosso do Sul	1	1	0	2	1	1	1	0	1
Mato Grosso	1	1	0	1	1	0	0	0	0
Goiás	1	1	0	1	1	0	0	0	0
Distrito Federal	1	1	0	1	1	0	0	0	0

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados de Brasil (2000-2010).

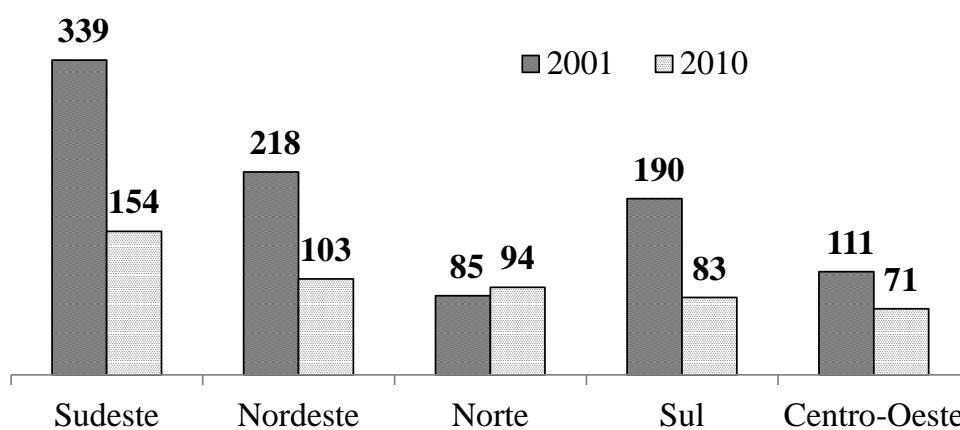
APÊNDICE 4.3 – Relação entre o número de pessoas de 18 a 24 anos de idade e a quantidade de vagas nas universidades federais.

Figura 4.4 – Relação entre o número de pessoas de 18 a 24 anos de idade e a quantidade de vagas nas universidades federais (Brasil).



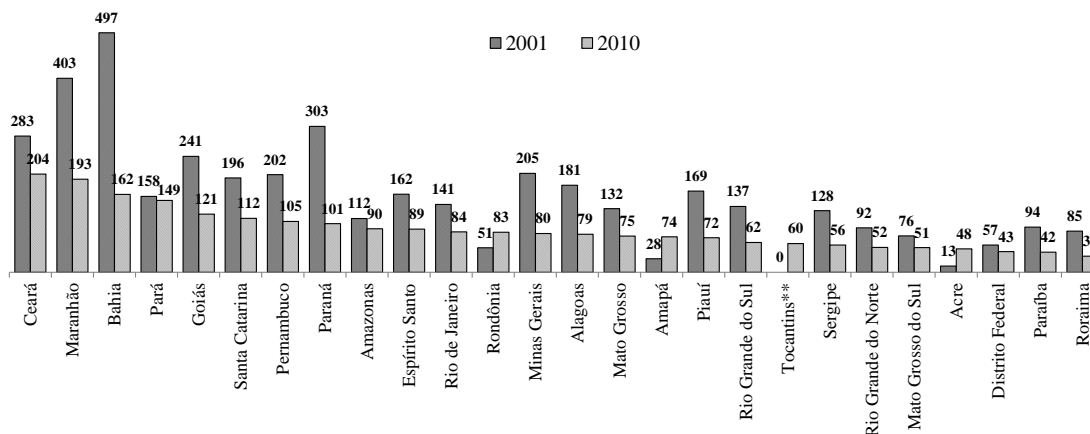
Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do IBGE/CENSO e PNAD e Brasil (2000-2010).

Figura 4.5 – Relação entre o número de pessoas de 18 a 24 anos de idade e a quantidade de vagas nas universidades federais (Grandes Regiões).



Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do IBGE/CENSO e PNAD e Brasil (2000-2010).

Figura 4.6 – Relação entre o número de pessoas de 18 a 24 anos de idade e a quantidade de vagas nas universidades federais (Unidades da Federação*).



Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do IBGE/CENSO e PNAD e Brasil (2000-2010).

*O Estado de São Paulo foi excluído do gráfico por ter seus valores muito altos, prejudicando a escala e a visualização dos demais: 3.759 para 2001 e 847 para 2010. Embora continue sendo o Estado com o pior indicador, também foi aquele com maior redução do número de pessoas de 18 a 24 anos de idade em relação à quantidade de vagas nas universidades federais, -77,5% no período.

