



UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO – UFPE
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS – CCSA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – PIMES

DANIELLA MEDEIROS CAVALCANTI

ENSAIOS SOBRE AUDITORIAS MUNICIPAIS E OPORTUNIDADES

Recife

2017

DANIELLA MEDEIROS CAVALCANTI

ENSAIOS SOBRE AUDITORIAS MUNICIPAIS E OPORTUNIDADES

Tese apresentada ao Departamento de Economia do Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito para a obtenção do título de Doutora em Economia.

Área de Concentração: Métodos Quantitativos

Orientador: Prof. Dr. Francisco de Sousa Ramos

Recife

2017

Catálogo na Fonte
Bibliotecária Maria Betânia de Santana da Silva CRB4-1747.

- C376e Cavalcanti, Daniella Medeiros.
Ensaio sobre auditorias municipais e oportunidades / Daniella Medeiros Cavalcanti. – Recife, 2017.
123 fls : il. 30 cm.
Orientador: Prof. Dr. Francisco de Sousa Ramos.
- Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, CCSA, 2017.
Inclui referências.
1. Renda – Distribuição - Brasil 2. Programa de sustentação de renda. 3. Desenvolvimento econômico – Aspectos sociológicos. 4. Finanças públicas – Auditoria. I. Ramos, Francisco de Souza. (Orientador). II. Título.
- CDD 339.20981 (22.ed.) UFPE (CSA 2018 –154)

DANIELLA MEDEIROS CAVALCANTI

ENSAIOS SOBRE AUDITORIAS MUNICIPAIS E OPORTUNIDADES

Tese apresentada ao Departamento de Economia do Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito para a obtenção do título de Doutora em Economia.

Aprovada em: 27/11/2017

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Francisco de Sousa Ramos (Orientador)
Universidade Federal de Pernambuco – PIMES/ CCSA/ UFPE

Prof. Dr. Gustavo Ramos Sampaio (Examinador Interno)
Universidade Federal de Pernambuco – PIMES/ CCSA/ UFPE

Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto (Examinador Interno)
Universidade Federal de Pernambuco – PIMES/ CCSA/ UFPE

Profa. Dra. Monaliza de Oliveira Ferreira (Examinadora Externa)
Universidade Federal de Pernambuco – CAA/ UFPE

Prof. Dr. Edward Costa Martins (Examinador Externo)
Universidade Federal do Ceará – UFC

AGRADECIMENTOS

A minha mãe, Célia Maria de Medeiros, por todo o amor e toda a confiança que depositou e ainda deposita em mim e nos meus objetivos.

Ao meu querido pai, Mário Tavares de Oliveira Cavalcanti Neto, cuja dedicação aos estudos e à educação inspirou-me e encorajou-me a continuar na vida acadêmica. Agradeço também a Márcia Karina, sua companheira, pelo seu companheirismo e por todo carinho e cuidados dedicados ao meu pai e a minha família

As minhas irmãs, Daliana Medeiros Cavalcanti e Joyce Mariella Medeiros Cavalcanti, amigas e companheiras amadas, que me apoiam quando estou certa e que me criticam e corrigem quando necessário.

Ao meu “namorado”, Roberto Luiz Batista de Lima, por todo o apoio e pela compreensão nesta e em outras jornadas da minha vida. Há mais de dezoito anos crescemos e evoluímos juntos, alimentando e encorajando sonhos. Que esta seja mais uma dentre tantas realizações por nós vividas.

Aos meus amigos: Akemi Nagashima, Thiago Gomes, Amanda Lucas, Carol Gomes, Vanessa França, Anádría Rassyne, Mônica Cruz, Franciane Cardoso, Raquel Matias, Elivânia Melo, Jackeline Moreira, Ana Cristina Guedes, Carlos Nascimento, Yuri Cesar, Ricardo Valentim e Janaína Valentim. Agradeço também àqueles que ingressaram junto comigo no Doutorado em Economia no PIMES/UFPE, em especial a Paulo Guimarães e Priscila Petrusca.

Ao professor Francisco de Sousa Ramos, pessoa esta que desempenhou um papel crucial na minha formação como doutora em economia. Me apoiou e acreditou na minha capacidade acadêmica desde os primeiros dias de aula, sendo um verdadeiro mentor no qual nutro profundo respeito, admiração e carinho. Agradeço pelas orientações indispensáveis para a realização desta tese.

As considerações de prof. Raul da Mota, Gustavo Sampaio, Monaliza Ferreira e Edward Costa, e ao apoio computacional de Giovani Ângelo a tese. Por fim, agradeço ao apoio financeiro da FACEPE e o seu convênio com a SEPLAG.

RESUMO

Ao longo dos últimos anos o Brasil vem apresentando melhorias em seus indicadores de desigualdade de renda e pobreza. No entanto, é difícil afirmar se essas melhorias foram acompanhadas de uma diminuição na desigualdade do tipo injusta, isto é, se é fruto de diferentes níveis de esforços (desigualdade justa) ou de diferentes níveis de sorte (injusta). Nesse tipo de abordagem é preferível a igualdade de oportunidades ao invés de uma equidade monetária, pois a renda é o resultado da interação entre mérito e fatores circunstanciais. Assim, se todos os indivíduos tiverem acesso iguais a um conjunto de bens e serviços básicos (ex: moradia, alimentação, educação, saúde, transporte, segurança, etc.) então disparidades monetárias serão fruto apenas de méritos próprios, de forma que essas diferenças não seriam algo injusto. A mudança de foco da variável renda para aspectos de maior pluralidade também é verificada em outras abordagens além da discussão de (in)justiça redistributiva. São abordagens que fazem uso do pensamento seninano de liberdade como expansão de oportunidades – este é o caso do Índice de Oportunidade Humana (IOH) e do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). Nesse contexto, entidades governamentais desempenham um importante papel, uma vez que são os principais fornecedores e investidores de bens públicos, serviços dos quais a população – principalmente aqueles com baixa renda – depende mais. Vale destacar que são justamente esses bens públicos, quando devidamente investidos e planejados, que proporcionam um maior nível de oportunidade, em especial para as famílias mais pobres. Por esse motivo, atos corruptos na esfera pública, ou até mesmo uma má gestão administrativa governamental, provavelmente impactam de forma negativa os mais pobres e, por consequência, a desigualdade do tipo injusta e o desenvolvimento econômico, haja vista que um possível desvio/mau uso de verbas destinadas a esses bens e serviços básicos afetaria diretamente a sua oferta. Nessa perspectiva, esta tese tem o objetivo de analisar a evolução e a composição da desigualdade de renda do tipo injusta, bem como o impacto do Programa Bolsa Família no mercado de trabalho e de medidas anticorrupção na esfera da educação e no desenvolvimento econômico. Para tanto, são apresentados quatro ensaios sobre a temática. O primeiro problema estudado consiste em apontar as diferenças, a estrutura e evolução do nível da desigualdade injusta em Pernambuco, além de avaliar o impacto do Programa Bolsa Família no mercado de trabalho pernambucano. No segundo problema é aplicado o estudo da desigualdade injusta (IOH) para o caso do Brasil. O terceiro investiga o impacto de auditorias

municipais realizadas pela Controladoria Geral da União (CGU) em um importante programa do Ministério da Educação: o Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE), popularmente conhecido como Merenda Escolar. Por fim, analisamos se auditorias passadas impactam o desenvolvimento humano futuro. A ideia é que a CGU promove uma espécie de “efeito disciplinar”, capaz de diminuir a corrupção e/ou melhorar práticas administrativas, de modo que os gestores locais aprimorem tanto a condução da merenda escolar (de forma particular), quanto a aplicação de recursos públicos (de forma geral), medida capaz de provocar efeitos positivos no desenvolvimento econômico e no desenvolvimento humano. Os resultados encontrados apontam para uma melhora no acesso a oportunidades (medido pelo Índice de Oportunidade Humana – IOH) no período estudado, tanto para o Brasil quanto para o Estado de Pernambuco, sendo essa melhoria determinada por fatores ligados à localização do domicílio e à estrutura familiar. Também foi verificado um efeito negativo do Programa Bolsa Família na renda e horas trabalhadas das famílias beneficiadas pelo Programa em comparação às não beneficiadas. Os achados mostram ainda que há um impacto positivo e significativo entre a fiscalização da CGU e a merenda escolar – os municípios auditados chegam a ter uma oferta até 75% maior de merenda escolar em comparação aos municípios não auditados. Também foi verificado que municípios previamente auditados possuem IDH mais elevado, sendo o efeito mais forte na dimensão educação. Ademais, esse efeito cresce paulatinamente ao longo do tempo, sendo maior em municípios duplamente auditados e com nível de desenvolvimento humano classificado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) como sendo de baixo a médio. Ressalta-se que foi possível observar heterogeneidades regionais em todos os ensaios propostos. Dessa forma, evidencia-se a importância das auditorias de contas públicas municipais realizadas pela CGU, e recomenda-se uma maior abrangência e focalização dessa ação.

Palavras-chave: Desigualdade injusta. Desenvolvimento socioeconômico. Auditorias. Educação. Brasil.

ABSTRACT

Over the last few years, Brazil has been showing improvements in its indicators of income inequality and poverty. However, it is difficult to say whether these improvements were accompanied by a decrease in inequality of the unjust type, that is, if it is the result of different levels of effort (fair inequality) or different levels of (unfair) luck. In this type of approach it is preferable to equality of opportunity rather than monetary equity, since income is the result of the interaction between merit and circumstantial factors. Thus, if all individuals have equal access to a set of basic goods and services (eg housing, food, education, health, transportation, security, etc.), then monetary disparities will only result in their own merits, so that these differences they would not be unfair. The shift of focus from the income variable to aspects of greater plurality is also verified in other approaches besides the discussion of (in) redistributive justice. They are approaches that make use of Senianan thought of freedom as an expansion of opportunities - this is the case with the Human Opportunity Index (IOH) and the Human Development Index (HDI). In this context, government entities play an important role, since they are the main suppliers and investors of public goods, services of which the population - mainly those with low income - depends more. It is worth mentioning that these public assets, when properly invested and planned, provide a greater level of opportunity, especially for the poorest families. For this reason, corrupt acts in the public sphere, or even governmental administrative mismanagement, are likely to negatively impact the poorest and, consequently, unfair inequality and economic development, given that a possible deviation / bad use of funds for these basic goods and services would directly affect their supply. In this perspective, this thesis aims to analyze the evolution and composition of income inequality of the unfair type, as well as the impact of the Bolsa Família Program in the labor market and of anti-corruption measures in the sphere of education and economic development. For that, four essays on the theme are presented. The first problem studied is to point out the differences, structure and evolution of the level of unfair inequality in Pernambuco, as well as to evaluate the impact of the Bolsa Família Program on the labor market in Pernambuco. In the second problem, the study of unfair inequality (IOH) is applied to the case of Brazil. The third investigates the impact of municipal audits carried out by the Federal Comptroller General's Office (CGU) on an important program of the Ministry of Education: the National School Feeding Program (PNAE), popularly known as School Lunch. Finally, we analyze whether past audits

impact future human development. The idea is that the CGU promotes a kind of "disciplinary effect", capable of reducing corruption and / or improving administrative practices, so that local managers improve both the conduct of school meals (in a particular way) and the application of resources (in general), a measure capable of producing positive effects on economic development and human development. The results found point to an improvement in access to opportunities (measured by the Human Opportunity Index - IOH) in the period studied, both for Brazil and for the State of Pernambuco, and this improvement was determined by factors related to the location of the home and the structure family. There was also a negative effect of the Bolsa Família Program on the income and hours worked of the families benefited by the Program in comparison to the non-beneficiaries. The findings also show that there is a positive and significant impact between CGU supervision and school meals - audited municipalities have up to 75% more school meals compared to unaudited municipalities. It was also verified that previously audited municipalities have higher HDI, being the strongest effect in the education dimension. In addition, this effect grows gradually over time, being higher in municipalities that are doubly audited and with a level of human development classified by the United Nations Development Program (UNDP) as being low to medium. It should be noted that it was possible to observe regional heterogeneities in all the proposed trials. Thus, it is evident the importance of audits of municipal public accounts conducted by the CGU, and it is recommended a greater scope and focus of this action.

Keywords: Unfair inequality. Socioeconomic development. Audits. Education. Brazil.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	DESIGUALDADE DE RENDA, DE OPORTUNIDADE E POLÍTICAS PÚBLICAS – O CASO DE PERNAMBUCO	17
2.1	ASPECTOS METODOLÓGICOS	23
2.1.1	Separando desigualdades justas das injustas	23
2.1.1.1	O Índice de Oportunidade Humana	24
2.1.2	Avaliação de Impacto – o Efeito Quantílico do Tratamento	26
2.2	RESULTADOS.....	31
2.2.1	(Des)Igualdades de Oportunidades em Pernambuco	32
2.2.2	Bolsa Família e o Mercado de Trabalho Pernambucano	37
2.2.2.1	Efeito Quantílico do Tratamento – O PBF em Pernambuco.....	39
2.3	CONSIDERAÇÕES PARCIAIS DA SEÇÃO	44
3	IGUALDADE DE OPORTUNIDADE NAS REGIÕES BRASILEIRAS: UM ESTUDO DE SUA EVOLUÇÃO E COMPOSIÇÃO NO PERÍODO DE 2002 A 2012	47
3.1	ASPECTOS METODOLÓGICOS	50
3.1.1	Índice de Oportunidade Humana	50
3.1.2	Valor de Shapley	52
3.1.3	Decomposição do IOH pelo Valor de Shapley	53
3.2	BASE DE DADOS	55
3.3	RESULTADOS.....	58
3.3.1	Índice de Oportunidade Humana	58
3.3.2	Decomposição do Valor de Shapley	62
3.4	DISCUSSÃO DOS RESULTADOS E IMPLICAÇÕES PARA POLÍTICAS PÚBLICAS	64
3.5	CONSIDERAÇÕES PARCIAIS DA SEÇÃO	68
4	IMPACTO DAS FISCALIZAÇÕES MUNICIPAIS PELA CGU NA OFERTA DE MERENDA ESCOLAR	70
4.1	PNAE E CGU	74
4.2	ESTRATÉGIA DE MENSURAÇÃO.....	76
4.2.1	Banco de Dados	76
4.2.2	Estratégia Empírica	81
4.3	RESULTADOS.....	83
4.4	CONSIDERAÇÕES PARCIAIS	90
5	IMPACTO INDIRETO DAS AUDITORIAS GOVERNAMENTAIS NO DESENVOLVIMENTO HUMANO MUNICIPAL	92
5.1	DADOS.....	95

5.1.1	A CGU e o programa de combate à corrupção	96
5.1.2	Os Índices de Desenvolvimento Humano.....	97
5.2	ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	99
5.3	RESULTADOS.....	101
5.3.1	Impacto das auditorias governamentais no desenvolvimento humano municipal.....	102
5.3.2	Heterogeneidade do impacto das fiscalizações no desenvolvimento humano dos municípios	106
5.3.3	Robustez dos resultados.....	110
5.4	CONSIDERAÇÕES PARCIAIS DA SEÇÃO	111
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	113
	REFERÊNCIAS	115

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é um país com alta desigualdade de renda. Em 2001, a razão P90/P50 brasileira foi de 3,27, o que significa que os 10% mais ricos recebem três vezes mais em comparação à mediana nacional. Esse resultado garante ao Brasil o segundo lugar no *ranking* de maior concentração de renda entre os países membros e que recebem cooperação da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE)¹. No entanto, as diversas transformações econômicas brasileiras a partir da década de 1990, tais como a liberalização comercial e o controle da inflação, garantiram uma maior estabilização econômica, e com isso teve início a implantação de políticas públicas de cunho redistributivo. O conjunto dessas ações contribuiu para a melhoria dos indicadores sociais, com quedas acentuadas no índice de Gini, em especial a partir de 2000. Vale salientar que essa queda é aplicável a todas as regiões brasileiras, em que se destaca o Nordeste e, em particular, o Estado de Pernambuco.

De acordo com dados publicados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), entre as décadas de 1970 e 2010, o índice de Gini passou de 0,623 para 0,527. Em nível de ilustração e observando o *ranking* composto de 176 países estudados pelo Banco Mundial (2011), um Gini de 0,623 torna o Brasil comparável a países como a África do Sul, Haiti e Comores, que estão entre os cinco mais desiguais. E um Gini de 0,527 é comparável com Chile, Panamá e Paraguai, que estão entre os 20 países mais desiguais pelo *ranking* supracitado. A nível de comparação, Pernambuco possui um Gini de 0,507, sendo o segundo estado com maior incremento na renda, além de demonstrar uma diminuição persistente no índice de Gini, com patamares mais baixos do que a média nordestina e brasileira (IPEA, 2013). Essa queda recente na concentração de rendimentos também foi acompanhada por melhorias nas classes de renda mais baixas da sociedade. Tochetto *et al.* (2004), Resende *et al.* (2007), Salvato *et al.* (2015), dentre outros afirmam que a década de 2000 apresentou uma melhora no perfil pró-pobre do crescimento, isto é, um crescimento econômico que resulta em geração de emprego e renda para o pobre, garantindo uma significativa redução da pobreza. Segundo Barros *et al.* (2007), a renda *per capita* dos 20% mais pobres apresentou um crescimento anual de 6% no período de 2001 a 2005, enquanto que a renda *per capita* média cresceu a 1% a.a. Apesar da queda

¹ Dados extraídos dos estudos de Atkinson e Bourguignon (2014).

desses indicadores, é difícil afirmar se essas melhorias foram acompanhadas de uma diminuição na desigualdade do tipo injusta.

Roemer (1998) conceitua as desigualdades justas como aquelas oriundas de fatores de responsabilidade individual, tais como as variáveis de esforço (exemplo: escolha ocupacional e horas trabalhadas). A ideia é que se existem dois indivíduos com atributos iguais e o primeiro se esforça mais que o segundo, então a diferença de renda entre os dois é considerada como justa. De forma análoga, desigualdade do tipo injusta é aquela originada por fatores de não responsabilidade, ou seja, por variáveis não controláveis (gênero, raça e *background* familiar).

Para ilustrar essa situação, cita-se como exemplo a desigualdade de renda do tipo injusta superar a do tipo justa. Assim, esses menores índices de Gini brasileiro, anteriormente reportados, não seriam reflexos de uma maior equidade, tampouco de uma sociedade mais justa no sentido redistributivo. Um maior peso da desigualdade injusta significaria, por exemplo, que por mais que um indivíduo se esforce para sair da pobreza, ele pode continuar a ser pobre. A meritocracia ficaria limitada apenas àqueles que possuem fatores circunstanciais favoráveis. Isso provavelmente ocasionaria uma baixa mobilidade social e um contínuo ciclo intergeracional de pobreza, o que retroalimentaria todo o processo. Assim, é preferível diminuir a desigualdade do tipo injusta. Todo esse processo é, possivelmente, mais perverso na região nordestina, em que se pese o Estado de Pernambuco.