**Em 2000, o Tocantins não possuía Universidade Federal.

APÊNDICE 4.4 – Descrição Das Variáveis

Tabela 4.9 – Descrição das Variáveis

Variável	Descrição
Logaritmo a renda domiciliar <i>per capita</i> média	Logaritmo da razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes no domicílio e o número total desses indivíduos. Valores em Reais de agosto de 2010, deflacionados pelo INPC. Informações obtidas a partir dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010 (IBGE).
Proporção de homens na população	Razão entre o total de homens em um município e a população total do município, multiplicado por 100. Informações obtidas a partir dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010 (IBGE).
Proporção de brancos e amarelos na população	Razão entre o total de pessoas brancas e amarelas e a população total do município, multiplicado por 100. Informações obtidas a partir dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010 (IBGE).
Proporção de pessoas de 15 a 29 anos	Razão entre o total de pessoas de 15 a 29 anos de idade e a população total do município, multiplicado por 100. Informações obtidas a partir dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010 (IBGE).
Proporção de pessoas de 30 a 59 anos	Razão entre o total de pessoas de 30 a 59 anos de idade e a população total do município, multiplicado por 100. Informações obtidas a partir dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010 (IBGE).
Proporção de pessoas de 60 a 99 anos	Razão entre o total de pessoas de 60 anos de idade ou mais e a população total do município, multiplicado por 100. Informações obtidas a partir dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010 (IBGE).
Número de habitantes	População total do município. Informações obtidas a partir dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010 (IBGE).
Densidade Populacional	Número de habitantes por Km ² no município. Informações obtidas a partir dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010 (IBGE).
Posição Geográfica	Latitude e Longitude dos municípios brasileiros. Os dados foram obtidos do cadastro de cidades e vilas do IBGE de 1998.

Fonte: Elaboração dos autores.

APÊNDICE 4.5 – Municípios que Receberam Novos Campi de Universidade Federal

Tabela 4.10 – Municípios Contemplados com Novos Campi de Novas Universidades Federais (2000 a 2010)

UF	Município	Universidade (SIGLA)	UF	Município	Universidade (SIGLA)
BA	Juazeiro	UNIVASF	PR	Toledo	UTFPR
BA	Senhor do Bonfim	UNIVASF	PR	Realeza	UFFS
BA	Cachoeira	UFRB	PR	Laranjeiras do Sul	UFFS
BA	Santo Antônio de Jesus	UFRB	RN	Angicos	UFERSA
BA	Amargosa	UFRB	RS	Alegrete	UNIPAMPA
MG	Itabira	UNIFEI	RS	Itaqui	UNIPAMPA
MG	Ouro Branco	UFSJ	RS	São Borja	UNIPAMPA
MG	Divinópolis	UFSJ	RS	Uruguaiana	UNIPAMPA
MG	Sete Lagoas	UFSJ	RS	Bagé	UNIPAMPA
PA	Belém	UFRA	RS	Dom Pedrito	UNIPAMPA
PA	Parauapebas	UFRA	RS	Caçapava do Sul	UNIPAMPA
PA	Capitão Poço	UFRA	RS	Jaguarão	UNIPAMPA
PB	Pombal	UFCEG	RS	Santana do Livramento	UNIPAMPA
PB	Cuité	UFCEG	RS	São Gabriel	UNIPAMPA
PB	Sumé	UFCEG	RS	Cerro Largo	UFFS
PE	Petrolina	UNIVASF	RS	Erechim	UFFS
PI	São Raimundo Nonato	UNIVASF	SP	Santo André	UFABC
PR	Londrina	UTFPR			

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados coletados nos endereços eletrônicos das universidades.

Tabela 4.11 – Municípios Contemplados com Novos Campi de Universidades Federais já Existentes (2000 a 2010)

UF	Município	Universidade (SIGLA)	UF	Município	Universidade (SIGLA)
AL	Arapiraca	UFAL	PE	Vitória de Santo Antão	UFPE
AL	Palmeira dos Índios	UFAL	PE	Garanhuns	UFRPE
AL	Penedo	UFAL	PE	Serra Talhada	UFRPE
AL	Viçosa	UFAL	PI	Bom Jesus	UFPI
AM	Benjamin Constant	UFAM	PI	Picos	UFPI
AM	Coari	UFAM	PI	Floriano	UFPI
AM	Humaitá	UFAM	PR	Matinhos	UFPR
AM	Itacoatiara	UFAM	RJ	Rio das Ostras	UFF
AM	Parintins	UFAM	RJ	Nova Friburgo	UFF
BA	Vitória da Conquista	UFBA	RJ	Duque de Caxias	UFRJ
CE	Quixadá	UFC	RJ	Nova Iguaçu	UFRRJ
CE	Barbalha	UFCA*	RJ	Três Rios	UFRRJ
CE	Juazeiro do Norte	UFCA*	RO	Ariquemes	UNIR
MG	Mariana	UFOP	RS	Santo Antônio da Patrulha	FURG
MG	Ituiutaba	UFU	RS	Palmeira das Missões	UFSM
MG	Florestal	UFV	RS	Silveira Martins	UFSM
MG	Rio Paranaíba	UFV	SC	Araranguá	UFSC
MS	Chapadão do Sul	UFMS	SC	Curitibanos	UFSC
MS	Bonito	UFMS	SC	Joinville	UFSC
MS	Naviraí	UFMS	SE	Itabaiana	UFS
MS	Nova Andradina	UFMS	SE	Laranjeiras	UFS
PA	Tucuruí	UFPA	SP	Sorocaba	UFSCAR
PA	Paragominas	UFRA	SP	Diadema	UNIFESP
PB	Mamanguape	UFPB	SP	Guarulhos	UNIFESP
PB	Rio Tinto	UFPB	SP	Santos	UNIFESP
PE	Caruaru	UFPE	SP	São José dos Campos	UNIFESP

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados coletados nos endereços eletrônicos das universidades.