Nesse tipo de abordagem, o que importa não é a desigualdade de resultado, e sim de oportunidades (MARRERO, RODRIGUEZ, 2013). Isso porque a renda é considerada o resultado da interação entre mérito e fatores circunstanciais. Assim, se todos os indivíduos tiverem acesso igual a um conjunto de bens e serviços básicos (ex: moradia, alimentação, educação, saúde, transporte, segurança, etc.), então disparidades monetárias seriam fruto apenas de méritos próprios, de forma que tais diferenças não seriam algo injusto. Dessa maneira, entidades governamentais desempenham um importante papel, uma vez que são os principais fornecedores e investidores de bens públicos, serviços dos quais a população – principalmente aqueles com baixa renda – depende mais.

Para fornecer serviços básicos e fundamentais, estados e municípios recebem, mensalmente, recursos oriundos de arrecadação própria e de transferências federais, tais como o Fundo de Participação dos Municípios (FPM/FPM-CAP), Imposto sobre Operações Financeiras (IOF-OURO), Imposto Territorial Rural (ITR), desoneração do Imposto sobre Circulação de Mercadoria e sobre a Prestação de Serviços (ICMS), o Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU), Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores (IPVA), dentre outros. Apesar da gestão descentralizada, ambos são obrigados constitucionalmente a investir um percentual mínimo de seus recursos em serviços básicos para a população, como por exemplo saúde (15% para municípios e 12% para estados) e educação (25% para municípios e 18% para estados).

Com isso, os cidadãos são segurados por esses serviços públicos, em especial os de baixa renda, que não têm acesso a serviços privados. No entanto, quando os municípios não atendem aos percentuais mínimos e, principalmente, quando há desvio de recursos, a população fica com assistência comprometida. Segundo Ferraz e Finan (2009), do total dos recursos transferidos do Governo Federal para os municípios, pelo menos R\$ 7 bilhões desaparecem todos os anos.

De acordo com Albuquerque *et al* (2006), uma população mais rica e instruída monitora melhor seus dirigentes, de forma a limitar desvios. Assim, há uma dupla perda para indivíduos de baixa renda: eles são os principais usuários de serviços públicos, e suas condições educacionais não são propícias para um bom acompanhamento da gestão de serviços que atendam aos seus interesses. Por esse motivo, atos corruptos na esfera pública provavelmente impactam significativamente os mais pobres e, por consequência, podem afetar a desigualdade do tipo injusta, uma vez que possíveis desvios de verbas destinadas a bens e serviços básicos afetariam diretamente a sua oferta para aqueles que mais necessitam dela.

Nesse contexto, destacam-se os diferentes efeitos que a corrupção em áreas específicas pode acarretar para a população. Isso porque desvios nos recursos destinados à saúde possivelmente têm impacto imediato, enquanto que desvios na educação surtem impacto somente a longo prazo. Por exemplo, quando falta um médico em um posto de saúde por falta de pagamento, o público assistido deixa de receber o cuidado naquele dia e naquela hora, retornando depois ao posto para ser devidamente atendido. Já quando falta

um professor na sala de aula em uma escola pública por motivos semelhantes, o aluno deixa de absorver o conteúdo que seria ministrado. Ao contrário do que acontece no setor de saúde, o aluno dificilmente recupera o assunto perdido, o que prejudica o seu desenvolvimento intelectual. Um aluno que, por exemplo, não se alimentou corretamente porque houve desvios nos recursos destinados à merenda escolar também é afetado, pois um baixo consumo calórico prejudica o desenvolvimento cognitivo de crianças. Isso futuramente pode acarretar em disparidades de renda, o que contribui para a manutenção do ciclo intergeracional de pobreza. Esses casos ilustram, de maneira geral, o potencial prejuízo da corrupção para comunidades de baixa renda.

Para minar possíveis desvios de recursos públicos por parte dos gestores municipais, a Controladoria Geral da União (CGU) desenvolveu, em 2003, um projeto de fiscalização das contas municipais oriundas de transferências federais. Para tanto, realizam de 1 a 7 sorteios anuais em municípios com até 500 mil habitantes. Então, as contas municipais são auditadas em um período máximo de dois anos a partir da data desse sorteio. Caso seja encontrado algum indício de ato ilícito, ele será encaminhado ao gestor local, que dispõe de um prazo para justificar suas ações, o que ainda é passível de ser ou não acatado pelos auditores da CGU. No final é divulgado e disponível ao público um relatório contendo todas as irregularidades encontradas.

Assim, a pressão da fiscalização pode incentivar boas práticas de gestão. Além disso, uma vez que tudo que for auditado será publicado, a decisão de políticos de natureza corrupta em cometer ou não um ato ilícito torna-se mais complexa. Agora, deve-se levar em consideração a possível perda de votos – caso os eleitores descubram a irregularidade cometida – e, com isso, a perda de ganhos futuros dada a baixa probabilidade de serem reeleitos após essa publicação (FERRAZ *ET AL.*, 2012).

Ainda no campo da reeleição, vale destacar os achados de Abensur *et al.* (2007) para o Estado de Pernambuco. Segundo os autores, ao analisar o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) nos resultados das eleições presidenciais no Brasil em 2006, perceberam que a proporção de votos em Lula nas eleições de 2002 sofreram impacto do número de famílias que receberam auxílio do PBF, sendo esse efeito mais forte nos Estados da Região Nordeste – incluindo Pernambuco. Ainda segundo os autores, Pernambuco é um dos Estados com maior proporção ajustada de votos para diferentes

incrementos do PBF (índice de 0,7430638), perdendo apenas para Amazonas, Maranhão, Ceará e Bahia. Mesmo não tendo o foco na garantia de oportunidades iguais de acesso a bens e serviços básicos, é de considerável importância acompanhar e avaliar esse tipo de ação, uma vez que é o principal programa de combate à pobreza do Brasil – sendo Pernambuco um *case* especial de estudo.

Diante do exposto, questiona-se:

1. Qual a dimensão da desigualdade injusta no Brasil e em suas regiões? E em Pernambuco? Quais fatores mais contribuem para o nível desse tipo de desigualdade?
2. Qual o impacto do Programa Bolsa Família no mercado de trabalho pernambucano?
3. Como medidas mitigadoras de irregularidades administrativas, tal como a fiscalização da CGU, podem contribuir para boas práticas de gestão? Mais especificamente no caso da educação, em que medida as auditorias da CGU impactam na oferta da merenda escolar?
4. As fiscalizações da CGU impactam o nível de desenvolvimento humano municipal?

Nessa perspectiva, esta tese tem como objetivo geral **analisar em que medida as ações de combate à corrupção afetam a educação, a desigualdade de renda do tipo injusta e o desenvolvimento humano, este último aplicado ao Brasil e regiões e ao case específico de Pernambuco. Também pretende-se avaliar o impacto do programa bolsa família no mercado de trabalho pernambucano.** Como objetivos específicos, temos:

1. Apontar as diferenças, a estrutura e a evolução do nível da desigualdade injusta no Brasil e em Pernambuco:

- (a) Mensurar a desigualdade injusta;
 - (b) Decompor o indicador de desigualdade injusta em subgrupos de renda, escolaridade, gênero e estrutura familiar;
 - (c) Comparar os indicadores de desigualdade injusta nos anos de 2002 e 2012 (Brasil) e nos anos de 1990 e 2010 (Pernambuco).
2. Avaliar o impacto direto do Programa Bolsa Família no mercado de trabalho pernambucano
- (a) Mensurar o mercado de trabalho pernambucano;
 - (b) Separar grupo de tratamento e grupo de controle;
 - (c) Comparar as horas trabalhadas e a renda do trabalho em beneficiários do PBF com aqueles não beneficiários e elegíveis.
3. Investigar se a oferta de merenda escolar para crianças e jovens matriculados em escola pública municipal é comprometida por práticas ilícitas dos prefeitos:
- (d) Mensurar a oferta de merenda escolar;
 - (e) Captar quais municípios foram fiscalizados pela CGU;
 - (f) Comparar a oferta de merenda escolar em municípios sorteados pela CGU com aqueles que não foram sorteados.
4. Avaliar o impacto indireto de auditorias passadas no nível de desenvolvimento humano futuro:
- (a) Mensurar e classificar o nível de desenvolvimento humano;
 - (b) Captar quais municípios foram fiscalizados pela CGU;
 - (c) Investigar se existe relação entre as auditorias e o IDH.

Além da Introdução, esta tese está organizada em mais cinco capítulos. Os quatro primeiros apresentam os quatro ensaios propostos, de modo que cada um apresenta sua respectiva introdução, revisão de literatura, estratégia de mensuração, resultados alcançados e considerações finais. Por fim, no quinto capítulo serão expostas as conclusões gerais da tese.

2 DESIGUALDADE DE RENDA, DE OPORTUNIDADE E POLÍTICAS PÚBLICAS – O CASO DE PERNAMBUCO

O surgimento de políticas públicas de caráter redistributivo, bem como melhorias no mercado de trabalho, são os principais fatores responsáveis pela gradual desconcentração de renda no Brasil (HOFFMANN, 2009). Segundo dados do Instituto Nacional de Geografia e Estatística (IBGE), o índice de concentração de renda (Gini) no Brasil em 1981, 1990, 2001 e 2011 era de, respectivamente, 0,584, 0,613, 0,596, e 0,508. Apesar dessa recente queda no índice de desigualdade de renda, é importante ressaltar que esses patamares ainda são considerados elevados. Siqueira e Siqueira (2006) fazem essa mesma afirmação para o Nordeste, que é a região com maior desigualdade de renda e proporção de pobreza relativa do país, correspondendo a mais de 50% de sua população total. Salienta-se, ainda, que dentro do Nordeste há heterogeneidades de renda, sendo Pernambuco um Estado de destaque por possuir elevado Produto Interno Bruto (PIB) e elevada desigualdade de renda e pobreza.

O estado de Pernambuco apresenta, em 2010, o décimo maior PIB (R\$95.187.000,00) do Brasil e, ao mesmo tempo, o menor índice de concentração de renda (Gini = 0,464) do país (IBGE, 2013). Não obstante possuir um dos menores índices de Gini do país, é importante destacar que esse nível de desigualdade de renda é considerado elevado, sendo compatível a países como China, República Democrática do Congo, Macedônia e Tailândia (BANCO MUNDIAL, 2013).

Ainda que a elevada desigualdade de renda e pobreza se configuram como características presentes no Brasil e em Pernambuco desde sua formação, os governos locais começaram a formular mecanismos com o objetivo de amenizar essa situação de forma focalizada¹ em meados da década de 1990, isto é, no pós período de estabilização econômica. É nesse momento que surgem as primeiras políticas de combate a pobreza de forma focalizada² no Brasil, tais como o Bolsa Escola, o Vale Gás, o Vale Alimentação, o Programa do Leite e o Programa Bolsa Família. Este último programa tem o objetivo

² A palavra “focalizado” evidencia a transição da forma de tratar a pobreza: o que era universal (para todos) torna-se focalizado (para um determinado grupo alvo – as famílias pobres). Isso porque existiam políticas públicas de caráter social antes de 1990. No entanto, a problemática da pobreza era tratada somente como falta de acesso, e com base nisso os governos lançavam programas de acesso universal, em especial na área da saúde e da educação. Assim, quando se afirma que “(...)os governos locais começaram a formular mecanismos com o objetivo de amenizar essa situação de forma focalizada em meados da década de 1990”, na verdade refere-se as políticas focalizadas, com público alvo e estratégias bem definidas.

de combater a pobreza e desigualdade de renda ao transferir renda a famílias em situação de pobreza, e a elas condicionam o repasse monetário a algumas obrigações impostas, tais como questões atreladas à saúde e educação.

A estrutura do desenho político da maioria das políticas públicas voltadas à desigualdade de rendimentos e pobreza tenta resolver o problema com uma redistribuição, tendo como parâmetro uma renda mais igualitária com a justificativa que seria algo mais justo. A questão que emana dessa problemática é: igualdade é justo? Justo pra quem?

Autores como Rawls (1979) defende que uma maior igualdade é tida como justa para toda sociedade. Admitindo que cada agente econômico toma decisão com base em seu interesse individual, Rawls (1979) demonstra que o equilíbrio ocorre na medida em que todos os agentes estão em uma mesma posição inicial e desconhecem sua riqueza, isto é, ao cobri-los com o que o autor denomina de “véu da ignorância”, pois assim os diferentes interesses desses agentes seriam compatibilizados. Dessa forma a melhor estratégia a ser adotada pelos agentes seria a do tipo *maximin*, que consiste em fazer a melhor escolha dentre os piores resultados possíveis. Assim, ao esperar o pior dos resultados (ser pobre e continuar pobre), o melhor a se fazer, segundo Rawls (1979), seria adotar uma justiça equitativa, em que todos têm a mesma igualdade de oportunidades (acesso a: escola, saúde, mercado de trabalho, etc.) e a sociedade aceita maiores taxações de renda para fins redistributivos, culminando numa renda mais igualitária.

Um contraponto a esse autor é a teoria de Igualdade de Oportunidade formulada por Roemer (1998). Esse autor afirma que nem toda igualdade é socialmente justa. Para justificar essa afirmativa, o autor separa os determinantes da desigualdade de renda em dois fatores: 1) responsabilidade e 2) não responsabilidade. O primeiro relaciona-se com variáveis de esforço, ou seja, são controláveis, como por exemplo a quantidade de horas trabalhadas, anos de estudo, decisão de migrar, etc. Já o segundo fator está atrelado a variáveis que fogem do controle do indivíduo, como algumas características pessoais natas (gênero, raça, idade), característica dos pais (background familiar), ou até mesmo qualidade das instituições. Tal diferenciação proporciona implicações importantes para políticas redistributivas, pois desigualdades de renda oriunda de fatores de responsabilidade individual são consideradas como justas, e neste caso não deve haver redistribuição, pois a meritocracia compensa os diferentes atributos iniciais. De forma

análoga, as oriundas de fatores de não responsabilidade individual são injustas, necessitando de mecanismos redistributivos para repará-las.

Em resumo, as desigualdades de renda justas são aquelas oriundas de fatores de responsabilidade individual, tal como as variáveis de esforço (exemplo: escolha ocupacional e horas trabalhadas). A ideia é premiar o mérito, isto é, se existe dois indivíduos X e Y com atributos iguais e X se esforça mais que Y, então X receberá mais que Y e essa diferença de renda é considerada como justa. De forma análoga, desigualdade do tipo injusta é aquela originada por fatores de não responsabilidade, tal como as variáveis não controláveis (exemplo: gênero, raça e *background* familiar). Dessa forma, a desigualdade de renda é vista como o resultado da interação entre as circunstâncias e o esforço, logo políticas públicas justas não deveriam ter como meta a igualdade de renda, pois o que importa não é a desigualdade de resultado, e sim de oportunidades (MARRERO; RODRIGUEZ, 2013). Essa visão de igualdade de oportunidade de Roemer (1998) é compatível com as ideias propostas por Sen (2000) e Rawls (1971).

Nessa perspectiva, torna-se essencial a divisão de variáveis de esforço e circunstanciais para construir uma medida de desigualdade de oportunidade. Há vários métodos para fazer tal divisão, pois segundo Dill e Gonçalves (2012) não existe um consenso em classificar empiricamente essas duas variáveis, devido tanto a divergências filosóficas (conceituais) quanto a problemas práticos (banco de dados incompleto/defasado). Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), Checchi e Peragine (2010), Figueiredo e Ziegelmann (2010) estudam a desigualdade de oportunidade classificando as variáveis circunstanciais e de esforço, enquanto que Barros *et al.* (2009), Molina *et al.* (2013), Dill e Gonçalves (2013) concentram o estudo na classificação das variáveis circunstanciais, pois consideram que o esforço não é diretamente observável.

O Índice de Oportunidade Humana (IOH), desenvolvido por Barros *et al.* (2009), desconsidera a variável “esforço” na medida em que se realiza um corte etário, voltando a análise para crianças e jovens de 0 a 16 anos. Esse índice mede o quão equitativo está o acesso a bens e serviços básicos, tais como saneamento, energia, dentre outros (detalhes a respeito desse índice será abordado na próxima seção).

No caso específico de Pernambuco, a maioria dos artigos científicos tratam da desigualdade de renda, e não de oportunidades. O único trabalho até o momento encontrado nessa área, e aplicado a Pernambuco, é a dissertação de Santana (2014). Segundo o autor, a desigualdade de oportunidade no meio rural de Pernambuco vem melhorando entre os anos de 2000 e 2010, em que houve uma distribuição das oportunidades de maneira mais justa entre a população analisada. No entanto, os resultados reportados não são aplicáveis ao Estado como um todo, tampouco há uma análise mais desagregada a fim de investigar possíveis determinantes dessa já reportada melhoria.

Dessa forma, analisar a desigualdade de renda e pobreza pela separação de fatores controláveis ou não pelos indivíduos em um espaço temporal de dez anos ajuda a compreender melhor as disparidades de rendimento do Brasil, em específico do Nordeste e o estado de Pernambuco. Mais que isso, verificar quais são os possíveis determinantes que a literatura aponta sobre a melhoria das oportunidades em Pernambuco torna-se essencial para compreender melhor essa problemática. Tal análise oferece amparo empírico importante para reavaliar as políticas redistributivas de transferência de renda, tal como o Programa Bolsa Família.

Quando um formulador de políticas públicas reconhece um problema e implanta uma política, seu objetivo é tentar sanar ou minorar possíveis efeitos negativos para os atores diretamente envolvidos em tal problemática. No entanto, o próprio desenho da política deve tentar antever possíveis impactos negativos, sejam eles diretos ou indiretos. No Programa Bolsa Família, criado com o intuito de reduzir a pobreza no Brasil, uma das soluções propostas é a transferência de renda. Uma das críticas feitas a essa política é que a doação monetária, mesmo contemplando contrapartidas, cria um incentivo negativo no sentido de diminuir a oferta de trabalho dos beneficiados pelo programa: é o chamado “efeito-preguiça”.

Numa perspectiva microeconômica, Tavares (2010) afirmou que o efeito-preguiça, caso realmente ocorra, é resultante da interação entre o efeito-renda e o efeito substituição, cada um atuando em direção oposta. O efeito-renda acontece quando os beneficiários interpretam que a perda monetária da diminuição do salário decorrente da redução da oferta de trabalho é recompensada pela transferência de renda do PBF. Ou seja, o efeito-renda é o principal responsável pelo efeito-preguiça.

Foguel e Barros (2010) também destacaram esse efeito negativo, uma vez que num modelo de oferta individual de trabalho, o recebimento da transferência de renda cria um efeito-renda puro. Considerando que os adultos alocam suas horas entre trabalho e lazer, a menor necessidade de efetuar esforço para adquirir bens de consumo promoveria um efeito substituição das horas de trabalho por horas de lazer, e assim, o efeito total do PBF sobre a oferta de trabalho individual seria negativo.

Uma das condicionalidades para se ter direito ao benefício do PBF é manter os filhos na escola. Isso, segundo Tavares (2010), provoca o chamado efeito-substituição, que atua em duas frentes:

1^a) Supondo que a renda domiciliar total é composta pelo trabalho de todos os componentes familiares, incluindo crianças e jovens, então o efeito-substituição ocorre quando o responsável pelo PBF se vê na obrigação de trabalhar mais para manter o mesmo nível de renda, já que seus filhos deixaram de trabalhar para estudar. Ou seja, o PBF incentiva o trabalho, criando uma espécie de “efeito-esforço”.

2^a) A outra forma de atuação do efeito-substituição incide numa possível maior alocação das horas trabalhadas dos pais (principalmente da mãe), que passam a ter maior disponibilidade de tempo na medida em que os seus filhos estão na escola.

O equilíbrio acontece quando o efeito substituição anula o efeito renda, de forma que não há incentivo nem desincentivos aos beneficiados em ofertarem trabalho. Fora do equilíbrio, quando o efeito-renda sobrepuja o efeito-substituição, prevalece o efeito-preguiça; do contrário prevalece o efeito-esforço.

Outro fator importante levantado por Teixeira (2008) deve-se ao chamado efeito-choque, que corresponde ao efeito direto da transferência na renda familiar. A ideia é simples: uma família pode trabalhar menos porque recebe transferência, mas o impacto na renda sempre será positivo. A principal diferença desse efeito para os dois anteriores deve-se à mudança na variável de referência: enquanto que o impacto apontado por Tavares (2010) é no salário (tornando o efeito na renda implícito), o apontado por Teixeira (2008) é na renda (salário como efeito implícito).

No caso de Pernambuco, Tavares *et al.* (2009), ao analisar indicadores de focalização do Programa, apontam que o referido Estado aplica de forma satisfatória o PBF, incluindo corretamente 58% dos beneficiários e apresentando um Índice de Focalização de 0,33, patamar esse que coloca o Estado em situação superior ao Estado de Santa Catarina. Ao analisar o impacto do PBF nos resultados das eleições presidenciais no Brasil em 2006, Abensur *et al.* (2007) verificam que a proporção de votos em Lula nas eleições de 2002 sofreram impacto do número de famílias que receberam auxílio do PBF, sendo esse efeito mais forte nos Estados da Região Nordeste – incluindo Pernambuco. Ainda segundo os autores, Pernambuco é um dos Estados com maior proporção ajustada de votos para diferentes incrementos do PBF (índice de 0,7430638), perdendo apenas para Amazonas, Maranhão, Ceará e Bahia.

Coelho e Melo (2017), ao analisar o impacto do PBF sobre a qualidade da dieta dos domicílios do Estado de Pernambuco, apontam que o valor médio do Índice de Qualidade da Dieta (IQD) para as famílias beneficiadas pelo Programa supera em 9,05 o valor médio do IQD das famílias pernambucanas não beneficiadas, o que mostra que o PBF em Pernambuco eleva a qualidade da dieta das famílias, em especial quando se trata do aumento da variedade da alimentação e da redução de gordura e sódio. Resultados semelhantes foram retratados no artigo de Assunção *et al.* (2012), que ao investigar o impacto do Programa na alimentação de famílias pescadoras artesanais de Pernambuco, encontrou melhorias na qualidade e quantidade de alimentos consumidos por esse público.

Apesar de apontar resultados positivos do PBF em Pernambuco sob diversas óticas distintas, nenhum dos artigos empíricos acima listados analisa o Programa à luz do mercado de trabalho, a fim de investigar possível existência do intitulado “efeito-preguiça”. Mesmo assim, os trabalhos acadêmicos que analisam esse feito a nível nacional observam apenas a média da distribuição de renda, e não *toda* a distribuição. Ao analisar cada ínfima parte da distribuição – o chamado quantil/quantílica – permite ao pesquisador uma melhor visualização dos dados e maior compreensão do fenômeno estudado.

Diante do exposto, questiona-se: qual foi a evolução da desigualdade de oportunidades em Pernambuco? Quais os principais do nível de desigualdade de

oportunidade total? No tocante ao mercado de trabalho, será que é observável o intitulado “efeito-preguiça” nas famílias pernambucanas que recebem auxílio financeiro do Programa Bolsa Família? Ao considerar tais aspectos, **este estudo tem como objetivo principal avaliar o impacto do PBF no mercado de Trabalho pernambucano, além de analisar a estrutura e a evolução da (des)igualdade de oportunidade no estado de Pernambuco.** O impacto do PBF é verificado pelo efeito quantílico do tratamento, segundo modelo de Firpo (2007). A evolução é captada pelo Índice de Oportunidade Humana (IOH) nos anos de 1990 e 2010, que calcula o quão equitativo está o acesso aos serviços básicos. Já os determinantes são mensurados pela decomposição do valor de Shapley com a identificação de Hoyos e Narayan (2011), que evidencia a contribuição de cada variável circunstancial no IOH geral. Dessa forma, **este artigo torna-se pioneiro ao estudar a temática do efeito do PBF no mercado de trabalho pernambucano e por analisar a decomposição da igualdade de oportunidade para o Estado de Pernambuco.**

No intuito de atender ao objetivo proposto, este artigo está dividido, além desta introdução, em mais três seções. A segunda trata dos aspectos metodológicos, enfatizando a formalização e explicação dos métodos adotados para o cálculo do nível e da decomposição da desigualdade de oportunidade, além de explicar o efeito quantílico do tratamento. Na terceira são apresentados os resultados tanto do IOH, quanto da decomposição de Shapley e da avaliação de impacto quantílica, seguidos da discussão dos resultados e das considerações finais.

2.1 ASPECTOS METODOLÓGICOS

2.1.1 Separando desigualdades justas das injustas

Tal como explicitado na seção anterior, desigualdades de renda justas são aquelas oriundas de fatores de responsabilidade individual, tal como as variáveis de esforço (exemplo: escolha ocupacional e horas trabalhadas). A ideia é premiar o mérito, isto é, se existe dois indivíduos X e Y com atributos iguais e X se esforça mais que Y, então X receberá mais que Y e essa diferença de renda é considerada como justa. De forma análoga, desigualdade do tipo injusta é aquela originada por fatores de não responsabilidade, tal como as variáveis não controláveis (exemplo: gênero, raça e *background* familiar). Dessa forma, a desigualdade de renda é vista como o resultado da interação entre as circunstâncias e o esforço, logo políticas

públicas justas não deveriam ter como meta a igualdade de renda, pois o que importa não é a desigualdade de resultado, e sim de oportunidades (MARRERO; RODRIGUEZ, 2013). Essa visão de igualdade de oportunidade de Roemer (1998) é compatível com as ideias propostas por Sen (2000) e Rawls (1971).

Nessa perspectiva, torna-se essencial a divisão de variáveis de esforço e circunstanciais para construir uma medida de desigualdade de oportunidade. Há vários métodos para fazer tal divisão, pois segundo Dill e Gonçalves (2012) não existe um consenso em classificar empiricamente essas duas variáveis, devido tanto a divergências filosóficas (conceituais) quanto a problemas práticos (banco de dados incompleto/defasado). Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), Checchi e Peragine (2010), Figueiredo e Ziegelmann (2010) estudam a desigualdade de oportunidade classificando as variáveis circunstanciais e de esforço, enquanto que Barros *et al.* (2009), Molina *et al.* (2013), Dill e Gonçalves (2013) concentram o estudo na classificação das variáveis circunstanciais, pois consideram que o esforço não é diretamente observável.

O Índice de Oportunidade Humana (IOH), desenvolvido por Barros *et al.* (2009), desconsidera a variável “esforço” na medida em que se realiza um corte etário, voltando a análise para crianças e jovens de 0 a 16 anos. Esse índice mede o quão equitativo está o acesso a bens e serviços básicos, tais como saneamento, energia, dentre outros. Detalhes a respeito desse índice será abordado na próxima seção.

2.1.1.1 O Índice de Oportunidade Humana

Autores como Sen (2000) e Rawls (1979) defendem que devem existir oportunidades iguais entre indivíduos de uma mesma sociedade. Nesse caso, os resultados alcançados são frutos apenas do esforço individual, isto é, independem de atributos circunstanciais, tais como *background* familiar (*proxy* para educação e riqueza dos pais), região de residência, gênero ou raça. Dessa forma, se existe desigualdade de resultados em um contexto de igualdade de oportunidade, temos o que Roemer (1998) designou de desigualdade do tipo justa, pois é determinada por fatores de responsabilidade do indivíduo. Nesse sentido, como identificar até que ponto tais resultados devem-se a fatores de responsabilidade (esforço) ou de não responsabilidade (circunstanciais)?

Vários pesquisadores desenvolveram métodos para mensurar esses dois tipos de fatores³, dentre eles destaca-se o Índice de Oportunidade Humana (IOH), desenvolvido por Barros *et al.* (2009), cujo objetivo é medir o quão equitativo são as oportunidades de uma determinada localidade.

Para Barros *et al.* (2009), as oportunidades são medidas pelo acesso a serviços básicos, tais como saneamento básico, luz elétrica, escolas, dentre outros. Para excluir o fator esforço e analisar apenas fatores circunstanciais, realiza-se um corte etário, e assim a análise incide no acesso a serviços básicos por indivíduos de 0 a 16 anos. A ideia desse corte é que pessoas nessa faixa etária ainda estão se capacitando, e possíveis desigualdades de oportunidades devem-se as suas características pessoais, e não ao seu esforço.

O IOH é composto por dois elementos: a cobertura (que contribui positivamente para o aumento do IOH) e a dissimilaridade (contribui negativamente). A cobertura é um índice que admite valores entre 0 e 1, e mede a proporção do acesso ao serviço j pela pessoa i . Já a dissimilaridade quantifica a desigualdade de oportunidade devido a características pessoais. A taxa de cobertura C é dada por:

$$C = \sum_{i=1}^n w_i \hat{p}_i \quad [1]$$

em que w_i é o peso amostral do indivíduo i e \hat{p} é a probabilidade de uma pessoa i de 0 a 16 anos ter acesso a um determinado bem ou serviço j . Recorre-se a regressão logística para o cálculo de \hat{p}_i , de forma que essa probabilidade será dada com base nas estimativas dos coeficientes $\hat{\beta}_k$ dessa regressão logística, juntamente um vetor de circunstâncias x_{ki} , podendo ser expressa por:

$$\hat{p}_i = \frac{1}{1 + \exp(\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^m \hat{\beta}_k x_{ki})} \quad [2]$$

O índice de dissimilaridade \hat{D} é dado por:

³ Para um discussão e aplicação da classificação de variáveis de esforço e circunstanciais, ver Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), Checchi e Peragine (2010), Figueiredo e Ziegelmann (2010), Barros *et al* (2009), Molina *et al* (2013), Dill e Gonçalves (2013).

$$\widehat{D} = \frac{1}{2C} \sum_{i=1}^n w_i |\hat{p}_i - C| \quad [3]$$

e uma vez calculado \widehat{D} e C , tem-se que o Índice de Oportunidade Humana expresso pela equação [4].

$$IOH_j = \left(\prod_{i=1}^n p_i^{w_i} \right)^{\frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i}} \quad [4]$$

onde o subscrito j refere-se ao Índice de Oportunidade Humana do bem ou serviço j . De forma simplificada, pode-se representar o IOH como:

$$IOH = C - P \quad [5]$$

em que P é a penalidade atribuída a dissimilaridade \widehat{D} , dada por $P = C\widehat{D}$. Assim, o IOH mensura quanto a probabilidade de acesso a um conjunto de bens e serviços pode ser penalizada por fatores circunstanciais. O valor desse índice varia entre 0 e 1, de forma que um IOH=1 significa igualdade de oportunidade plena e completa cobertura do serviço. De forma análoga, um IOH=0 significa baixa cobertura do serviço e alta desigualdade de oportunidade.

2.1.2 Avaliação de Impacto – o Efeito Quantílico do Tratamento⁴

A fim de avaliar os impactos do PBF no mercado de trabalho de Pernambuco, este trabalho utilizou o modelo de Firpo (2007) para estimação do efeito quantílico de tratamento (EQT), com base em dados dos domicílios do Censo 2010. Para melhor entender como funciona esse modelo, suponha que $Y_i(j)$ seja o resultado de interesse para o domicílio i , em que $j = 1$ se ele participa do programa e $j = 0$ se ele não participa do programa. Neste caso, para obter o impacto do programa no domicílio i em Pernambuco, bastaria tirar a diferença entre resultados nestes dois estados: $Y_i(1) - Y_i(0)$.

No entanto, é impossível um domicílio participar e não participar do programa ao mesmo tempo, sendo observado o resultado para o domicílio i em apenas um dos dois estados

⁴ Parte desse estudo, aplicado a nível nacional, foi recentemente publicado na Revista Economia Aplicada. Por isso, essa sessão segue conforme publicação.

(i.e., tratado ou não tratado). Seja D_i uma variável dummy que indica se o domicílio pernambucano participa do programa ($D_i = 1$) ou não ($D_i = 0$). Então, observa-se apenas o resultado: $Y_i = Y_i(1) \cdot D_i + Y_i(0) \cdot (1 - D_i)$.

Portanto, para calcular o impacto do Programa Bolsa Família num grupo de domicílios de Pernambuco— o chamado de grupo de tratamento -, é preciso criar um grupo de domicílios pernambucanos tão parecidos quanto possível do grupo de tratamento, diferindo-os apenas pelo fato de não participarem do Programa - o chamado grupo de controle.

Neste estudo define-se o grupo de tratamento como sendo composto pelas **famílias pernambucanas elegíveis e beneficiadas** pelo Programa, ou seja, aquelas que possuem todas as características de elegibilidade para poder participar do programa e foram selecionadas. Já o grupo de controle é formado pelas **famílias pernambucanas elegíveis e não beneficiadas** pelo Programa, ou seja, aquelas famílias que possuem todas as características de elegibilidade para poder participar do programa e, no entanto, não foram selecionadas pelo programa. Com efeito, segundo os dados do Censo de 2010, existe um grande número de famílias elegíveis a receber o benefício (vide as estatísticas descritivas, na Tabela 2), mas que não o recebem. Isso acontece porque não existem recursos disponíveis para todos os elegíveis em cada município, sendo que o número de bolsas por município obedece a um sistema de cotas baseado em estimativas do número de pobres de cada município.

Além disso, conforme discutido anteriormente, a maior parte dos estudos que avaliaram o PBF analisaram o impacto do programa na média. De fato, segundo Frölich e Melly (2009), 95% de toda econometria aplicada, estima os efeitos na média. As desvantagens do foco em efeitos na média dependem principalmente da própria estrutura dos dados, sendo os efeitos pouco informativos quando a distribuição é assimétrica. Por exemplo, a renda média das famílias no Brasil não reflete a concentração e a cauda pesada de sua distribuição, já que maioria da população possui rendimento abaixo da média e apenas uma pequena parcela mais abastada recebe muito acima da média (HOFFMANN, 2001).

Modelagens quantílicas são capazes de captar essas características da distribuição, pois estimam efeitos ao longo de diversos quantis da distribuição. Dessa forma, o efeito quantílico do tratamento (EQT) e o efeito de tratamento quantílico nos tratados (EQTT) são abordagens

alternativas para aprofundar estudos de avaliação de impacto de políticas públicas, além de apresentar resultados mais robustos a possíveis *outliers*.

Para cada quantil fixo $\tau \in (0,1)$, o efeito quantílico de tratamento, Δ_τ , é definido como sendo a distância horizontal entre as funções de distribuição acumuladas do grupo de tratamento e do grupo de controle (DOKSUM, 1974 *apud* FIRPO, 2007):

$$\Delta_\tau = q_{1,\tau} - q_{0,\tau}; q_{j,\tau} \equiv \inf_q \Pr[Y(j) \leq q] \geq \tau \quad [6]$$

O efeito quantílico de tratamento nos tratados, $\Delta_{\tau|T=1}$, é definido de forma similar, sendo que a distância é obtida para distribuições condicionais ao tratamento:

$$\Delta_{\tau|T=1} = q_{1,\tau|T=1} - q_{0,\tau|T=1}; q_{j,\tau} \equiv \inf_q \Pr[Y(j) \leq q|T=1] \geq \tau \quad [7]$$

No entanto, não é possível comparar diretamente os resultados dos domicílios que recebem o benefício e os que não recebem o benefício, pois os domicílios podem possuir características bastante diferentes. Por exemplo, pode ser que as famílias pernambucanas beneficiárias do programa tenham chefes de famílias com menor escolaridade do que as famílias não beneficiárias. Firpo (2007) apresenta condições de identificação que levam a estimadores eficientes dos EQT e do EQTT. São elas:

- *Hipótese 1*: Dado X , $(Y(0), Y(1))$ são conjuntamente independentes de T .
- *Hipótese 2*: Para alguma constante $c > 0$, $c < p(x) < 1 - c$;
- *Hipótese 3*: Para $j = 0$ ou 1 , $Y(j)$ é uma variável aleatória contínua com suporte em \mathbb{R} , para os quais as seguintes condições se aplicam:
 - i. Existem conjuntos não vazios Y_0 e Y_1 , de forma que:

$$Y_j = \{\tau \in (0,1); \Pr[Y(j) \leq q_{j,\tau} - c] < \Pr[Y(j) \leq q_{j,\tau} + c], \forall c \in \mathbb{R}, c > 0\}.$$
 - ii. Existem conjuntos não vazios $Y_{0|T=1}$ e $Y_{1|T=1}$, de forma que:

$$Y_{j|T=1} = \{\tau \in (0,1); \Pr[Y(j) \leq q_{j,\tau|T=1} - c] < \Pr[Y(j) \leq q_{j,\tau|T=1} + c], \forall c \in \mathbb{R}, c > 0\}.$$

As Hipótese 1 e 2, propostas por Rosenbaum e Rubin (1983), são conjuntamente denominadas de ignorabilidade forte. A Hipótese 1 assume que o resultado Y do tratamento j é independente do estado do tratamento D condicionado a um conjunto de covariadas X . A Hipótese 2 garante a existência de um suporte comum entre o escore de propensão de tratados e não tratados. Já a hipótese 3 assume que ao menos alguns quantis são bem definidos e únicos.

Portanto, a validade desta estratégia de identificação depende da natureza do programa estudado. A Hipótese da ignorabilidade forte geralmente é a mais controversa em estudos aplicados. Segundo esta hipótese, desde que, dadas as características observáveis dos domicílios, um domicílio pertença ou não ao PBF por fatores aleatórios, esta metodologia leva a uma estimação consistente dos impactos do programa.

Acredita-se que, no caso do PBF, esta hipótese seja razoável, pela forma como são escolhidos os beneficiários no programa. Com efeito, como não há recursos suficientes para todos os elegíveis, o cadastro das famílias é feito de forma descentralizada em cada município. De posse apenas do cadastro das famílias, conhecido como CadÚnico, cabe ao Ministério do Desenvolvimento determinar quais famílias recebem o benefício imediatamente e quais ficam aguardando na lista de espera⁵. Então, no momento de inclusão ou não de uma determinada família no programa, dispõem-se apenas das informações da família contidas no cadastro, de forma que a participação ou não condicional a estas características é aleatória.