*Embora a UFCA tenha sido criada apenas em 2013, as cidades de Barbalha e Juazeiro do Norte (Ceará) receberam campi universitários da UFC nos anos de 2001 e 2008, respectivamente. A UFCA foi criada a partir do desmembramento da UFC.

APÊNDICE 4.6 – Efeito da Expansão de Campi Universitários Federais sobre a Renda *per capita* municipal entre os anos de 2000 e 2010 – *Cut-off's* alternativos

Tabela 4.12 – Efeito da Expansão de Campi Universitários Federais sobre a Renda *per capita* municipal entre os anos de 2000 e 2010 (*Dummy* de Tratamento Considera o Raio de 50 quilômetros) – Total da Amostra

	(1)	(2)
Dummy de Tratamento Contínuo 50 Km	0.00382 (0.0118)	0.0263* (0.0117)
Número de Observações	8576	8576
R ²	0.781	0.794
Controles Demográficos ¹	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

¹ Proporção de homens na população; Proporção de brancos e amarelos na população; Proporção de pessoas por faixa etária (15-29 anos, 30-59 anos e 60 anos ou mais); número de habitantes; densidade demográfica.

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 4.13 – Efeito da Expansão de Campi Universitários Federais sobre a Renda *per capita* municipal entre os anos de 2000 e 2010 (*Dummy* de Tratamento Considera o Raio de 100 quilômetros) – Total da Amostra

	(1)	(2)
Dummy de Tratamento Contínuo 100 Km	0.0128 (0.01000)	0.0338*** (0.0100)
Número de Observações	8576	8576
R ²	0.781	0.795
Controles Demográficos ¹	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001.

¹ Proporção de homens na população; Proporção de brancos e amarelos na população; Proporção de pessoas por faixa etária (15-29 anos, 30-59 anos e 60 anos ou mais); número de habitantes; densidade demográfica.

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 4.14 – Efeito da Expansão de Campi Universitários Federais sobre a Renda *per capita* municipal entre os anos de 2000 e 2010 (Dummy de Tratamento Considera o Raio de 150 quilômetros) – Total da Amostra

	(1)	(2)
Dummy de Tratamento Contínuo 150 Km	0.0242** (0.00889)	0.0416*** (0.00894)
Número de Observações	8576	8576
R ²	0.781	0.795
Controles Demográficos ¹	Não	Sim

Desvios-padrões entre parênteses. Níveis de significância: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

¹ Proporção de homens na população; Proporção de brancos e amarelos na população; Proporção de pessoas por faixa etária (15-29 anos, 30-59 anos e 60 anos ou mais); número de habitantes; densidade demográfica.

Fonte: Elaboração dos autores.

5 CONCLUSÃO

Esta tese teve como objeto de estudo temas relacionados ao desenvolvimento dos municípios brasileiros. No primeiro ensaio, foram investigados os impactos que o capital humano e as instituições exercem sobre os diferenciais observados nos níveis de renda domiciliar *per capita* média entre os municípios brasileiros, com o intuito de entender as causas das desigualdades regionais existentes ao longo do território nacional.

Primeiramente, os retornos do capital humano e das instituições sobre a renda foram estimados a partir da abordagem de mínimos quadrados ordinários. Os resultados mostraram que os retornos do capital humano são bastante elevados e muitas vezes se sobrepõem àqueles estimados para as instituições. Entretanto, dada a presença de endogeneidade entre as variáveis explicativas e a variável dependente, acredita-se que os resultados obtidos contenham vieses.

Com vistas a corrigir possíveis distorções, foram empregadas variáveis instrumentais para o capital humano e para as instituições, com a estimação sendo realizada através do método de mínimos quadrados em dois estágios. Neste sentido, foram estimados, portanto, três modelos. Os dois primeiros trataram o capital humano de forma quantitativa e se diferenciam apenas pelos instrumentos empregados para esta variável. O terceiro tratou o capital humano a partir de uma variável qualitativa. Em todos eles, a variável utilizada para mensurar a qualidade das instituições, bem como o seu instrumento, foram as mesmas.

Ao se tratar o problema a partir do uso de instrumentos para as variáveis explicativas endógenas, observou-se que, nos casos em que o capital humano foi tratado de maneira quantitativa, os retornos do capital humano caíram consideravelmente, sendo que, para algumas especificações, estes se tornaram, inclusive, insignificantes do ponto de vista estatístico. Os retornos da qualidade das instituições, por outro lado, aumentaram significativamente à medida que mais controles passam a ser inseridos na equação. É importante destacar-se que este padrão de comportamento é semelhante ao encontrado por Acemoglu, Gallego e Robinson (2014).

No caso em que o capital humano foi tratado de maneira qualitativa, os retornos deste sobre a renda não alteraram bruscamente na comparação com as estimações realizadas via mínimos quadrados ordinários. Contudo, da mesma forma observada na abordagem quantitativa para o capital humano, o retorno da qualidade das instituições sobre a renda aumentou à medida que um número maior de controles foi levado em conta.