A fim de controlar pelas características do domicílio observadas pelo Ministério do Desenvolvimento, selecionaram-se variáveis que estavam presentes tanto no CadÚnico quanto no Censo. Das cerca de 30 variáveis presentes no CadÚnico, foi possível estabelecer uma correspondência com dados do Censo para 28 variáveis, o que representa uma cobertura de mais de 90% do CadÚnico. A descrição das variáveis do PSM é apresentada na próxima seção, juntamente com suas estatísticas descritivas.

O método de estimação de Firpo (2007) é composto por duas etapas. Na primeira, estima-se o escore de propensão (a probabilidade de se pertencer ao grupo de tratamento), $\Pr[D = 1|X = x]$ ou $p(x)$, através de algum método não paramétrico, como por exemplo modelos logit ou probit locais. Na segunda etapa, o escore de propensão é utilizado

⁵De acordo com Soares (2009), Ribas e Soares (2009), a base de dados das famílias que fizeram o cadastro é enviada a Caixa Econômica Federal (CEF), onde é consolidada. A partir de então, cabe ao MDS determinar a elegibilidade da família.

para a construção de pesos a ser utilizados em uma versão modificada do estimador de regressão quantílica de Koenker e Bassett (1978).

Seja $\hat{\Delta}_\tau$ o estimador do ETQ no quantil τ , de tal forma que $\hat{\Delta}_\tau \equiv \hat{q}_{1,\tau} - \hat{q}_{0,\tau}$. Para estimar o EQT, basta obter estimadores para os quantis da distribuição dos tratados e não tratados. Estes estimadores são encontrados através dos seguintes problemas de minimização:

$$\hat{q}_{j,\tau} \equiv \arg \min_q \sum_{i=1}^N \hat{\omega}_{j,\tau} \cdot \rho_\tau(Y_i - q), \quad \text{para } j = 0,1 \quad [8]$$

Em que $\rho_\tau(\cdot)$ é a função *check*, conforme proposto em Koenker e Bassett (1978). A diferença entre este estimador e o estimador seminal de Koenker e Bassett (1978) está nos $\hat{\omega}_{j,\tau}$, que são pesos para ponderar as funções de controle nos dois diferentes grupos (tratados e não tratados). Estes pesos são definidos por:

$$\hat{\omega}_{1,i} = \frac{D_i}{N \cdot \hat{p}(X_i)} \quad \text{e} \quad \hat{\omega}_{0,i} = \frac{1 - D_i}{N \cdot (1 - \hat{p}(X_i))}, \quad [9]$$

de tal forma que para obter os quantis dos tratados são utilizados dados apenas do grupo de tratados com peso inversamente proporcional à propensão de ser tratado de cada domicílio. Assim, domicílios com baixa propensão a receber o Bolsa Família, dadas as suas características observáveis, têm um peso maior na estimação dos quantis da distribuição dos tratados. A estimação dos quantis da distribuição dos não tratados segue um raciocínio análogo.

De forma semelhante, obtém-se um estimador para o EQTT no quantil τ , fazendo a diferença entre quantis das distribuições com e sem tratamento apenas para os indivíduos que foram tratados, isto é: $\hat{\Delta}_{\tau|T=1} \equiv \hat{q}_{1,\tau|T=1} - \hat{q}_{0,\tau|T=1}$. Em que $\hat{q}_{1,\tau|T=1}$ e $\hat{q}_{0,\tau|T=1}$ são estimados através de programas de minimização semelhantes aos apresentados na equação 4, sendo apenas os pesos modificados de forma a incluir apenas o grupo dos domicílios tratados:

$$\hat{q}_{j,\tau|T=1} \equiv \arg \min_q \sum_{i=1}^N \hat{\omega}_{j,\tau|T=1} \cdot \rho_\tau(Y_i - q), \quad \text{para } j = 0,1 \quad [10]$$

com

$$\hat{\omega}_{1,i|T=1} = \frac{D_i}{\sum_{l=1}^N D_l} \quad \text{e} \quad \hat{\omega}_{0,i} = \frac{\hat{p}(X_i)}{(1 - \hat{p}(X_i))} * \frac{(1 - D_i)}{\sum_{l=1}^N D_l}, \quad [11]$$

Em resumo, o EQT (EQTT) proposto por Firpo (2007) consiste em um estimador quantílico exógeno e não condicional que calcula o diferencial entre tratados e não tratados⁶ para cada quantil da distribuição (da distribuição condicional ao tratamento) obtido através de pesos baseados em estimadores de propensão obtidos em um primeiro passo.

A seção a seguir apresenta os dados utilizados na estimação dos efeitos quantílicos de tratamento, bem como suas estatísticas descritivas. Após esta discussão sobre as características da base de dados, apresentam-se os resultados da estimação dos efeitos quantílicos de tratamento para diversos quantis. São realizadas estimações separadas para duas variáveis dependentes distintas: a oferta de mão de obra do chefe dos domicílios e a renda oriunda de todos os trabalhos do domicílio.

Além disso, para respeitar as características heterogêneas do Brasil, foi estimado o EQT para o Brasil como um todo e para amostras que contém separadamente os domicílios da zona rural e da zona urbana. Para a captação, a tabulação dos dados e as estimações foram utilizados os *softwares Stata e R*.

Para mensurar o EQT de Firpo (2007), foi utilizado o comando *ivqte* criado por Frölich e Melly (2009), com estimação do escore de propensão através de um modelo logit global. No entanto, como o comando *ivqte* permite apenas o cálculo do EQT, o EQTT foi estimado com base no pacote *qte* do *Software R*. Para verificar a robustez dos resultados, também se estimou o EQT através do pacote do *R* e os resultados obtidos foram os mesmos.

A seguir apresentam-se o banco de dados utilizado, as variáveis selecionadas e suas estatísticas descritivas.

2.2 RESULTADOS

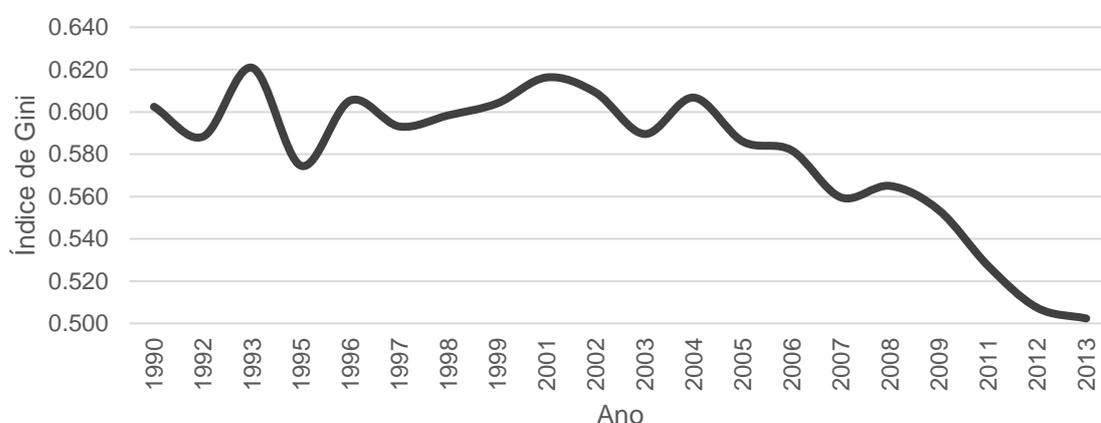
Essa seção descreve os resultados obtidos, separando-os segundo as temáticas de Igualdade de Oportunidades em Pernambuco e o Bolsa Família e o mercado de trabalho Pernambucano.

⁶Não tratados como contrafactual dos tratados.

2.2.1 (Des)Igualdades de Oportunidades em Pernambuco

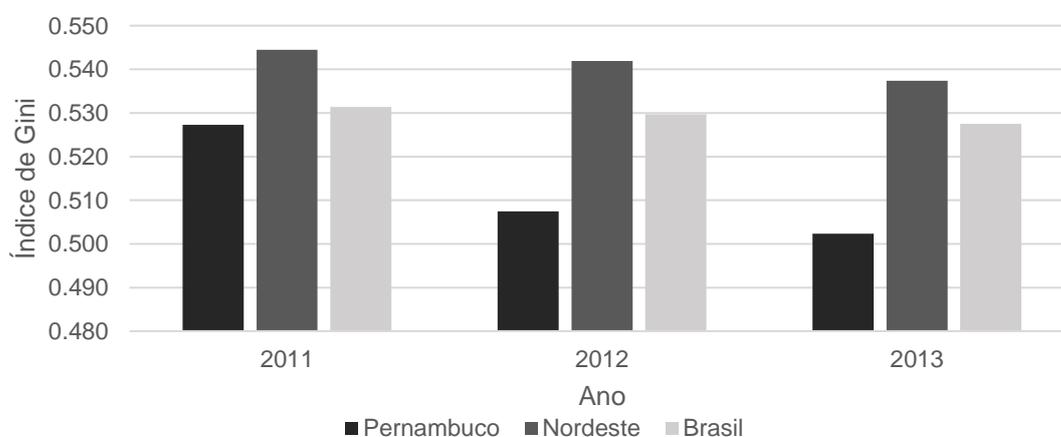
De acordo com o Gráfico 1, 2 e 3, desde 1994 Pernambuco vem apresentando bons resultados no tocante ao bem-estar monetário das famílias pernambucanas: foi o segundo estado com maior incremento na renda entre 1990 e 2000. Além disso, verifica-se uma diminuição persistente no índice de Gini, com patamares mais baixos do que a média nordestina e brasileira. Em outras palavras, o estado de Pernambuco exibe um crescimento da renda acompanhado de distribuição mais igualitária, o que significa que houve melhoras no rendimento tanto de famílias pobres, quanto de famílias ricas.

Gráfico 1 – Evolução do Índice de Gini em Pernambuco

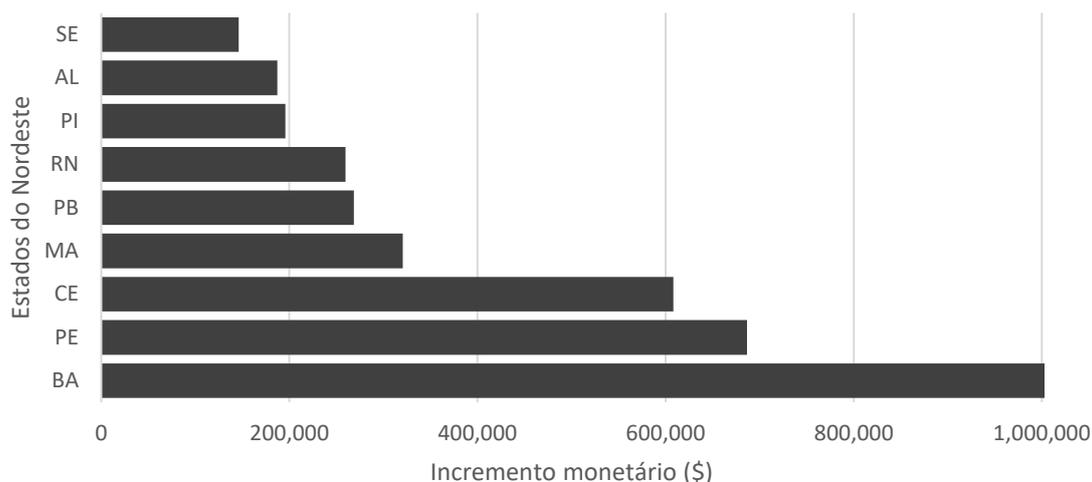


Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA.

Gráfico 2 – Comparação entre o índice de Gini de Pernambuco, do Nordeste e do Brasil



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA.

Gráfico 3 – Valor monetário incremental dos rendimentos recebidos entre 1990 e 2000.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA.

No entanto, não se pode afirmar se essa diminuição foi na desigualdade de renda justa ou injusta. Para tanto, recorre-se ao Índice de Oportunidade Humana (IOH) apresentado na Figura 1.

Percebe-se, com base na Tabela 1 e na Figura 1, que o Índice de Oportunidade Humana em Pernambuco é de 63,06, o que significa que mais da metade das crianças e jovens pernambucanos tem oportunidades iguais no acesso a serviços básicos. Esse resultado corrobora com os achados de Santana (2014), que verificou que desigualdade de oportunidade no meio rural de Pernambuco vem melhorando entre os anos de 2000 e 2010, em que houve uma distribuição das oportunidades de maneira mais justa entre a população analisada. Isso pode ser um indício de que a queda na desigualdade de renda verificada desde 1990 é liderada por fatores injustos. Esse alto IOH pernambucano deve-se tanto a taxa de cobertura quanto ao índice de dissimilaridade, uma vez que houve, ao mesmo tempo, uma significativa disponibilidade dos serviços básicos para a sociedade e uma desigualdade média no acesso a esses serviços menor que 10%.

Ainda com relação a Figura 1 e a Tabela 1, nota-se que a mesorregião do Sertão Pernambucano apresentou o pior IOH e o maior índice de dissimilaridade, em especial os municípios de Santa Filomena, Inajá, Santa Cruz e Bodocó. Por outro lado, existe uma espécie de “cinturão de desenvolvimento” no referido estado, que inicia em Olinda e Recife, e se estende até Caruaru, Arcoverde, Serra Talhada, Salgueiro e Petrolina. Tais municípios possuem um elevado índice de desenvolvimento humano, o que pode ter

influenciado os altos índices de municípios próximos, como é o caso de Jaboatão dos Guararapes, Camaragibe, Pesqueira, Custódia, Lagoa Grande, dentre outros.

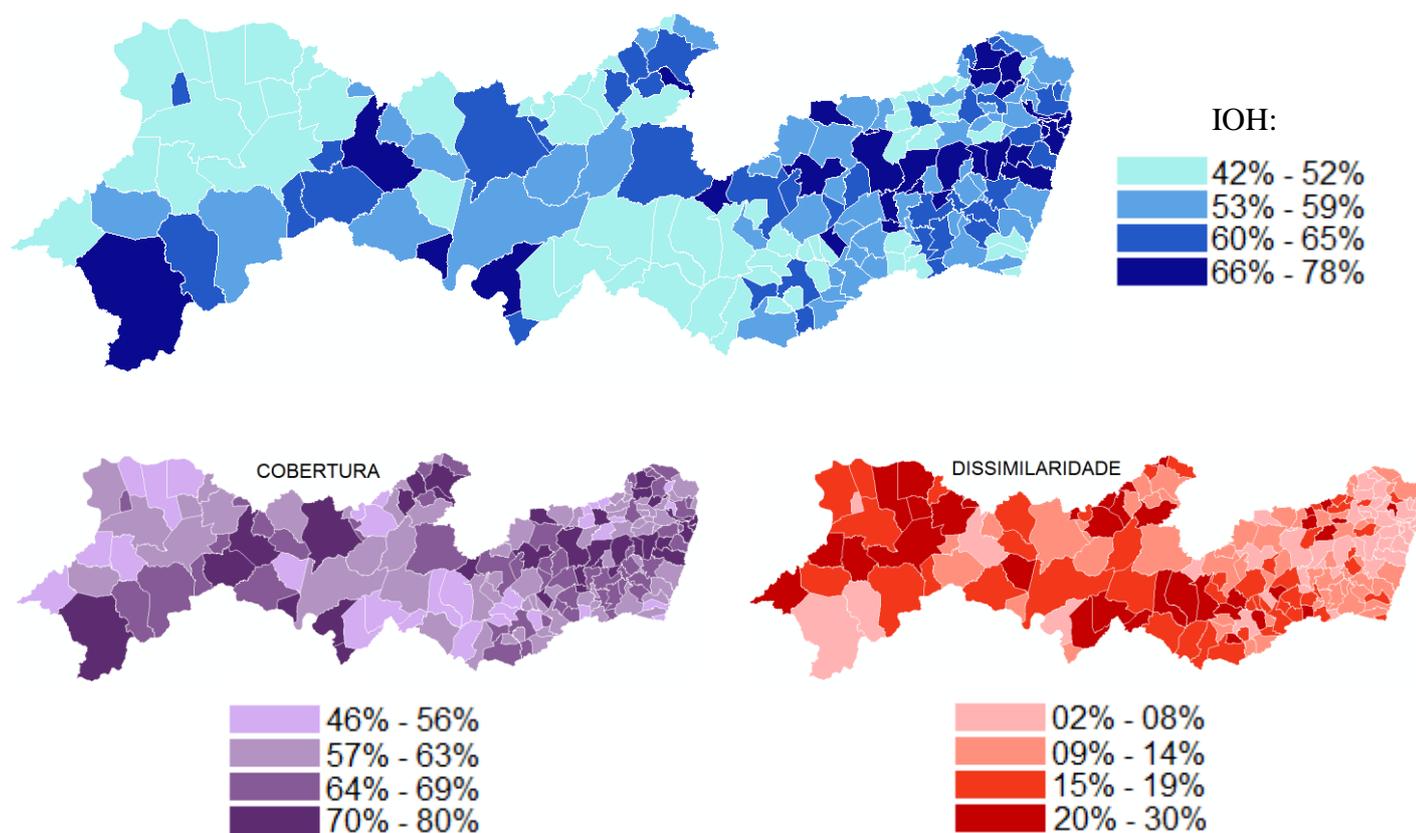
A Figura 2 permite analisar o IOH de cada um dos cinco serviços básicos utilizados na construção do Índice de Oportunidade geral, são eles o acesso a: (1) água canalizada, (2) saneamento básico, (3) energia elétrica, (4) frequência escolar, e (5) frequência escolar em idade adequada. Nota-se que o acesso à luz elétrica e à escola é praticamente universal em quase todos os municípios pernambucanos, principalmente naqueles pertencentes as mesorregiões de São Francisco Pernambucano e a Metropolitana de Recife. O saneamento e a água são os serviços que possuem maior desigualdade: 60% dos municípios pernambucanos tem menos da metade de sua população com acesso equitativo a água canalizada, em que esse percentual é de 80% para o saneamento básico. Os piores índices ficam com os municípios São José da Coroa Grande e Vertente do Lério, tendo um acesso justo de apenas 2% ao saneamento e 1% a água canalizada, respectivamente. Com relação a frequência na escola em idade adequada, tem-se um resultado mais homogêneo em todo estado, com destaque para cidades universitárias e vizinhanças, como por exemplo Recife, Vitória de Santo Antão, Caruaru, Serra Talhada, Arcoverde, Petrolina e Salgueiro.

Por fim, nota-se que as regiões do Sertão e do Agreste Pernambucanos apresentam os piores níveis de oportunidade humana em todos os cinco serviços básicos, pois ambos possuem uma combinação de baixa cobertura e alta desigualdade quando comparado com as outras mesorregiões pernambucanas. Assim, torna-se essencial direcionar políticas públicas que promovam um maior desenvolvimento humano para municípios específicos dessas localidades mais vulneráveis.

Tabela 1 – Índice de Oportunidade Humana

	Pernambuco	Mesorregiões				
		Agreste Pernambucano	Mata Pernambucana	Metropolitana de Recife	São Francisco Pernambucano	Sertão Pernambucano
Cobertura	63,61	65,85	64,74	71,44	69,04	62,90
Dissimilaridade	7,690	11,03	7,221	3,787	9,005	14,187
IOH	63,06	59,60	53,13	69,31	63,41	55,59

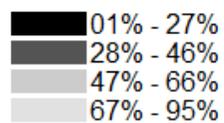
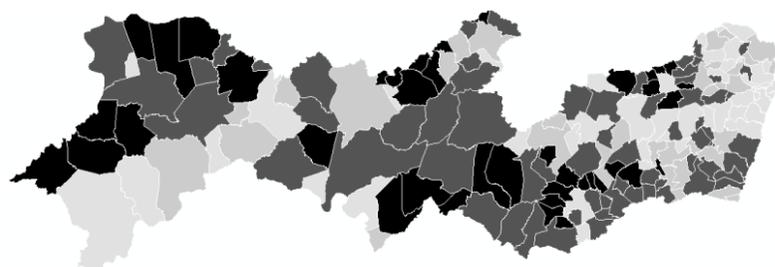
Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do Censo de 2010

Figura 1 - Índice de Oportunidades Humanas em Pernambuco

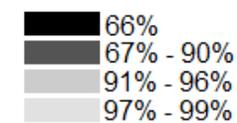
Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do Censo de 2010

Figura 2 – Índice de Oportunidade Humana por acesso a serviços em Pernambuco, 2010.

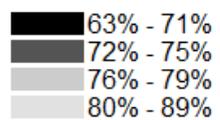
ÁGUA CANALIZADA



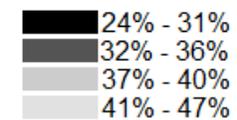
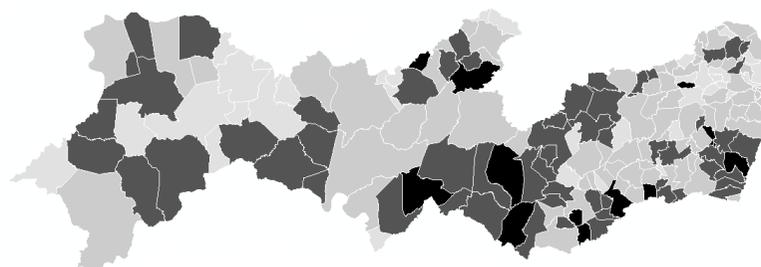
ELETRICIDADE



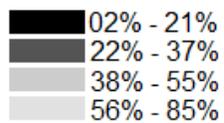
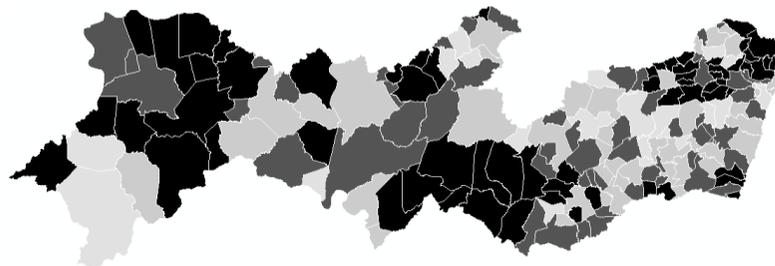
FREQUÊNCIA ESCOLAR



ESCOLA EM IDADE ADEQUADA



SANEAMENTO



Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do Censo de 2010.

2.2.2 Bolsa Família e o Mercado de Trabalho Pernambucano

Os dados utilizados neste estudo são provenientes dos microdados do Censo Demográfico Amostral de 2010, sendo originalmente a unidade de análise as pessoas, totalizando 892.250 observações. Agregando essas pessoas em domicílios⁷, a amostra resultante foi de 253.677 observações, o que corresponde, ao expandir a amostra pelo peso do domicílio, a uma população de 2.574.137 unidades domiciliares. No entanto, quando se selecionam apenas os domicílios pobres elegíveis⁸, a amostra final foi de 69.416 observações, resultando em uma amostra expandida de 622.245. Destes, 59,30% recebem repasse monetário do PBF em Pernambuco.

Tabela 2 – Distribuição das observações na amostra por local de residência.

Local	Nº de observações	Amostra expandida	Beneficiários pelo PBF (%)
Pernambuco (p)	892.250	8.795.800	10,02
Pernambuco (d)	253.677	2.574.137	32,79
Censurando a amostra para renda familiar de até R\$140,00 per capita mensais.			
Local	Nº de observações	Amostra expandida	Beneficiários pelo PBF (%)
Pernambuco (d)	69.416	622.245	59,30

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados do Censo amostral, 2010.

(p) = pessoas como unidade de observação; (d) = domicílios como unidade de observação.

Conforme discutido anteriormente, uma comparação direta do rendimento do trabalho e do número de horas trabalhadas para os beneficiários e não beneficiários do PBF apenas levaria a estimativas corretas do efeito de tratamento se estes grupos fossem homogêneos. Para verificar se esta hipótese é razoável, devem-se comparar as características observáveis desses dois grupos. Para tanto, a estimação do escore de propensão baseou-se em variáveis que estão simultaneamente presentes no CadÚnico e nos microdados do Censo de 2010. São elas: **características pessoais do chefe do domicílio** (idade e dummies para homem, branco, casado, se trabalha, se tem carteira de trabalho assinada e dummies de escolaridade), **composição domiciliar** (nº de pessoas, nº de filhos por faixa etária, nº de filhos homens e nº de filhos brancos), **características do domicílio** (dummies para domicílio urbano, próprios, se o domicílio é casa ou apartamento, domicílios de alvenaria, com acesso à rede de água tratada, eletricidade, saneamento e coleta de lixo) e **outras características dos componentes**

⁷Pensionistas (aqueles que residem em uma pensão), empregado(a) doméstico(a) e o(s) parente(s) desse(s) empregados não foram considerados como componente da unidade domiciliar.

⁸ O valor de corte é R\$140,00, e refere-se à renda domiciliar *per capita* total.

domiciliares (dummies para existência de pessoas com deficiência auditiva, visual, física ou mental). A identificação do EQT e do EQTT depende da seleção dos beneficiários do programa ser baseada somente nas características dos domicílios citadas acima. Se houver características não-observáveis que influenciem na seleção ao programa e nos resultados do mercado de trabalho, haverá viés na estimação dos impactos. No entanto, como quase todas as variáveis do CadÚnico fazem parte das variáveis incluídas no modelo, acredita-se que a hipótese da ignorabilidade forte seja válida para esta aplicação.

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das características observáveis dos domicílios para os beneficiários e não beneficiários do PBF. Observa-se que domicílios que possuem benefícios do PBF recebem quase 20 reais *per capita* a mais em comparação aos que não são beneficiados. Por outro lado, possuem renda do trabalho inferior, pois recebem aproximadamente 35 reais per capita a menos. Tal discrepância de rendimento pode ter origem na baixa escolaridade dos chefes familiares beneficiados, já que a ainda existe um percentual maior de analfabetos, e uma menor proporção de pessoas com Ginásio completo em comparação aos chefes domiciliares elegíveis e não beneficiados. Outras variáveis, tais como gênero, cor, idade e matrimônio mostraram-se semelhantes entre esses dois grupos.

Tabela 3– Estatística Descritiva. Pernambuco, 2010.

Variável	Recebem PBF			Não recebem PBF		
	N	Média	Desvio Padrão	N	Média	Desvio Padrão
Características Pessoais						
Idade	41.165	40	11,3	28.251	41	15,2
Gênero	41.165	60%	0,48	28.251	63%	0,48
Cor/Raça	41.165	29%	0,45	28.251	32,3%	0,47
Casado	41.165	45%	0,50	28.251	36%	0,48
Escolaridade						
Alfabetizado	41.165	60%	0,47	28.251	68%	0,46
Primário	41.165	48%	0,50	28.251	35%	0,48
Ginásio	41.165	18%	0,38	28.251	21%	0,40
2o Grau	41.165	7%	0,26	28.251	15%	0,35
Superior	41.165	0,1%	0,05	28.251	1,3%	0,11
Pós-graduação	41.165	0,01%	0,01	28.251	0,02%	0,04
Possui trabalho	41.165	67%	0,47	28.251	51%	0,49
Horas trabalhadas	41.165	33	17	28.251	34	17,3
Carteira Trabalho	41.165	6%	0,23	28.251	7%	0,26
Renda	41.165	68,8	40,2	28.251	50,9	53,06
Renda do trabalho	41.165	50,04	38,38	28.251	84,5	40,3
Composição domiciliary						
Nº pessoas	41.165	5	2,08	28.251	4	1,91
Nº filhos	41.165	3	1,72	28.251	1	1,50
Nº filhos_ 0 a 5 anos	41.165	55%	0,80	28.251	41%	0,71
Nº filhos_ 6 a 10 anos	41.165	69%	0,86	28.251	27%	0,61

Nº filhos_ 11 a 15 anos	41.165	70%	0,90	28.251	26%	0,62
Nº filhos_ 16 a 17 anos	41.165	20%	0,45	28.251	9%	0,32
Nº filhos_ 18 ou + anos	41.165	47%	0,94	28.251	42%	0,83
Nº filhos_ cor/raça	41.165	45%	0,49	28.251	30%	0,46
Outras Variáveis do Cadastro Único						
Característica do domicílio						
Área	41.165	50%	0,50	28.251	66%	0,47
Condição	41.165	78%	0,42	28.251	72%	0,48
Tipo	41.165	99%	0,08	28.251	99%	0,12
Material	41.165	78%	0,41	28.251	80%	0,40
Água	41.165	56%	0,50	28.251	65%	0,48
Eletricidade	41.165	86%	0,35	28.251	85%	0,35
Saneamento	41.165	24%	0,43	28.251	44%	0,50
Lixo	41.165	50%	0,50	28.251	67%	0,47
Aluguel	41.165	130	251	28.251	252	305
Outras Características						
Deficiência Visual	41.165	6%	0,24	28.251	6%	0,23
Deficiência Auditiva	41.165	1,23%	0,11	28.251	2%	0,12
Deficiência Mental	41.165	0,98%	0,10	28.251	1%	0,12
Deficiência Física	41.165	3%	0,16	28.251	3%	0,18
Sem Deficiência	41.165	99%	0,06	28.251	98%	0,15
Outros Programas	41.165	99%	0,03	28.251	99%	0,02
Agricultor	41.165	36%	0,48	28.251	21%	0,40

Fonte: Estimação própria com base nos microdados do Censo de 2010.

Nota: Valores monetários em reais de 2010.

A seguir, são apresentados os resultados relativos às estimações dos efeitos de tratamento quantílicos nas horas trabalhadas e na renda do trabalho.

2.2.2.1 Efeito Quantílico do Tratamento – O PBF em Pernambuco

Para avaliar o impacto do PBF em Pernambuco, estima-se o Efeito Quantílico de Tratamento e o Efeito Quantílico de Tratamento nos Tratados baseado nos estimadores de Firpo (2007). Comparam-se domicílios pobres, elegíveis e beneficiados pelo PBF com domicílios pobres, elegíveis e não beneficiados.

A opção por analisar os resultados para domicílios com até R\$140,00 *per capita* deve-se ao grupo de controle, pois a partir de tal corte monetário pode-se garantir que tais domicílios são elegíveis (mas não beneficiados) pelo programa⁹.

⁹Foram estimados EQTs para cortes de renda per capita mais elevados, tais como R\$180,00; R\$200,00; R\$260,00; e R\$320,00, que representam, respectivamente, 50%, 60%, 70% e 80% do total dos beneficiados pelo PBF. No entanto, ao elevar o corte de renda, o EQT apresentou ínfimas modificações em sua magnitude, mas não no sentido econômico dos resultados.

Apresentam-se, então, os resultados e a interpretação das estimações do EQT e do EQTT para as horas trabalhadas e para a renda do trabalho utilizando a amostra com corte de até R\$140,00 *per capita*.

Como explicitado anteriormente, uma das principais críticas ao Bolsa Família (PBF) são os possíveis desincentivos na oferta de trabalho dos beneficiários do referido programa. Para verificar se esse efeito ocorre no estado de Pernambuco, estima-se o impacto quantílico do tratamento nas horas trabalhadas e na renda do trabalho. Os resultados dessas estimativas podem ser observados na Tabela 2.

Pode-se perceber que o impacto do PBF é negativo em todos os *quantis* da renda do trabalho. Em outras palavras, famílias pernambucanas contempladas pelo programa sempre recebem menos no *labore*. Beneficiários chegam a receber R\$25,50 *per capita* a menos do que não beneficiários. Considerando uma família de apenas 3 pessoas, isso equivale a quase R\$80,00, que corresponde a 40% de uma cesta básica em Recife no ano de 2010.

Com relação às horas trabalhadas, percebe-se que há efeitos negativos pontuais do Programa Bolsa Família na oferta de trabalho. Esses efeitos só não são encontrados no primeiro *quartil* e na mediana da distribuição, o que corresponde àquelas famílias que trabalham 20h e 40h semanais, respectivamente. Isso corresponde a jornadas de trabalhos com expedientes bem definidos, geralmente encontradas em contratos formais de trabalhos. Observe que para aqueles que possuem expedientes improváveis de se verificar em carteira de trabalho assinada, tal como aqueles que trabalham 14h ou 44h semanais, os beneficiários do Programa Bolsa Família chegam a ofertar de 14% a 21% menos trabalho. Sustentar o argumento de subdeclaração parece ser inviável nesse caso, pois os não efeitos encontrados são extremamente pontuais. Dessa forma, são encontradas evidências de um possível efeito preguiça do PBF na oferta de trabalho.

Apesar do impacto do PBF na renda do trabalho e nas horas trabalhadas serem robustos a todas as especificações e testes realizados, deve-se ter cautela em sua interpretação. Levantam-se três conjecturas que podem explicar esses resultados:

Conjectura 1 - Subdeclaração. A ideia é que beneficiários podem alegar trabalhar menos e/ou possuir uma renda menor do que realmente têm por receio de se desvincular do PBF. Se isso for verdade, então os impactos encontrados são apenas um reflexo dessa subdeclaração. Por outro lado, para se extrair esses resultados, foram comparadas as famílias beneficiadas com famílias elegíveis, isto é, aquelas que têm todos os requisitos necessários para receber os benefícios monetários do Programa Bolsa Família e ainda assim não foram contempladas. Dessa forma, é de se esperar também que essas famílias subdeclarem seus rendimentos, pois assim teriam mais chances de entrar no programa. No caso específico da jornada de trabalho semanal, se essa hipótese for válida, então a subdeclaração deveria estar presente ao longo de toda distribuição, sendo possivelmente maior entre aqueles que trabalham mais. Isso possivelmente faria com que o EQT e o EQTT fossem negativos em todos os quantis, em especial acima do terceiro quartil – o que não foi verificado nas estimativas apresentadas anteriormente. Além disso, é válido ressaltar a preocupação do IBGE em explicar aos entrevistados que as informações prestadas são anônimas, de forma a minorar possíveis sub- e sobre declarações nas respostas ao censo demográfico. Em outras palavras, é difícil justificar os resultados apenas com essa hipótese.

Conjectura 2 - Fuga de contratos formais. Beneficiários fogem de trabalhos formais, pois estes são documentados e, dessa forma, são mais difíceis de sustentar uma subdeclaração no preenchimento do cadastro do PBF. Isso justificaria a não existência de efeitos do PBF para aqueles que trabalham 20h e 40h semanais.

Conjectura 3 - Desincentivo ao trabalho. Beneficiários trabalham menos porque o repasse monetário do PBF pode compensar os ganhos laborais, afetando negativamente as horas e a renda do trabalho. Isso é justificável caso o valor recebido pelo programa ultrapasse os possíveis ganhos do labore. Se isso é verdade, é de se esperar um impacto mais negativo em *quantis* perto de R\$70,00 per capita (linha de extrema pobreza) e de R\$140,00 per capita (linha de pobreza). De acordo com a Tabela 4, é possível verificar isso em *quantis* próximos a R\$70,00 per capita, em que beneficiários chegam a receber R\$16,70 (22%) a menos do que não beneficiários.

Esse possível desincentivo na oferta de horas trabalhadas pode ter contribuído para que as famílias beneficiadas auferissem renda oriunda do labore inferior àqueles que não recebem o repasse monetário do PBF. Se esse for o caso, então recomenda-se que sejam feitas

modificações no desenho político do programa, com o intuito de criar medidas mitigadoras aos efeitos negativos. Vale salientar que em Pernambuco existe uma espécie de “programa” complementar ao PBF – o Chapéu de Palha, em especial sua reedição de 2007. Nesse Programa, os trabalhadores participantes recebem um valor incremental ao PBF, servindo como uma espécie de “apoio ao trabalhador no período da entressafra”. Nesse sentido, e por atuar em específico no mercado de trabalho agrícola da Zona da Mata e Sertão Pernambucano, o Programa Chapéu de Palha pode ter contribuído para atenuar os efeitos negativos do PBF anteriormente reportados.

Por fim, é interessante observar que o impacto negativo nas horas trabalhadas restringiu-se a poucos quantis, enquanto que a renda do trabalho é menor para beneficiários do PBF em toda distribuição. Sendo assim, não se pode atribuir essa menor renda diretamente à redução no tempo de trabalho. Assim, pode-se concluir que uma possível explicação não está nas variáveis de controle incluídas no EQT, isto é, não se deve a diferenciais de gênero, raça, escolaridade, idade, região de moradia, dentre outras variáveis especificadas no modelo. Isso aponta que, além do efeito negativo do programa, é possível que existam outros fatores que influenciam o mercado de trabalho entre famílias que tem ou não renda do PBF. Nesse sentido, levanta-se mais uma explicação possível, qual seja:

Conjectura 4 - Beneficiários aceitam trabalhos menos remunerados para garantir sua continuidade no PBF. Isso não significa necessariamente que aqueles que são beneficiados pelo programa trabalhem menos, mas sim que estão lotados em postos de trabalho que pagam menos, e fazem isso conscientemente.

Um possível aprimoramento ao programa pode ser a implementação de um mecanismo que incentive a oferta de trabalho. Mais especificamente, sugere-se a criação de uma faixa de transição gradual para os critérios de elegibilidade, nos moldes das encontradas no imposto de renda. Estas faixas diminuiriam a preocupação dos beneficiários em perder o benefício caso sua renda per capita fique um pouco acima do nível de elegibilidade. Dessa forma, não haveria incentivos em ofertar menos trabalhos, tampouco de fugir de contratos formais.

Assim, não se pode negar que parte desse efeito se deva a dados subdeclarados, bem como há indícios de que o PBF tem um impacto negativo no mercado de trabalho brasileiro. De acordo com as hipóteses levantadas, tal efeito deve-se tanto ao próprio desincentivo ao

trabalho (“efeito-preguiça”), quanto a possíveis fugas de contratos formais e piores postos de trabalhos. Dessa forma, percebe-se a necessidade de um maior aprofundamento em pesquisas futuras no intuito de investigar as possíveis causas desse impacto negativo consistente na renda do trabalho em detrimento aos impactos pontualmente definidos nas horas trabalhadas.