É importante ressaltar que os resultados obtidos a partir deste estudo de modo algum devem levar à conclusão de que o capital humano não é um aspecto relevante no desenvolvimento de políticas que objetivem melhorar o nível do desenvolvimento do País e/ou dirimir as profundas desigualdades regionais existentes ao longo do território nacional. Contudo, mostraram que dificilmente os avanços desejados ocorrerão caso este seja o único caminho adotado para tal. Assim, fica evidente a necessidade de políticas direcionadas ao fortalecimento das instituições como forma de aumentar o nível de desenvolvimento econômico nacional, bem como o bem estar da sociedade brasileira.

O segundo ensaio investigou os efeitos da participação do setor público no emprego sobre o mercado de trabalho dos municípios brasileiros a partir da avaliação de seu impacto sobre sete variáveis. A análise foi feita a partir de duas estratégias empíricas: a estimação de um modelo com dados em painel e efeitos fixos no período entre 2000 e 2012 e a estimação de um modelo com dados em corte transversal e variáveis instrumentais para os anos de 2000, 2006 e 2012.

Os resultados encontrados sugerem de maneira robusta que o aumento do tamanho do mercado de trabalho do setor público em um município, na média, causa redução da jornada de trabalho contratual semanal, da produtividade da mão de obra, da participação da indústria na economia e aumenta o tempo médio de permanência no emprego. Por outro lado, os resultados não foram robustos para a investigação dos impactos sobre a média de anos de estudo e a participação de pessoas empregadas em estabelecimentos com até nove funcionários.

É importante que se destaque o efeito negativo do tamanho do setor público sobre a remuneração média em salários mínimos recebida pelos trabalhadores. Essa dinâmica sugere que a perda de produtividade individual causada pela dinâmica do emprego público reduz a produtividade média da economia como um todo, prejudicando as localidades que possuem uma maior participação do setor público em sua estrutura econômica. Este é um fator de preocupação, uma vez que, como já mencionado na introdução deste trabalho, o crescimento econômico brasileiro no futuro próximo precisará estar cada vez mais pautado em ganhos de produtividade.

Os resultados aqui apresentados evidenciam a necessidade de políticas públicas voltadas a repensar a estrutura de emprego do setor estatal no Brasil. O dispositivo da estabilidade no emprego está entre aqueles que precisam ser novamente discutidos. Além disso, é preciso iniciar uma discussão para o estabelecimento de sistemas de mérito e

compensação. A teoria econômica indica que medidas como essa, ao alterarem os incentivos individuais, tendem a aumentar a produtividade.

Por fim, o terceiro ensaio avaliou o impacto da criação dos novos campi de universidades federais sobre a renda *per capita* dos municípios que os receberam, para o período entre 2000 e 2010. A investigação foi conduzida a partir da estimação de um modelo de Diferenças-em-Diferenças com variável de tratamento contínua, construída a partir de uma função quadrática capaz de acomodar uma possível situação de equilíbrio geral, o que se considera um refinamento do estudo desenvolvido por Vinhais (2013), que estimou este impacto através de um modelo de Diferenças-em-Diferenças com Pareamento por Escore de Propensão. A estratégia utilizada pelo autor, ao não considerar os efeitos de transbordamento sobre os municípios que receberam novos campi universitários, pode resultar em parâmetros viesados.

Os resultados mostraram que o impacto da criação dos novos campi universitários sobre a renda *per capita* dos municípios diretamente afetados é de 4,52%. Essa estimativa é superior à apresentada por Vinhais (2013), que encontrou um efeito de 3,3%. Entende-se que o maior efeito aqui encontrado se deve à estratégia empírica empregada. O fato de a mesma contabilizar a potencial influência sobre as localidades vizinhas intensifica os impactos da política sobre os municípios diretamente afetados.

No presente estudo também foram conduzidos dois testes de falsificação, com vistas a verificar a robustez dos resultados obtidos. O primeiro foi um teste de falsificação temporal, que considerou os anos de 1991 como pré-tratamento e de 2000 como pós-tratamento ao invés dos anos de 2000 e 2010, respectivamente. O segundo consistiu em substituir a variável dependente (renda *per capita* municipal) por outra que se acredita não impactada pelo processo de expansão das universidades federais (proporção de homens na população com menos de um ano de idade). Ao resultarem em um coeficiente de interesse que não se diferencia estatisticamente de zero, os mesmos ratificaram a robustez dos resultados encontrados anteriormente.

Os resultados mostram que o efeito de curto prazo da criação de novas universidades federais é positivo, ao menos no que tange ao aumento da renda *per capita* municipal. Assim, as evidências corroboram com a ideia central do programa de expansão do ensino superior público, que afirma que o processo de interiorização das universidades federais contribui positivamente para o desenvolvimento das regiões onde as mesmas estão inseridas. Entretanto, de modo a verificar os efeitos benéficos sobre as economias locais de um ponto de

vista mais amplo, é preciso que os impactos dessa política sejam testados sobre outras dimensões do desenvolvimento. Além disso, é importante ressaltar a importância da condução de estudos que permitam quantificar as questões vinculadas à qualidade do ensino ofertado nesses novos campi, uma vez que está será determinante para a investigação dos efeitos de longo prazo dessa política, como a sua capacidade em melhorar o capital humano disponível e em atrair novos investimentos para as regiões contempladas.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. A. **Why nations fail: the origins of power, prosperity and poverty.** New York: Crown, 2012.
- ACEMOGLU, D.; GALLEGO, F. A.; ROBINSON, J. A. Institutions, human capital and development. **Annual Reviews of Economics**, Palo Alto, v. 6, p. 875-912, Jan. 2014.
- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. A. Reversal of fortune: geography and institutions in the making of the modern world income distribution. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 117, n. 4, p. 1231-1294, Nov. 2002.
- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. A. The colonial origins of comparative development: an empirical investigation. **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 91, n. 5, p. 1369–1401, Dec. 2001.
- ALKIRE, S.; FOSTER, J. **Designing the inequality-adjusted Human Development Index (IHDI).** New York, Oct. 2010. (Human Development Research Paper, n. 2010/28).
- AZEVEDO, C. B.; LOUREIRO, M. R. Carreiras públicas em uma ordem democrática: entre os modelos burocrático e gerencial. **Revista do Serviço Público**, Brasília, v. 54, n. 1, p. 45-61, jan./mar. 2003.
- BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA, S. A. Educação e crescimento: o que a evidência empírica e teórica mostra? **Revista EconomiA**, Brasília, v. 11, n. 2, p. 265–303, maio/ago. 2010.
- BARRO, R.J. Human capital and growth. **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 91, n. 2, p. 12-17, May 2001.
- BARROS, G. S.; NAKABASHI, L.; SAMPAIO, A. **Determinantes do capital físico: o papel do capital humano e da qualidade institucional.** 2013. Trabalho apresentado no XLI Encontro Nacional de Economia (ANPEC), Foz do Iguaçu, 2013.
- BENEDICTO, S. C. et al. Governança corporativa: uma análise da aplicabilidade dos seus conceitos na administração pública. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 15, n. 2, p. 286-300, abr./jun. 2013.
- BILS, M.; KLENOW, P.J. Does schooling cause growth? **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 90, n. 5, p. 1160-1183, Dec. 2000.
- BLACKWELL, M.; COBB, S.; WEINBERG, D. The economic impact of educational institutions: issues and methodology. **Economic Development Quarterly**, Cleveland, v. 16, n. 1, p. 88-95, Feb. 2002.
- BLOOM, N.; VAN REENEN, J. Why do management practices differ across firms and countries? **Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, v. 24, n. 1, p. 203-224, Winter, 2010.

BONELLI, R.; FONTES, J. O desafio brasileiro no longo prazo. In: BONELLI, R.; PINHEIRO, A. C. (Org.) **Ensaio IBRE de Economia Brasileira - I**. Rio de Janeiro: IBRE-FGV, 2013.

BOOTH, G.; JARRET, J. The identification and estimation of a university's economic impacts. **Journal of Higher Education**, Claremont, v. 47, n. 5, p. 565-576, Sept. 1976.

BRAGA, R. **Cidades médias e aglomerações urbanas no estado de São Paulo**: novas estratégias de gestão territorial. 2005. Trabalho apresentado no X Encontro de Geógrafos da América Latina, São Paulo, 2005.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)**. Brasília: MTE, 2000-2012.

BRASIL. Ministério da Educação. **Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP)**. Brasília: MEC, 2000-2010.

BRASIL. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. **Relatório da Agenda de Processos Políticos-Institucionais**. Disponível em: <http://www.mp.gov.br/secretarias/upload/Arquivos/spi/downloads/081014_DOWN_EX_PC_Agen_relAgenda.pdf>. Acesso em: 6 out. 2014.

BRESSER PEREIRA, L. C. **A reforma do aparelho do Estado e a Constituição Brasileira**. 1995. Manuscrito.

BRESSER PEREIRA, L. C. **Administração pública gerencial**: estratégia e estrutura para um novo Estado. 1996. Manuscrito.

BROWN, K. H. T.; HEANEY, M. T. A note on measuring the economic impact of institutions of higher education. **Research in Higher Education**, Jacksonville, v. 38, n. 2, p. 229-240, Apr. 1997.

CADAVAL, A. F.; MONTEIRO, S. M. M. **Determinantes da qualidade da educação fundamental no Brasil**: uma análise com dados do SAEB. 2011. Trabalho apresentado no XXXIX Encontro Nacional de Economia (ANPEC), Foz do Iguaçu, 2011.

CAFFREY J.; ISAACS, H.H. Estimating the impact of a college or university on the local economy. **American Council on Education**, Washington, D.C. 1971.

CAMARGO, J. **O efeito do tamanho da turma sobre o desempenho escolar**: uma avaliação do impacto da "enturmação" no ensino fundamental do Rio Grande do Sul. 2012. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012.

CAMERON, C. A.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics using STATA**. Revised Edition. College Station: STATA Press, 2010.

CARVALHO FILHO, I.; MONASTÉRIO, L. M. Immigration and the origins of regional inequality: government-sponsored European migration to southern Brazil before World War I. **Regional Science and Urban Economics**, Urbana, v. 42, n. 5, p. 794-807, Sept. 2012.