Tabela 4 - Efeito do Programa Bolsa Família na renda do trabalho e nas horas trabalhadas. Pernambuco, 2010

Quantil	\$ (1)	EQT (2)	% (3)	H (4)	EQT (5)	% (6)
0,01	R\$7,50	-1,19*** (0,623)	-16%	2h	-1*** (0,359)	-50%
0,05	R\$16,7	-1,67*** (0,679)	-10%	6h	-1*** (0,342)	-17%
0,1	R\$25,0	-2,60*** (0,823)	-10%	10h	1** (0,475)	10%
0,15	R\$30,0	-4,76*** (0,789)	-16%	14h	-3** (1,506)	-21%
0,25	R\$43,3	-10,0*** (0,908)	-23%	20h	0 (0,639)	-
0,35	R\$55,6	-13,0*** (0,927)	-23%	30h	-5*** (0,934)	-17%
0,45	R\$66,7	-12,5*** (1,073)	-19%	35h	-5*** (0,937)	-14%
0,5	R\$75,0	-16,7*** (0,901)	-22%	40h	0 (0,269)	-
0,65	R\$92,9	-16,7*** (0,901)	-18%	40h	0 (0,226)	-
0,75	R\$100	-16,3*** (1,206)	-16%	44h	-4*** (0,308)	-9%
0,85	R\$112	-25,5*** (0,269)	-23%	48h	0 (0,403)	-
0,95	R\$128	-20,0*** (0,590)	-16%	60h	0 (0,829)	-

0,99	R\$135	-12,5*** (0,142)	-9%	84h	4 (3,491)	-
R ²	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
N	883.245	883.245	883.245	883.245	883.245	883.245
Controles:						
Carac. Pessoais	-	Sim	Sim	-	Sim	Sim
Comp. Familiar	-	Sim	Sim	-	Sim	Sim
Cadastro Único	-	Sim	Sim	-	Sim	Sim
S/ renda zero	-	Sim	Sim	-	Sim	Sim

Nota: Essa tabela reporta o efeito quantílico do tratamento (EQT) do Programa Bolsa Família (PBF) na renda *per capita* e nas horas trabalhadas. Valores monetários expressos em reais de 2010. Considera-se apenas rendimentos positivos e diferentes de zero. A coluna (1) mostra o valor monetário médio por quantil da renda *per capita* do trabalho de beneficiários e não beneficiários pelo PBF. A coluna (4) mostra o valor da hora trabalhada média por quantil de beneficiários e não beneficiários pelo PBF. As colunas (2) e (5) reportam as estimativas do EQT controladas pelas características pessoais, composição familiar e variáveis existentes no Cadastro Único. As colunas (3) e (6) evidenciam o EQT em termos percentuais. Erro padrão entre parênteses. ‘***’ significativo a 1%; ‘**’ significativo a 5%; ‘*’ significativo a 10%; ‘ ’ não significativo.

Fonte: Estimativa própria com base nos microdados do Censo de 2010.

2.3 CONSIDERAÇÕES PARCIAIS

Este estudo avaliou o impacto direto do Bolsa Família na renda e nas horas de trabalho das famílias pernambucanas, bem como analisou a composição e a evolução da igualdade de oportunidade em Pernambuco, nos anos de 1990 e 2010. Para tanto, foram utilizadas o efeito quantílico do tratamento de Firpo (2007), e o Índice de Oportunidade Humana (IOH) de Barros *et al.* (2009), juntamente com a decomposição do valor de Shapley.

Os principais resultados encontrados sinalizam uma melhoria geral do IOH pernambucano, com uma evolução positiva do IOH no período de 1990 a 2010. Essa evolução deve-se tanto ao aumento na disponibilidade dos serviços básicos quanto à diminuição expressiva da desigualdade no acesso a esses serviços.

Ao analisar o acesso a cada uma das cinco oportunidades, percebeu-se que o acesso à água canalizada e à eletricidade é praticamente universal em todas as regiões de Pernambuco, enquanto o acesso à escola em idade adequada e ao saneamento básico apresentaram uma baixa cobertura e uma alta desigualdade de acesso. As regiões do

Sertão Pernambucano e Mata Pernambucana possuem os piores níveis de oportunidade humana em todos os cinco serviços básicos. Em contraponto, foi observado uma espécie de “cinturão de desenvolvimento”, que inicia em Olinda e Recife, e se estende até Caruaru, Arcoverde, Serra Talhada, Salgueiro e Petrolina. Tais municípios possuem um elevado índice de desenvolvimento humano, o que pode ter influenciado os altos índices de municípios próximos, como é o caso de Jaboatão dos Guararapes, Camaragibe, Pesqueira, Custódia, Lagoa Grande, dentre outros.

Ao observar a decomposição do valor de Shapley aplicada ao IOH, constatou-se que enquanto o acesso à estrutura física básica do domicílio tem uma contribuição forte da área de residência, o acesso a serviços públicos e privados de educação dependem mais de fatores ligados à estrutura familiar, tais como a escolaridade dos pais e a presença da mãe.

No tocante a avaliação de impacto quantílico do PBF, constatou-se a existência de efeitos negativos pontualmente bem definidos nas horas trabalhadas de domicílios beneficiados pelo programa. Além disso, as evidências apresentadas indicam menor renda do trabalho para todos que recebem PBF em comparação a domicílios elegíveis e não contemplados pelo programa.

Uma explicação para esses impactos é a possível subdeclaração de dados por parte dos beneficiários do programa. No entanto, é de se esperar que essa subdeclaração esteja presente em toda distribuição – fato que não foi verificado na oferta de trabalho. Dessa forma, o argumento de subdeclaração parece não ser capaz de explicar, por si só, os resultados obtidos para as horas trabalhadas, pois os não efeitos encontrados são extremamente pontuais e bem definidos. Acredita-se, ainda, em uma possível fuga de contratos formais, o que justificaria o não impacto do PBF na jornada de trabalho entre aqueles que ofertam 20h e 40h semanais de labore. Além disso, pode ser que beneficiários do PBF sejam lotados em trabalhos menos remunerados, e com isso verifica-se impacto negativo na renda do trabalho. Por fim, não se pode negar que uma parcela desse impacto pode ser atrelada a desincentivos ao trabalho, denominado pela literatura como “efeito-preguiça”.

Por fim, ressalta-se que apontar problemas em políticas públicas não as invalidam nem diminuem sua importância econômica e social. Um dos objetivos da detecção de possíveis

falhas é a busca de soluções plausíveis para refinar cada vez mais os programas governamentais. No caso de Pernambuco, recomenda-se o fortalecimento de programas já existentes que atrelam o mercado de trabalho e beneficiários do PBF – como é o caso do Programa Chapéu de Palha. Além disso, em observância aos achados com o IOH e o valor de shapley, constatou-se que há contribuições de fatores distintos para diversas desigualdades de acesso. Dessa forma, as políticas públicas existentes devem ser integradas e fortalecidas para poder reverter esse quadro, não focando apenas na renda e sim no leque de oportunidades a serem ofertadas de forma justa a toda população pernambucana. Uma vez que desigualdade de renda é o resultado da interação entre as circunstâncias e o esforço, então as políticas públicas não deveriam ter como meta a igualdade de renda, pois mais importante é combater as desigualdades de oportunidades.

3 IGUALDADE DE OPORTUNIDADE NAS REGIÕES BRASILEIRAS: UM ESTUDO DE SUA EVOLUÇÃO E COMPOSIÇÃO NO PERÍODO DE 2002 A 2012

A elevada desigualdade de renda é uma particularidade encontrada em vários países do mundo, atingindo em sua forma mais severa – a extrema pobreza – a África subsaariana e os países latino-americanos (MAGRO e REIS, 2011). Essa característica também é evidenciada no Brasil, conforme afirmam autores como Mendonça e Oliveira (2001), Hoffmann (2009), Azzoni *et al.* (2000), dentre outros. O quadro é mais agravado quando observado o Nordeste brasileiro, a região com maior proporção de pobreza relativa do país.

Com o objetivo de reduzir essa alta desigualdade, desde o pós-Plano Real o governo brasileiro vem implementando políticas públicas de cunho redistributivo, tais como vale alimentação, vale gás, bolsa escola, dentre outros. Em 2004, tais políticas se fundiram em um único programa: o Bolsa Família. O objetivo desse programa é promover uma maior seguridade social e uma distribuição de renda mais igualitária. No entanto, questiona-se: será que uma igualdade perfeita de renda como meta é algo socialmente justo?

Segundo Roemer (1998), **desigualdades de renda justas são aquelas oriundas de fatores de responsabilidade individual**, tais como as variáveis de esforço (exemplo: escolha ocupacional e horas trabalhadas). A ideia é premiar o mérito, isto é, se existem dois indivíduos X e Y com atributos iguais e X se esforça mais que Y, então X receberá mais que Y e essa diferença de renda é considerada como justa. De forma análoga, **desigualdade do tipo injusta é aquela originada por fatores de não responsabilidade**, tais como as variáveis não controláveis (exemplo: gênero, raça e *background* familiar). Dessa maneira, a desigualdade de renda é vista como o resultado da interação entre as circunstâncias e o esforço; logo, políticas públicas justas não deveriam ter como meta a igualdade de renda, pois **o que importa não é a desigualdade de resultado, e sim de oportunidades** (MARRERO; RODRIGUEZ, 2013).

Nessa perspectiva, torna-se essencial a divisão de variáveis de esforço e circunstanciais para construir uma medida de desigualdade de oportunidade. Há vários métodos para fazer tal divisão, pois segundo Dill e Gonçalves (2012) **não existe um**

consenso em classificar empiricamente essas duas variáveis devido às divergências filosóficas (conceituais) e, também, em relação a problemas de ordem prática (banco de dados incompleto/defasado).

Evidências empíricas desenvolvidas por Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), Checchi e Peragine (2010), Figueiredo e Ziegelmann (2010) trabalham a perspectiva da desigualdade de oportunidade classificando as variáveis circunstanciais e de esforço, enquanto que Barros *et al.* (2009), Molina *et al.* (2013), Dill e Gonçalves (2013) concentraram seus estudos na classificação das variáveis circunstanciais, pois consideraram que **o esforço não é diretamente observável.**

Nesse sentido, o Índice de Oportunidade Humana (IOH), desenvolvido por Barros *et al.* (2009), desconsidera a variável esforço na medida em que se realiza um corte etário, voltando a análise para crianças e jovens de 0 a 16 anos. **Esse índice mede o quão equitativo está o acesso a bens e serviços básicos, tais como saneamento, energia, dentre outros.** Barros *et al.* (2009), utilizando dados de 2005, aplicou o IOH em 19 países da América Latina e Caribe e observou que o Brasil está no décimo lugar entre aqueles com acesso mais equitativo a oportunidades, possuindo um IOH geral de 76, ficando abaixo do Chile (IOH=91), Argentina (IOH=88), México (IOH=82), dentre outros. Por outro lado, todos os estados da Região Nordeste possuem um IOH inferior ao do Brasil, e muitos inclusive estão com um IOH abaixo da Nicarágua: o país com os piores índices de acesso a oportunidades, com um IOH=46. Quando analisadas apenas as crianças que têm o acesso à escola com idade adequada, foi constatado que o Brasil possui o pior IOH dentre todos os 19 países, além de ser o mais desigual quando comparadas crianças pobres residentes no rural e no urbano.

Utilizando os microdados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) de 2009, Dill e Gonçalves (2013) aplicam o IOH nos estados brasileiros, concluindo que existem grandes diferenças na distribuição equitativa do acesso às oportunidades – especialmente quando considerado o acesso a saneamento básico, uma vez que esse serviço é o que mais necessita de atenção das políticas sociais. As regiões Sul e Sudeste concentraram os estados com os maiores IOHs, enquanto o Norte e o Nordeste apresentaram as desigualdades de oportunidades mais elevadas.

Com o intuito de investigar quais fatores mais contribuem para o nível do IOH, Hoyos e Narayan (2011) aplicaram a decomposição do valor de Shapley no IOH em 47 países contidos no banco de dados do *Demographic and Health Survey* (DHS). Os autores concluíram que, apesar do gênero da criança ser um fator importante, foram a riqueza do chefe familiar e a localização da residência (rural/urbano) os fatores que mais contribuíram para os níveis de oportunidade humana.

O artigo de Dill e Gonçalves (2012) é o **único estudo em nível nacional que analisa a composição da igualdade de oportunidade**. Para isso, os autores aplicaram uma **variação** da decomposição de Shapley no IOH, dividindo a análise em fatores entre e intragrupos. **Tal divisão não permite fazer a identificação de Hoyos e Narayan (2011)**, pois o interesse é investigar, dada a variável de interesse, em que grupo a desigualdade de oportunidade está mais acentuada. Utilizando os microdados da PNAD para os anos de 1999 e 2009, considerando o Brasil como um todo (**sem analisar em nível regional**), os autores encontraram uma melhora significativa no IOH para o período de 1999 e 2009, e a desigualdade de oportunidades está mais presente dentro dos grupos do que entre eles. Isto é, se a variável de interesse é o gênero da criança, esse resultado aponta que as diferenças dentro dos subgrupos meninos/meninas são maiores que as disparidades de oportunidades entre meninos e meninas, ou seja, o grupo gênero não tem uma forte contribuição para o nível do IOH. A área de residência foi a única variável em que as diferenças dentro dos subgrupos foi superior a intragrupos.

Diante do exposto, questiona-se: qual foi a evolução da desigualdade de oportunidades nas regiões brasileiras? Qual a contribuição de cada uma das variáveis circunstanciais no nível de desigualdade de oportunidade total? Ao considerar tais aspectos, **este estudo tem como objetivo principal analisar a estrutura e a evolução da (des)igualdade de oportunidade nas cinco regiões brasileiras**. A evolução é captada pelo Índice de Oportunidade Humana (IOH) nos anos de 2002 e 2012, que calcula o quão equitativo está o acesso aos serviços básicos. Já a estrutura é mensurada pela decomposição do valor de Shapley com a identificação de Hoyos e Narayan (2011), que evidencia a contribuição de cada variável circunstancial no IOH geral. Dessa forma, **este artigo destaca-se ao estudar a temática da decomposição da igualdade de oportunidade em nível das unidades de federações brasileiras**.

No intuito de atender ao objetivo proposto, este artigo está dividido, além desta introdução, em mais cinco seções. A segunda trata dos aspectos metodológicos, enfatizando a formalização e explicação dos métodos adotados para o cálculo do nível e da decomposição da desigualdade de oportunidade. A terceira seção contempla questões relativas ao banco de dados utilizados e as variáveis analisadas, enquanto que na quarta seção são apresentados os resultados do IOH e da decomposição de Shapley, seguidos da discussão dos resultados e das considerações finais.

3.1 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Nesta seção são tratados os aspectos metodológicos referentes à mensuração da desigualdade de oportunidades pelo Índice de Oportunidade Humana (IOH), assim como a decomposição do IOH pelo valor de Shapley.

3.1.1 Índice de Oportunidade Humana

Autores como Sen (2000) e Rawls (1979) defendem que devem existir oportunidades iguais entre indivíduos de uma mesma sociedade. Nesse caso, os resultados alcançados são frutos apenas do esforço individual, isto é, independem de atributos circunstanciais, tais como *background* familiar (*proxy* para educação e riqueza dos pais), região de residência, gênero ou raça. Dessa forma, se existe desigualdade de resultados em um contexto de igualdade de oportunidade, temos o que Roemer (1998) designou de desigualdade do tipo justa, pois é determinada por fatores de responsabilidade do indivíduo. Assim, como identificar até que ponto tais resultados devem-se a fatores de responsabilidade (esforço) ou de não responsabilidade (circunstanciais)?

Vários pesquisadores propuseram métodos para mensurar esses dois tipos de fatores¹⁰. Dentre eles, destaca-se o Índice de Oportunidade Humana (IOH), desenvolvido por Barros *et al.* (2009), cujo objetivo é medir quão equitativas são as oportunidades de uma determinada localidade.

¹⁰ Para uma discussão e aplicação das variáveis de esforço e/ou circunstanciais, ver Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), Checchi e Peragine (2010), Figueiredo e Ziegelmann (2010), Barros *et al* (2009), Molina *et al* (2013), Dill e Gonçalves (2013).

Para Barros *et al.* (2009), as oportunidades são medidas pelo acesso a serviços básicos, tais como saneamento básico, luz elétrica, escolas, dentre outros. Para excluir o fator esforço e analisar apenas fatores circunstanciais, realiza-se um corte etário, para que a análise incida apenas no acesso a serviços básicos por indivíduos entre 0 a 16 anos de idade. A ideia desse corte é que pessoas em tal faixa etária ainda estão se capacitando, e possíveis desigualdades de oportunidades devem-se às suas características pessoais, e não ao seu esforço.

O IOH é composto por dois elementos: a cobertura (que contribui positivamente para o aumento do IOH) e a dissimilaridade (contribui negativamente). A cobertura é um índice que admite valores entre 0 e 1, medindo a proporção do acesso ao serviço j pela pessoa i . Já a dissimilaridade quantifica a desigualdade de oportunidade devido a características pessoais. A taxa de cobertura C é dada por:

$$C = \sum_{i=1}^n w_i \hat{p}_i \quad [12]$$

em que w_i é o peso amostral do indivíduo i e \hat{p} é a probabilidade de uma pessoa i de 0 a 16 anos ter acesso a um determinado bem ou serviço j . Recorre-se à regressão logística para o cálculo de \hat{p}_i , de forma que essa probabilidade será dada com base nas estimativas dos coeficientes $\hat{\beta}_k$ dessa regressão, juntamente a um vetor de circunstâncias x_{ki} , podendo ser expressa por:

$$\hat{p}_i = \frac{1}{1 + \exp(\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^m \hat{\beta}_k x_{ki})} \quad [13]$$

O índice de dissimilaridade \hat{D} é dado por:

$$\hat{D} = \frac{1}{2C} \sum_{i=1}^n w_i |\hat{p}_i - C| \quad [14]$$

e, uma vez calculados \widehat{D} e C , tem-se que o Índice de Oportunidade Humana é expresso pela equação [15]:

$$IOH_j = \left(\prod_{i=1}^n p_i^{w_i} \right)^{\frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i}} \quad [15]$$

em que o subscrito j refere-se ao Índice de Oportunidade Humana do bem ou serviço j . De forma simplificada, pode-se representar o IOH como:

$$IOH = C - P, \quad [16]$$

em que P é a penalidade atribuída à dissimilaridade \widehat{D} , dada por $P = C\widehat{D}$. Assim, o IOH mensura quanto a probabilidade de acesso a um conjunto de bens e serviços pode ser penalizada por fatores circunstanciais. O valor desse índice varia entre 0 e 1, de forma que um IOH=1 significa igualdade de oportunidade plena e completa cobertura do serviço. De forma análoga, um IOH=0 significa baixa cobertura do serviço e alta desigualdade de oportunidade.

3.1.2 Valor de Shapley

O valor de Shapley é uma solução conceitual a uma indagação proposta no âmbito da teoria dos jogos cooperativos. A questão respondida por Shapley (1953) é: considere um conjunto S de s jogadores que devem dividir algum excedente entre si. Como fazê-lo? A resposta é dada pelo valor de Shapley, explicitado a seguir¹¹.

Suponha que os s jogadores podem formar S coligações para extrair uma parte do excedente e redistribuí-lo entre os seus σ membros. Seja V a função que determina a quantia do excedente que se pode extrair, sem recorrer a um acordo com os jogadores que estão fora da coligação. O valor de um jogador adicional I em uma coalizão S é:

$$MV(S, i) = V(S \cup \{i\}) - V(S), \quad [17]$$

¹¹ Esta seção está baseada em Duclos e Araar (2006) e Shorrocks (2013).

em que o termo $MV(S, i)$ é o valor marginal acrescentado pelo jogador i depois de sua adesão à coalizão S . Dado que número de permutações possíveis dos jogadores é igual a $s!$ e que o tamanho da coligação S é limitada a $\sigma \in \{0, 1, 2, \dots, s - 1\}$, tem-se que o número de vezes que os primeiros σ jogadores estão localizados numa mesma coligação S é determinada pelo número de permutações possíveis dos σ jogadores na coligação S , isto é, por $\sigma!$. Para cada permutação na coalizão S , tem-se $(s - \sigma - 1)!$ permutações para os jogadores que complementam a coalizão S (excluindo o jogador i). Assim, o valor de Shapley fornece o valor marginal esperado que o jogador i gera depois de sua adesão a uma coalizão S de qualquer possível tamanho σ , e é dado por:

$$C_i = \sum_{\substack{S \subset \setminus i \\ \sigma \in \{0, s-1\}}} \frac{\sigma! (s - \sigma - 1)!}{s!} MV(S, i) \quad [18]$$

Este processo de decomposição possui duas propriedades úteis. A primeira é a simetria, garantindo que a contribuição de cada fator é independente da ordem em que ele aparece na lista inicial ou sequência de fatores. A segunda propriedade é exatidão e aditividade, a partir do qual o excedente total é dado por $\sum_{i=1}^s C_i$, isto é, a partir da contribuição marginal de cada jogador i pode-se retornar ao valor do excedente total. Essas duas propriedades garantem uma decomposição perfeita, possibilitando decompor o IOH entre as variáveis circunstanciais. A próxima seção apresenta a aplicação da decomposição do valor de Shapley na desigualdade de oportunidade.

3.1.3 Decomposição do IOH pelo Valor de Shapley¹²

A decomposição de Shapley aplicada ao IOH identifica o quanto a medida de desigualdade de oportunidades mudaria quando adicionamos uma circunstância diferente do conjunto preexistente de circunstâncias. Tal mudança é interpretada como sendo a contribuição de uma circunstância para a desigualdade de oportunidades.

Essa decomposição é possível porque, como as variáveis circunstanciais são correlacionadas umas com as outras, uma mudança no IOH obtida pela "adição" de uma nova circunstância depende do conjunto inicial ou subconjunto de circunstâncias que é

¹² Esta seção está baseada em Hoyos e Narayan (2011) e Shorrocks (2013).

adicionado. Assim, para identificar o impacto único da adição de uma circunstância no IOH, seria necessário considerar todas as mudanças que ocorrem quando a circunstância de interesse é adicionada a todos os subconjuntos possíveis de circunstâncias preexistentes e observar a média de todas essas possíveis mudanças. Um exemplo ajuda a entender o mecanismo: suponha dois conjuntos de circunstâncias, denotados por A e B, e admita que A e B não se sobrepõem, então tem-se que $IOH(A, B) \leq IOH(A)$ ou, em termos de índice de dissimilaridade, $\widehat{D}(A, B) \geq \widehat{D}(A)$; assim, o impacto da adição da circunstância A é dada por:

$$\widehat{D}_A = \sum_{S \subseteq \mathbb{S} \setminus \{A\}} \frac{\sigma! (s - \sigma - 1)!}{s!} [\widehat{D}(S \cup \{A\}) - \widehat{D}(S)] \quad [19]$$

em que \mathbb{S} é o conjunto de todas as circunstâncias, o que inclui a circunstância s nesse total; S é um subconjunto de \mathbb{S} (contendo σ circunstâncias), mas não contém a circunstância A. $\widehat{D}(S)$ é o índice de dissimilaridade estimado com o conjunto de circunstâncias S . $\widehat{D}(S \cup \{A\})$ é o índice de dissimilaridade calculado com o conjunto de circunstâncias S e a circunstância A. Dessa forma, pode-se definir a contribuição de A para \widehat{D} como:

$$M_A = \frac{\widehat{D}_A}{\widehat{D}(\mathbb{S})}; \quad \sum_{i \in \mathbb{S}} M_g = 1 \quad [20]$$

em que o subscrito g refere-se às G variáveis circunstanciais. Na prática, e considerando o caso de três variáveis circunstanciais (A,B,C), o impacto da adição da circunstância A é dado por:

$$D_A = \frac{2}{6} [D(A, B, C) - D(B, C)] + \frac{1}{6} [D(A, B) - D(B)] + \frac{1}{6} [D(A, C) - D(C)] + \frac{2}{6} [D(A) - 0] \quad [21]$$

De [9] e [10], tem-se que a soma das contribuições de todas as circunstâncias para o índice de dissimilaridade corresponde a 100%, que é uma propriedade satisfeita pela decomposição Shapley.

3.2 BASE DE DADOS

A base de dados foi composta pelos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), nos anos de 2002 e 2012. A escolha desse período deve-se ao ano de 2012 representar os dados mais recentes até então publicados pelo IBGE, enquanto que 2002 capta um lapso temporal de 10 anos, tempo esse em que se acredita ser possível encontrar alterações significativas no acesso a um conjunto de bens e serviços básicos. Em consonância com a metodologia do IOH, adotou-se como unidade de observação pessoas de 0 a 16 anos de idade. Os valores monetários foram deflacionados pelo Índice Nacional de Preço ao Consumidor (INPC), do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), sendo 2012 o ano-base. Todas as variáveis utilizadas neste estudo seguem a classificação de Barros *et al.* (2009), e são descritas a seguir.

O conjunto de bens e serviços básicos adotados foi o acesso à água canalizada, ao saneamento adequado, à luz elétrica e à educação básica. Para medir o acesso à educação básica, verificou-se se o indivíduo frequenta escola/creche e se está na idade escolar adequada.

Considera-se como saneamento adequado a definição do IBGE de cobertura de esgotamento sanitário, isto é, possuir: (i) rede coletora de esgoto ou pluvial; (ii) fossa séptica ligada à rede coletora de esgoto ou pluvial ou (iii) fossa séptica não ligada à rede coletora de esgoto ou pluvial. Para a variável idade escolar adequada, adotou-se a divisão do Conselho Nacional de Educação, diferenciando o ano de 2012 devido à lei nº 11.274, de 06 fevereiro de 2006, que estabelece a inclusão do nono ano no Ensino Fundamental. Vale salientar que, para essa variável, o corte etário é de 6 a 16 anos. A Tabela 5 sumariza a idade escolar adequada de acordo com os estágios educacionais.

Tabela 5 – Idade escolar adequada

Ensino Fundamental em 2002	Ensino Fundamental em 2012	Idade adequada
1ª série	1º ano	6 ~ 7
	2º ano	7 ~ 8

2ª série	3º ano	8 ~ 9
3ª série	4º ano	9 ~ 10
4ª série	5º ano	10 ~ 11
5ª série	6º ano	11 ~ 12
6ª série	7º ano	12 ~ 13
7ª série	8º ano	13 ~ 14
8ª série	9º ano	14 ~ 15

Fonte: Elaboração própria.

Todas as variáveis de oportunidade são binárias, assumindo valor 1 se o indivíduo tem acesso ao bem/serviço, e zero caso contrário. Já as variáveis circunstanciais são divididas em 3 grupos:

- 1) discriminação direta, sendo representada pelas variáveis gênero e raça;
- 2) fator locacional, dada pela variável área de residência;
- 3) *background* familiar, captada pela educação quadrática da pessoa de referência (chefe familiar) e pelo logaritmo da renda mensal *per capita* familiar;
- 4) estrutura familiar, composta pelas variáveis número de pessoas no domicílio e presença da mãe.

O Quadro 4 especifica as variáveis utilizadas.

Quadro 4 – Lista de Variáveis

Tipo	Variável	Especificação
Variável de oportunidade (Op)	Água canalizada	
	Saneamento	Op = 1 se tem acesso
	Eletricidade	Op = 0 se não tem acesso
	Escola	
Variável de circunstância (Cc)	Idade escolar adequada	Op = 1 está na idade certa; Op = 0 não está na idade certa
	Gênero	Cc = 1 se é menino; Cc = 0 se é menina
	Raça	Cc = 1 se é branco; Cc = 0 se não é branco
	Presença da mãe	Cc = 1 se a mãe é presente; Cc = 0 se a mãe é ausente

Área	Cc=1 se reside no urbano; Cc=0 se reside no rural
Anos de estudo do chefe	Cc= contínua, quadrática
Número de pessoas	Cc= contínua
Renda <i>per capita</i>	Cc= contínua, logarítmica

Fonte: Elaboração própria.

Após o devido tratamento das variáveis dos microdados da PNAD, obteve-se, em 2012, um banco de dados de 97.195 observações, que corresponde a um total de 51.876.062 jovens e crianças brasileiras entre 0 a 16 anos, das quais 11% residem na região Norte, 31% no Nordeste, 38% no Sudeste, 13% no Sul e 8% do Centro-Oeste. Esses valores para os anos de 2002 foram de 124.683 observações, que representam 54.762.333 indivíduos na faixa etária mencionada. Vale salientar, segundo o IBGE, que em 2002 a população brasileira era de 171.045.587 habitantes, contra 195.928.459 em 2012. Dessa forma, pode-se afirmar que houve uma mudança na pirâmide etária brasileira nos últimos dez anos, pois em 2002 as crianças e jovens representam 32% da população, e em 2012 esse percentual caiu para 26%. Essas e outras estatísticas descritivas são reportadas na Tabela 6.

Tabela 6 – Estatística descritiva das variáveis circunstanciais

		Pop. (%)	Obs.	Frequência	Anos de Estudo	DP	N ⁰ Pessoas	DP	Renda (R\$)*	DP
Menino	2002	51	63.345	27.841.012	6	4,27	5	1,70	219,9	2,89
	2012	51	49.827	26.524.602	7	4,36	4	1,50	349,5	2,52
Menina	2002	49	61.338	26.921.321	6	4,27	5	1,71	219,7	2,89
	2012	49	47.368	25.351.460	7	4,35	4	1,50	346,3	2,53
Branco	2002	50	55.692	26.559.765	7	4,34	5	1,86	303,7	2,92
	2012	49	44.795	25.325.634	7	1,80	4	1,33	447,8	2,53
Não Branco	2002	50	63.966	26.139.917	5	3,93	5	1,86	158,3	2,58
	2012	51	52.400	26.550.428	7	4,25	5	1,63	274,1	2,37
Mãe presente	2002	91	107.789	47.723.651	6	4,28	5	1,66	219,6	2,93
	2012	89	86.279	46.318.993	8	4,29	4	1,47	348,6	2,56
Mãe ausente	2002	9	11.869	4.976.031	4	4,14	5	1,99	221,9	2,48
	2012	11	10.916	5.557.069	6	4,44	4	1,73	342,0	2,27
Urbano	2002	81	99.812	42.898.966	7	4,25	5	1,57	257,5	2,81
	2012	82	80.652	42.617.796	8	4,20	4	1,42	398,4	2,44
Rural	2002	19	19.846	9.800.716	3	2,97	5	2,01	109,5	2,44
	2012	18	16.543	9.258.266	4	3,82	5	1,76	189,1	2,32

Nota: “Pop” é percentual do subgrupo com relação à população total de crianças e jovens de 0 a 16 anos, “Obs” é o número de observação da amostra, “DP” é o desvio padrão e “*” significa renda a valores de 2012.

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD de 2002 e 2012.

É possível perceber, a partir da Tabela 6, que o subgrupo gênero não apresenta alta discrepância com relação aos anos de estudos do chefe familiar e da renda domiciliar. Por outro lado, subgrupos como raça da criança, presença da mãe e, principalmente, área de residência mostraram disparidades elevadas, em que crianças cujo domicílio situa-se na área urbana chega a receber duas vezes mais em comparação àqueles que residem em áreas rurais. Essa diferença corresponde a mais de 40% do salário mínimo de 2002. Esse hiato de rendimento pode ser refletido no acesso a serviços básicos, cabendo ao cálculo do IOH comprovar ou não os resultados apontados pela estatística descritiva.

3.3 RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados obtidos pelo Índice de Oportunidade Humana e pela decomposição do valor de Shapley aplicado ao IOH.

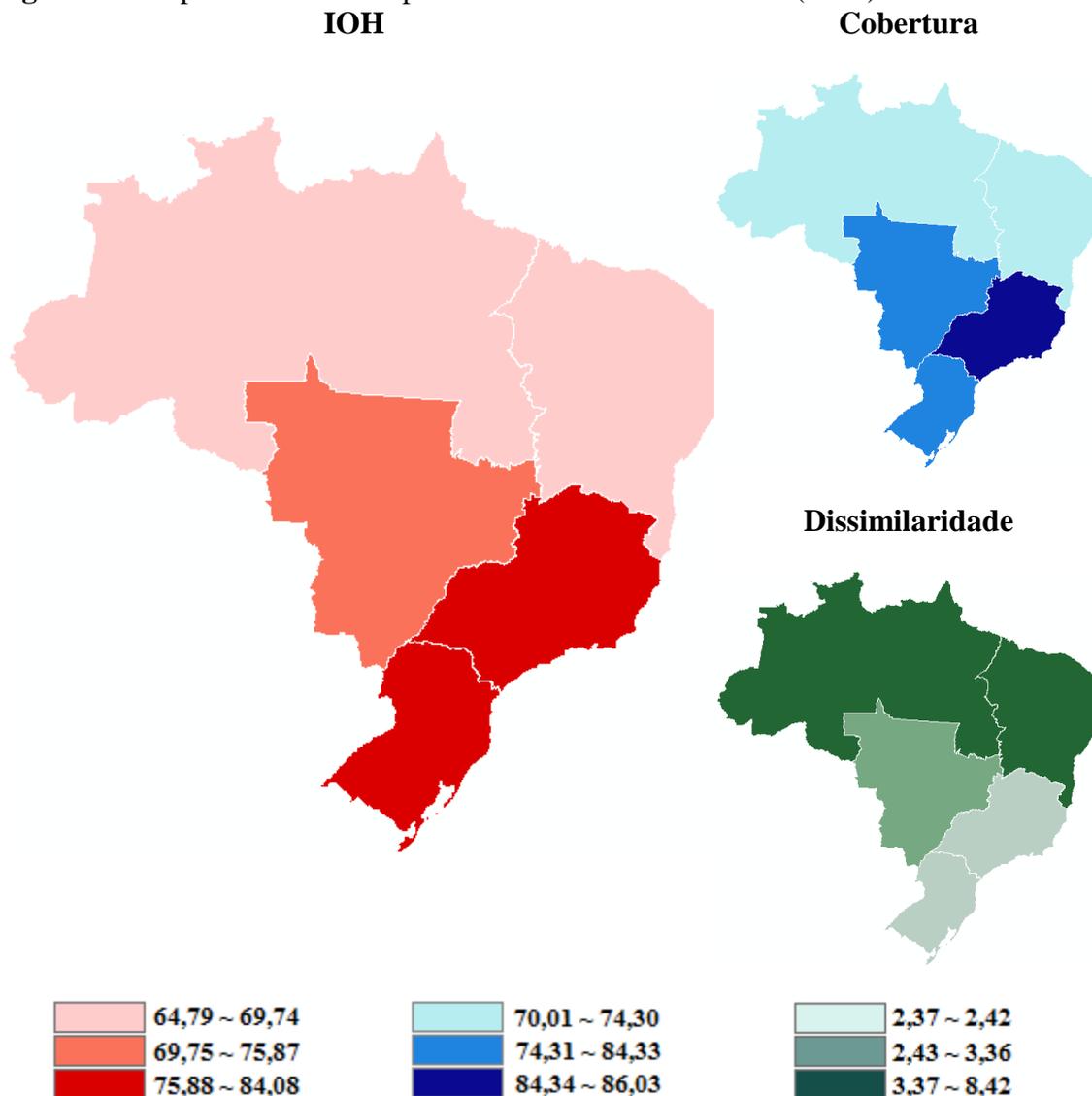
3.3.1 Índice de Oportunidade Humana

Para obter o Índice de Oportunidade Humana geral foi atribuído peso de 1/5 em cada um dos 5 IOHs referentes às 5 variáveis de oportunidades descritas na seção 3. Os IOHs calculados de cada um dos serviços básicos estão descritos na Tabela 4, enquanto que o IOH geral é apresentado pela Tabela 7. A Figura 3 ilustra os valores do IOH, da taxa de cobertura e do índice de dissimilaridade para o ano de 2012.

Tabela 7 – Índice de Oportunidade Humana Geral

	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste		Brasil	
	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012
Cobertura	68,1	70,0	61,4	74,3	83,1	86,0	80,4	84,3	72,0	78,0	73,9	79,8
Dissimilaridade	8,5	8,4	14,9	7,0	3,9	2,4	4,6	2,4	7,1	3,4	8,8	5,0
IOH	63,0	64,8	53,5	69,7	80,0	84,1	77,1	82,5	67,9	75,9	67,8	76,1

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD (2002 e 2012).

Figura 3 – Mapa do Índice de Oportunidade Humana no Brasil (2012)

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD (2012).

Percebe-se, com base na Tabela 7, que o **Índice de Oportunidade Humana** geral **aumentou em 8,3% em um período de 10 anos**. Essa evolução positiva do IOH deve-se tanto à taxa de cobertura quanto ao índice de dissimilaridade, uma vez que **houve, ao mesmo tempo, um aumento na disponibilidade dos serviços básicos para a sociedade e uma diminuição da desigualdade no acesso a esses serviços como um todo**. Vale salientar que esses resultados estão compatíveis com os achados de Dill e Gonçalves (2013).

Ainda com relação à Tabela 7 e à Figura 3, nota-se que **em 2002 o Nordeste apresentou o pior IOH e o maior índice de dissimilaridade, seguido pelo Norte,**

Centro-Oeste, Sul e Sudeste. Esta ordenação dos resultados se mantém em 2012, no entanto, houve uma redução no hiato entre as regiões devido a uma significativa queda na desigualdade de acesso às oportunidades reportadas. A diminuição no índice de dissimilaridade conferiu ao Nordeste um aumento no IOH acima da média nacional, enquanto regiões como o Norte, Sudeste e Sul apresentaram uma certa constância tanto no nível do IOH geral quanto na taxa de cobertura e no índice de dissimilaridade.