CHAGAS, A. L. S.; TONETO JR, R. Fatores determinantes do crescimento local: evidências a partir de dados dos municípios brasileiros para o período 1980-1991. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 33, n. 2, p. 349-85, ago. 2003.

COELHO, E. M. Gestão do conhecimento como sistema de gestão para o setor público. **Revista do Serviço Público**, Brasília, v. 55, n. 1-2, p. 89-115, jan./jun. 2004.

COMMANDER, S.; KANGASNIEMI, M.; WINTERS, L.A. The brain drain: curse or boon? A survey of the literature. In: BALDWIN, R.; WINTERS, L.A. (Org.) **Challenges to globalization: analyzing the economics**. National Bureau of Economic Research Conference Report. Chicago: Chicago University Press, 2004. p. 235-272.

CORBUCCI, P. R. Evolução do acesso de jovens à educação superior no Brasil. IPEA. **Texto para Discussão**, n. 1950, abr. 2014.

DIAS, J.; DIAS, M. H. A. Crescimento econômico e as políticas de distribuição de renda e investimento em educação nos estados brasileiros: teoria e análise econométrica. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 4, p. 701-743, out./dez. 2007.

DORSETT, R. A.; WEILER, W. C. The impact of an institution's federal research grants on the economy of its state. **Journal of Higher Education**, Claremont, v. 53, n. 4, p. 419-428, July, 1982.

DUFLO, E. Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: evidence from an unusual policy experiment. **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 91, n. 4, p. 795-813, Sept. 2001.

ELLIOT, D.; LEVIN, S.; MEISEL, J. Measuring the economic impact of institutions of higher education. **Research in Higher Education**, Jacksonville, v. 28, n. 1, p. 17-33, Jan. 1988.

ENGERMAN, S. L.; SOKOLOFF, K. L. Factor endowments, inequality and paths of development among new world economics. **Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association**, Bogotá, v. 3, n. 1, Fall, 2002.

FELSENSTEIN, D. The University in the metropolitan arena: impacts and public policy implications. **Urban Studies**, Glasgow, v. 33, n. 9, p. 1565-1580, Nov. 1996.

FIRMO, M. G.; SOARES, R. R. **Uma análise da transmissão intergeracional de capital humano no Brasil**. 2010. Trabalho apresentado no XXXVIII Encontro Nacional de Economia (ANPEC), Salvador, 2010.

FONTES FILHO, J.R. **Governança organizacional aplicada ao setor público**. 2003. Trabalho apresentado no VIII Congresso Internacional Del CLAD sobre la Reforme del Estado y de la Administración Publica, Panamá, 2003.

FOWKES, A. S. The economic impact of higher education in the Yorkshire and Humberside region of England. **Higher Education**, Amsterdam, v. 12, p. 591-596. 1983.

FRANCO, M. et al. Expansão da educação superior e arquiteturas acadêmicas: tensões e conflitos. **Série-Estudos**, Campo Grande, n. 30, p. 117-139, jul./dez. 2010.

GARRIDO-YSERTE, R.; GALLO-RIVERA, M. The impact of the university upon local economy: three methods to estimate demand-side effects. **The Annals of Regional Science**, Berlin, v. 44, n. 1, p. 39-67, Feb. 2010.

GIAMBIAGI, F. et al. **Economia brasileira contemporânea**. Rio de Janeiro: Campus, 2005.

GLAESER, E. L. et al. Do institutions cause growth? **Journal of Economic Growth**, New York, v. 9, n. 3, p. 271–303, Sept. 2004.

GODDARD, J.; KEMPTON, L. Connecting universities to regional growth: a practical guide. brussels: european commission. Sep. 2011. Disponível em: <http://ec.europa.eu/regional_policy/sources/docgener/presenta/universities2011/universities2011_en.pdf>. Acesso em: 18 mar. 2014.

GREEN, J. R.; STOKEY, N. L. A comparison of tournaments and contracts. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 91, n. 3, p. 349-64, June, 1983.

GREMAUD, A. P.; TONETO JÚNIOR, R.; VASCONCELLOS, M. A. S. (Org.) **Economia brasileira contemporânea**. 7. ed. São Paulo: Atlas, 2007.

HANUSHEK, E. A.; KIMKO, D. D. Schooling, labor-force quality and the growth of nations? **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 90, n. 5, p. 1184–1208, Dec. 2000.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. How much do educational outcomes matter in OECD countries? **Economic Policy**, New Jersey, v. 26. n. 67, p. 427–491, July, 2011b.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. Schooling, educational achievement, and the Latin American growth puzzle. **Journal of Development Economics**, London, v. 99, n. 2, p. 497–512, Nov. 2012.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. The economics of international differences in educational achievement. In: HANUSHEK E. A.; MACHIN, S.; WOESSMANN, L. (Org.). **Handbook of the Economics of Education**. Amsterdam: North Holland, v. 3. 2011a. p. 89-200.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. The role of cognitive skills in economic development. **Journal of Economic Literature**, Pittsburgh, v. 46, n. 3, p. 607–668, Sep. 2008.

HARRIS, R. The impact of the university of Porstmouth on the local economy. **Urban Studies**, Glasgow, v. 34, n. 4, p. 605-626, Apr. 1997.

KARASCH, M. **A vida dos escravos no Rio de Janeiro (1808-1850)**. São Paulo: Companhia das Letras. 2000.

KELLY, U. MCLELLAN, D.; MCNICOLL, I. **The impact of universities on the UK economy**. Fourth Report. London: Universities UK. Nov. 2009.

KOTOSZ, B. The local economic impact of higher education institutions in Hungary. In: KHAVAND, K. J. (Org.). **Intellectual capital management: global perspectives on higher education, science and technology**. ISESCO, 2013. p. 45-60.

LANGE, F.; TOPEL, R. The social value of education and human capital. **Handbook of the Economics of Education**, North Holland, v. 1, p. 459-509, 2006.

LAZEAR, E. P.; ROSEN, S. Rank-order tournaments as optimum labor contracts. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 89, n. 5, p. 841-64, Oct. 1981.

LAZEAR, E. P.; SHAW, K. L. Personnel economics: the economist's view of human resources. **Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, vol. 21, n. 4, p. 91-114, Nov. 2007.

LAZEAR, E. P. Performance pay and productivity. **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 90, n. 5, p. 1346-1361, Dec. 2000.

LILLIS, C. M.; TONKOVISH, D. The impact of importation of grant and research money on a state economy. **Journal of Higher Education**, Claremont, v. 48, n. 5, p. 577-587, Sep. 1976.

LOPES JÚNIOR, G. S.; SOUZA, E. C. L. Atitude empreendedora em proprietários-gerentes de pequenas empresas. Construção de um instrumento de medida. **Revista Eletrônica de Administração**, Porto Alegre, v. 11, n. 6, nov./dez. 2005.

LOUREIRO, A. O. F.; COSTA, L.O. **Uma breve discussão sobre os modelos com dados em painel**. 2009. Manuscrito.

LUGÃO, R. et al. **Reforma universitária no Brasil: uma análise dos documentos oficiais e da produção científica sobre o REUNI – Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais**. Trabalho apresentado no X Colóquio Internacional sobre Gestión Universitaria em América del Sur. Mar del Plata, 2010.

MANCEBO, D. Reforma da educação superior: o debate sobre a igualdade no acesso. In: BITTAR, M.; OLIVEIRA, J. F.; MOROSINI, M. (Org.). **Educação Superior no Brasil: 10 anos pós-LDB**. Brasília: Editora INEP, 2008. p. 55-70.

MARCONI, N. A evolução do perfil da força de trabalho e das remunerações nos setores público e privado ao longo da década de 1990. **Revista do Serviço Público**, Brasília, v. 54, n. 1, p. 10-45, jan./mar. 2003.

MARCONI, N. Políticas integradas de recursos humanos para o setor público. In: LEVY, E.; DRAGO, P. A. (Org.). **Gestão Pública no Brasil Contemporâneo**. São Paulo: Edições FUNDAP, 2005.

MARCONI, N. Uma breve comparação entre os mercados de trabalho do setor público e privado. **Revista do Serviço Público**, Brasília, v. 48, n. 1, p. 126-146, jan./abr. 1997.

MARICATO, E. **Brasil, cidades**: alternativas para a crise urbana. Petrópolis, RJ: Vozes. 2001.

MARTINS, L. Reforma da administração pública e cultura política no Brasil: uma visão geral. **Cadernos ENAP**, Brasília, n. 8, out. 1995.

MATIAS-PEREIRA, J. A governança corporativa aplicada no setor público brasileiro. **Administração Pública e Gestão Social**, Viçosa, v. 2, n. 1, p.109-134, jan./mar. 2010.

MATTOS, E.; INNOCENTINNI, T.; BENELLI, Y. Capitánias hereditárias e desenvolvimento econômico: herança colonial sobre desigualdade e instituições. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Brasília, v. 42, n. 3, p. 433-472, dez. 2012.

MENDONÇA, M. J. C. O crédito imobiliário no Brasil e sua relação com a política monetária. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 67, n. 4, p. 429-467, out./nov. 2013.

MENEZES-FILHO, N. et al. **Instituições e diferenças de renda entre os estados brasileiros**: uma análise histórica. Trabalho apresentado no XXXIV Encontro Nacional de Economia (ANPEC), Salvador, 2006.

MOURA FILHO, H. **Escravos em Pernambuco, 1560-1872**. Ensaio de reconstituição macrodemográfica. Trabalho apresentado no XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Caxambu, 2008.

NAKABASHI, L.; PEREIRA, A. E. G.; SACHSIDA, A. Institutions and growth: a developing country case study. **Journal of Economic Studies**, Bingley, v. 40, n. 5, p. 614 – 634, Sep. 2013.

NALEBUFF, B. J.; STIGLITZ, J. E. Prizes and incentives: towards a general theory of compensation and competition. **Bell Journal of Economic**, New Jersey, v. 14, n. 1, p. 21- 43, 1983.

NARITOMI, J.; SOARES, R.R.; ASSUNÇÃO, J.J. Institutional development and colonial heritage within Brazil. **Journal of Economic History**, Cambridge, v. 72, n. 2, p. 393 – 422, June, 2012.

NEVES, E. F. Sampauleiros traficantes: comércio de escravos do sertão da Bahia para o oeste cafeeiro paulista. **Afro-Asia**, Salvador, n. 24, p. 97-128, 2000.

NORTH, D. C. **Structure and change in economic history**. New York: North and Co. 1981.

PIRES, M. C. C. **Crédito e crescimento econômico**: evidências para os municípios brasileiros. Trabalho apresentado no VIII Encontro de Economia da Região Sul (ANPEC-SUL), Porto Alegre, 2005.

PIRES, M. F. N. Cartas de alforria: “para não ter o desgosto de ficar em cativeiro”. **Revista Brasileira de História**, São Paulo, v. 26, n. 52, p. 141-174, dez. 2006.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Atlas do desenvolvimento humano**. Brasília: Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Fundação João Pinheiro. 2013. Disponível em: <<http://www.pnud.org.br/arquivos/idhm-brasileiro-atlas-2013.pdf>>. Acesso em: 10 dez. 2014.

REIS, E.; PIMENTEL, M.; ALVARENGA, A. Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000. Trabalho apresentado no 1º Simpósio Brasileiro de Geografia Histórica, Paraty, 2007.

REIS, M. L. Reforma do estado: Da administração burocrática à administração pública gerencial: O caso brasileiro. **Revista FOCO**, Vila Velha, v. 7, n. 1, jul./dez. 2014.

RIBEIRO, E. P. Fluxo de empregos, fluxo de trabalhadores e fluxo de postos de trabalho no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 30, n. 3, p. 401-419, jul./set. 2010.

ROBINSON, J. A.; ACEMOGLU, D. **Economic origins of dictatorship and democracy**. Cambridge: Cambridge University Press. 2006.

ROLIM, C.; KURESKI, R. **Impacto econômico de curto prazo das universidades federais na economia brasileira**. Trabalho apresentado no XII Encontro de Economia da Região Sul (ANPEC-SUL). Porto Alegre, 2010.

SANTOS, M. A região cresce mais que a metrópole. In: SANTOS, M. **Por uma economia política da cidade**. São Paulo: HUCITEC/Editora PUC-SP, 1994. p. 53-77.

SHIN-YI, C. et al. Parental education and child health: evidence from a natural experiment in Taiwan. **American Economic Journal: Applied Economics**, Pittsburgh, v. 2, n. 1, p. 33-61, Jan. 2010.

SIEGFRIED, J.; SANDERSON, A.; MCHENRY, P. The economic impact of colleges and universities. **Economic of Education Review**, New York, v. 26, n. 5, p. 546-558, Oct. 2007.

SILVA, A. M. A.; RESENDE, G. M. Crescimento econômico comparado dos municípios alagoanos e mineiros: uma análise espacial. **Economia Política do Desenvolvimento**, Maceió, v. 1, n. 6, p. 133-160, set./dez. 2009.

SILVA, C. O. P. A Reforma administrativa e a Emenda nº 19/98: uma análise panorâmica. **Revista Jurídica Virtual**, Brasília, v. 1, n. 1, maio, 1999.

SILVA, R. T. C. **Os escravos vão à Justiça**: a resistência escrava através das ações de liberdade: Bahia, século XIX. 2000. 166 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2000.

SOUZA, T. C. P. **Mérito, estabilidade e desempenho**: influência sobre o comportamento no servidor público. 2002. 123 f. Dissertação (Mestrado em Administração Pública e de

Empresas) – Escola Brasileira de Administração Pública e de Empresas, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2002.

STAMM, C. et al. A população urbana e a difusão das cidades de porte médio no Brasil. **Interações**, Campo Grande, v. 14, n. 2, p. 251-265, jul./dez. 2013.

STEINACKER, A. The economic effect of urban colleges on their surrounding communities. **Urban Studies**, Glasgow, v. 42, n. 7, p. 1161-1175, June 2005.

STEINGABER, R. **Inovação e produtividade**: o papel dos sistemas de inovação para a indústria brasileira. 2009. Tese de Doutorado – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2009.

STOCK J.; YOGO M. Testing for weak instruments in linear IV regression. In: ANDREWS D.W. K. **Identification and inference for econometric models**. New York: Cambridge University Press, 2005. p. 80-108.

STOKES, K.; COOMES, P. The local economic impact of higher education: an overview of methods and practice. **Association for Institutional Research**, Tallahassee Professional File, n. 67, 16 p., Spring 1998.

TEIXEIRA, W. M.; MENEZES-FILHO, N. Estimando o retorno à educação do Brasil considerando a legislação educacional brasileira como um instrumento. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 32, n. 3, p. 479-496, jul./set. 2012.

VINHAIS, H. E. F. **Estudo sobre o impacto da expansão das universidades federais no Brasil**. Tese de Doutorado – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2013.

VÝROSTOVÁ, E.; VÝROST, T. **Measuring the role of universities in regional development**. Trabalho apresentado no 2. Central European Conference in Regional Science (CERS), Slovak Republic, 2007.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT Press, 2002.

YOSHIDA, I. F. **Governadores estaduais e partidos políticos na reforma administrativa do governo FHC**: negociação e análise da votação. 2006. 93 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Política) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006.