Em outras palavras, parte da evolução positiva do IOH no período de 2002 a 2012 deve-se tanto ao aumento na disponibilidade dos serviços básicos em todas as regiões brasileiras, quanto à diminuição expressiva da desigualdade no acesso a esses serviços, em que se destaca a região Nordeste por apresentar uma evolução acima da média nacional. Nesse sentido, a desigualdade no acesso a serviços básicos parece seguir a recente tendência de queda na desigualdade de renda apontada por Mendonça e Oliveira (2001), Hoffmann (2009), Azzoni *et al.* (2000), dentre outros pesquisadores.

A Tabela 8 permite analisar o IOH de cada um dos cinco serviços básicos descritos na seção 3. Observa-se que o acesso à água canalizada e à luz elétrica é praticamente universal em todas as regiões brasileiras, embora o acesso à água no Norte/Nordeste seja inferior às demais regiões. O acesso ao saneamento básico e à escola com idade adequada apresentam os mais baixos Índices de Oportunidade Humana, pois ambos possuem baixa disponibilidade e alta desigualdade de acesso. No entanto, a cobertura do saneamento apresentou melhoras entre os anos de 2002 e 2012, ao passo que estar matriculado em uma escola possuindo idade adequada diminuiu nesse mesmo período. **Vale salientar que o número de crianças e jovens que frequentam escolas ou creches aumentou em 6% nesse espaço temporal de 10 anos, o que está de acordo com a proposta de programas sociais nos moldes do Bolsa Família, qual seja aumentar a matrícula e a frequência escolar. Por outro lado, tal aumento não necessariamente se reflete em melhor qualidade de ensino, pois o IOH aponta para uma piora no acesso à escola com a idade adequada.**

Tabela 8 – Índice de Oportunidade Humana

		Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste	
		2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012
Água	Cobertura	71,2* (0,374)	80,9* (0,290)	62,6* (0,207)	82,8* (0,213)	96,0* (0,099)	98,0* (0,089)	96,7* (0,141)	98,8* (0,105)	91,2* (0,237)	98,0* (0,140)
	Dissimila- ridade	10,0* (0,944)	10,1* (0,974)	21,6* (0,770)	9,80* (0,782)	2,27* (0,341)	0,86* (0,268)	1,93* (0,531)	0,54*** (0,383)	4,23* (0,663)	0,78** (0,345)
	IOH	64,1* (0,458)	72,7* (0,398)	49,0* (0,245)	74,7* (0,308)	93,8* (0,150)	97,2* (0,128)	94,8* (0,225)	98,3* (0,158)	87,3* (0,334)	97,2* (0,196)
Saneamento	Cobertura	50,2* (0,389)	48,2* (0,361)	35,5* (0,209)	55,9* (0,279)	81,1* (0,187)	89,2* (0,174)	67,8* (0,356)	81,2* (0,364)	40,5* (0,400)	55,8* (0,486)
	Dissimila- ridade	17,4* (1,439)	19,1* (1,295)	31,1* (0,816)	17,4* (1,033)	8,65* (0,536)	5,12* (0,569)	12,6* (1,009)	5,60* (0,939)	18,3* (1,597)	9,64* (1,357)
	IOH	41,5* (0,429)	39,0* (0,377)	24,5* (0,181)	46,2* (0,306)	74,1* (0,240)	84,6* (0,236)	59,3* (0,418)	76,6* *(0,450)	33,1* (0,406)	50,4* (0,531)
Eletricidade	Cobertura	96,0* (0,140)	95,7* (0,163)	88,3* (0,162)	98,8* (0,070)	98,9* (0,051)	99,7* (0,038)	98,1* (0,112)	99,8* (0,045)	96,4* (0,152)	99,8* (0,047)
	Dissimila- ridade	2,42* (0,634)	2,91* (0,629)	7,58* (0,590)	0,57* (0,208)	0,78** (0,358)	0,13*** (0,088)	1,29* (0,500)	0,07 (0,120)	2,57* (0,960)	0,09 (0,141)
	IOH	93,7* (0,203)	92,9* (0,270)	81,6* (0,255)	98,3* (0,107)	98,1* (0,089)	99,6* (0,054)	96,8* (0,186)	99,7* (0,064)	93,9* (0,254)	99,7* (0,071)
Freq. Escola	Cobertura	69,8* (0,390)	73,4* (0,352)	72,5* (0,235)	79,0* (0,254)	74,3* (0,250)	81,0* (0,265)	72,5* (0,363)	80,3* (0,374)	69,9* (0,405)	76,8* (0,426)
	Dissimila- ridade	4,98* (0,931)	3,57* (0,808)	4,82* (0,556)	2,35* (0,531)	4,40* (0,556)	2,53* (0,529)	4,29* (0,822)	2,22* (0,730)	5,31* (0,963)	2,76* (0,883)
	IOH	66,4* (0,443)	70,8* (0,403)	69,0* (0,272)	77,2* (0,289)	71,0* (0,285)	78,9* ^{(0,} 304)	69,4* (0,419)	78,6* (0,428)	66,2* (0,464)	74,7* (0,485)
Idade escolar	Cobertura	53,3* (0,517)	51,9* (0,479)	48,0* (0,315)	55,0* (0,372)	65,1* (0,334)	62,3* (0,393)	67,0* (0,468)	61,6* (0,550)	61,9* (0,525)	59,4* (0,604)
	Dissimila- ridade	7,82* (1,591)	6,52* (1,528)	9,24* (1,104)	4,66* (1,089)	3,21* (0,834)	3,49* (1,046)	2,91* (1,123)	3,43* (1,443)	5,00* (1,382)	3,57** (1,652)
	IOH	49,2* (0,567)	48,6* (0,532)	43,6* (0,346)	52,4* (0,409)	63,0* (0,363)	60,2* (0,430)	65,0* (0,514)	59,4* (0,603)	58,8* (0,581)	57,3* (0,658)

Nota: “*” significativo a 1%, “**” significativo a 5%, “***” significativo a 10%, “ ” não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD (2002 e 2012).

Por fim, nota-se que as regiões Norte e Nordeste apresentam, mais uma vez, os piores níveis de oportunidade humana em todos os cinco serviços básicos. Mesmo diminuindo a desigualdade no acesso a tais serviços, a baixa cobertura deles em comparação ao Centro-Sul do Brasil ainda é expressiva. Assim, torna-se essencial entender quais fatores mais contribuem para os níveis do IOH, o que pode ser observado pela decomposição do valor de Shapley.

3.3.2 Decomposição do Valor de Shapley

A Tabela 9 evidencia a decomposição do IOH geral pelo valor de Shapley, enquanto a Tabela 10 mostra os resultados dessa decomposição no IOH de cada uma das cinco oportunidades. Com base nessas duas tabelas, **percebe-se que a escolaridade do chefe familiar e a renda *per capita* contribuem com mais da metade do valor do IOH geral, e a importância dessas duas circunstâncias vem aumentando de 2002 para 2012. No entanto, residir em área urbana ou rural tem um peso maior para as regiões Norte, Nordeste e Sul**, representando, respectivamente, 36%, 34% e 32% do valor geral do IOH em 2012. Uma possível explicação a essa diferença deve-se ao fato de a população rural nessas três regiões ser proporcionalmente maior em comparação às regiões Sudeste e Centro-Oeste. As variáveis gênero, raça e presença da mãe representam, juntas, menos de 20% do IOH, tendo as diferenças raciais mais expressivas na região Sudeste, enquanto que ter ou não a presença da mãe e a criança ser menino ou menina comportam-se de forma semelhante em todo o Brasil.

Tabela 9 – Decomposição de Shapley do IOH geral (Brasil e Regiões)

Variáveis	NO		NE		SE		SU		CO		BR	
	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012
Gênero	2,53	1,15	1,64	1,55	3,02	0,62	0,86	4,34	1,73	2,48	1,95	2,03
Raça	4,26	2,76	1,80	2,44	9,51	10,1	3,48	3,50	3,63	5,03	4,54	4,77
Presença da mãe	2,74	3,50	1,48	5,55	3,00	5,25	5,47	5,90	2,93	8,08	3,12	5,65
Área	10,2	23,4	21,5	23,6	19,4	15,2	17,2	26,3	19,5	10,1	17,6	19,7
Escolaridade chefe	17,9	10,6	8,6	12,8	16,4	20,8	17,2	16,8	15,6	20,0	15,1	16,2
N ^o pessoas	7,59	9,31	7,30	10,9	7,62	7,85	4,86	4,30	6,76	10,7	6,83	8,60
Renda <i>per capita</i> *	17,7	14,1	11,2	13,0	21,1	24,2	28,1	21,4	17,7	19,5	19,2	18,4
TOTAL (IOH)	63,0	64,8	53,5	69,7	80,0	84,1	77,1	82,5	67,9	75,9	68,3	75,4

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD (2002 e 2012).

Analisando o IOH separadamente pelas Tabelas 10 e 11, é possível notar que acesso à água canalizada, ao saneamento básico e à luz elétrica apresentam comportamentos semelhantes, pois **residir na zona rural ou urbana contribui com cerca de 41% no valor do IOH, sendo essa circunstância mais importante para o Nordeste, representando quase 60% do valor do acesso à água canalizada. A seca rural nordestina pode ser uma possível explicação para essa expressiva importância da área de residência no IOH referente à água canalizada.** Essa maior importância da área de residência no IOH também foi reportada por Hoyos e Narayan (2011), além de

estar compatível com as evidências encontradas pelas estatísticas descritivas do presente artigo.

A renda *per capita* contribuiu com 44% no valor do índice de oportunidade de acesso à escola, enquanto que a presença da mãe tem uma importância maior na variável idade escolar adequada, representando em média 23% do total desse IOH em 2012, com importância maior para as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste. A área de residência representa cerca de 5% nesses dois tipos de IOH, e isso evidencia que enquanto o acesso à estrutura física básica do domicílio tem uma contribuição forte da área de residência, o acesso a serviços públicos de educação depende mais de fatores ligados à estrutura familiar, tal como escolaridade dos pais e presença da mãe. **Assim, é justificável que as regiões Norte e Nordeste apresentem os piores IOHs, pois ambas apresentaram uma estrutura familiar e física mais precária em comparação ao Centro-Sul do Brasil.**

Tabela 10 – Decomposição do valor de Shapley para o IOH de água canalizada, eletricidade, frequência escolar, saneamento e idade escolar adequada

ÁGUA CANALIZADA										
Subgrupos	NO		NE		SE		SU		CO	
	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012
Gênero	0,39	0,09	0,09	0,04	0,49	0,24	0,09	3,26	0,38	1,40
Raça	3,47	2,20	1,72	2,96	15,3	10,6	1,94	1,97	5,85	5,21
Presença da mãe	0,06	0,39	0,12	0,19	0,70	0,56	2,44	0,33	1,13	1,37
Área	4,80	35,7	26,4	42,6	20,9	28,6	28,2	49,7	25,4	23,6
Escolaridade chefe	28,2	14,1	8,79	11,9	23,5	21,1	19,6	18,4	22,5	24,3
Nº de pessoas	4,22	5,76	3,34	4,80	6,50	8,91	6,20	7,92	6,07	22,2
Renda <i>per capita</i>	23,0	14,5	8,58	12,2	26,5	27,1	36,4	16,7	25,9	19,1
TOTAL (IOH)	64,1	72,7	49,0	74,7	93,8	97,2	94,8	98,3	87,3	97,2
ELETRICIDADE										
Subgrupos	NO		NE		SE		SU		CO	
	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012
Gênero	0,60	0,54	0,08	1,92	0,40	1,11	0,47	12,0	0,74	1,41
Raça	6,28	2,65	1,57	1,76	11,0	24,1	1,91	5,54	3,20	6,84
Presença da mãe	0,91	0,36	0,56	1,33	1,00	0,19	1,89	4,97	0,43	11,4
Área	41,4	53,4	49,9	46,9	40,9	6,81	29,6	43,1	52,6	7,80
Escolaridade chefe	23,1	13,3	14,5	13,9	20,1	28,0	25,4	8,07	14,9	27,7
Nº de pessoas	4,40	7,33	5,41	12,1	7,30	9,01	4,42	7,49	5,42	16,9
Renda <i>per capita</i>	17,1	15,3	9,52	20,3	17,4	30,3	33,2	18,6	16,7	27,6
TOTAL (IOH)	93,7	92,9	81,6	98,3	98,1	99,6	96,8	99,7	93,9	99,7
FREQUENTAR ESCOLA										
Subgrupos	NO		NE		SE		SU		CO	
	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012
Gênero	3,74	0,56	1,77	0,93	2,37	0,55	0,54	5,44	1,92	0,57
Raça	5,08	6,45	2,28	3,01	2,62	6,53	2,00	3,03	1,06	8,80
Presença da mãe	4,65	10,6	3,17	16,4	3,32	10,2	1,05	6,15	0,98	10,6
Área	1,81	5,46	9,34	1,60	4,98	5,12	6,96	3,95	7,13	2,59

Escolaridade chefe	5,13	1,66	4,89	4,16	9,04	3,82	11,1	9,22	9,33	6,17
Nº de pessoas	20,7	23,6	20,6	29,7	12,6	13,9	3,61	1,32	17,3	11,3
Renda <i>per capita</i>	25,2	22,5	27,0	21,4	36,0	38,8	44,2	49,4	28,4	34,7
TOTAL (IOH)	66,4	70,8	69,0	77,2	71,0	78,9	69,4	78,6	66,2	74,7

SANEAMENTO

Subgrupos	NO		NE		SE		SU		CO	
	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012
Gênero	0,15	0,02	0,00	0,07	0,29	0,39	0,34	0,28	0,24	0,67
Raça	2,65	1,54	0,79	1,81	9,02	7,73	2,33	5,03	1,79	1,60
Presença da mãe	0,04	0,15	0,04	0,04	0,16	0,26	0,12	1,23	0,24	0,18
Área	2,32	15,2	11,3	25,4	24,8	33,9	20,7	34,3	6,95	13,3
Escolaridade chefe	18,7	8,39	4,77	8,49	15,8	19,0	12,4	17,9	12,7	19,4
Nº de pessoas	3,71	3,87	2,03	2,74	5,30	4,66	3,69	2,61	0,78	0,95
Renda <i>per capita</i>	13,9	9,80	5,55	7,64	18,8	18,6	19,8	15,3	10,4	14,3
TOTAL (IOH)	41,5	39,0	24,5	46,2	74,1	84,6	59,3	76,6	33,1	50,4

IDADE ESCOLAR ADEQUADA

Subgrupos	NO		NE		SE		SU		CO	
	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012
Gênero	7,74	4,54	6,23	4,77	11,5	0,81	2,85	0,72	5,38	8,34
Raça	3,84	0,95	2,64	2,69	9,70	1,54	9,22	1,91	6,28	2,70
Presença da mãe	8,05	6,01	3,52	9,82	9,79	15,0	21,9	16,8	11,9	16,8
Área	0,94	7,19	10,6	1,43	5,46	1,61	0,57	0,30	5,59	3,22
Escolaridade chefe	14,5	15,6	10,0	25,4	13,4	32,2	17,3	30,5	18,4	22,2
Nº de pessoas	4,92	6,05	5,14	4,99	6,37	2,76	6,35	2,17	4,18	2,06
Renda <i>per capita</i>	9,15	8,19	5,51	3,30	6,79	6,25	6,81	7,07	7,08	1,97
TOTAL (IOH)	49,2	48,6	43,6	52,4	63,0	60,2	65,0	59,4	58,8	57,3

Fonte: Elaboração dos autores com base nos microdados da PNAD (2002 e 2012).

Tabela 11 – Resumo da decomposição em termos percentuais do valor de Shapley para o IOH de água canalizada, eletricidade, frequência escolar, saneamento e idade escolar adequada

Subgrupo	Serviços Básicos				
	Água	Eletricidade	Escola	Saneamento	Escola em idade adequada
Gênero	1%	3%	2%	0%	7%
Raça	5%	8%	7%	6%	4%
Presença da mãe	1%	4%	14%	1%	23%
Área	41%	32%	5%	41%	5%
Escolaridade chefe	20%	19%	7%	25%	45%
Nº de pessoas	11%	11%	21%	5%	6%
Renda <i>per capita</i>	20%	23%	44%	22%	10%

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD (2002 e 2012).

3.4 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS E IMPLICAÇÕES PARA POLÍTICAS PÚBLICAS

Com base nos resultados encontrados, percebe-se que há contribuições de fatores diferenciados (características pessoais, locais do domicílio e da estrutura familiar) para desigualdades de acesso distintas (saneamento, escola, água canalizada e

eletricidade). Assim, deve-se priorizar políticas públicas voltadas para o acesso a bens e serviços de grupos de indivíduos socioeconomicamente mais vulneráveis. Um exemplo desse tipo de política pública é o programa Luz Para Todos.

Criado em 2003 pelo Decreto nº 4.873, de 11 de novembro de 2003, e posteriormente reformulado pela Lei nº 12.212/10, o Programa Luz Para Todos visa ofertar energia elétrica gratuita ou com custos reduzidos (tarifa social), priorizando moradores de áreas rurais. Segundo dados do Ministério de Minas e Energia (MME), em 2010 o programa aumentou consideravelmente o acesso a esse serviço, atendendo mais de 3,2 milhões de residências. De fato, os resultados do IOH calculado para a região Nordeste antes e depois da implementação do Programa (2002 e 2012, vide Tabela 4) revelaram um aumento de mais de 10% na cobertura da energia elétrica e uma diminuição de mais de 7% na desigualdade de acesso a esse serviço. Como não foi realizado um estudo de avaliação de impacto, não se pode afirmar que tal resultado é atribuído exclusivamente a esta política pública, mas também não se pode negar que ela pode ter influenciado na melhoria do IOH.

Nesse contexto, ressalta-se que o desenho político do programa Luz Para Todos, ao mesmo tempo em que objetiva generalizar a oferta de um tipo de serviço básico, também realiza uma focalização e uma integração com outros programas. A focalização reside na priorização de um grupo específico (moradores de área rural), enquanto a integração vem da consequência de que o acesso à luz elétrica traz para a população rural. Desse modo, com o advento da eletricidade, os moradores rurais podem, por exemplo, melhorar a produção agrícola e, com isso, participar de programas como o Irrigando a Agricultura Familiar ou até mesmo ter um maior êxito no Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF). **Essa tríade, composta pela cobertura, focalização e integração, é essencial para fazer políticas públicas capazes de proporcionar a igualdade de oportunidade. Dessa forma, torna-se de fundamental importância a distinção entre qual grupo priorizar e qual serviço generalizar para diminuir a desigualdade de oportunidades.**

Os resultados neste estudo revelam que o acesso a saneamento básico e a escola com idade adequada apresentam os mais baixos Índices de Oportunidade Humana, pois ambos possuem baixa disponibilidade e alta desigualdade de acesso. Além disso, a

escolaridade do chefe familiar, a renda *per capita* e a área de residência contribuem com mais de 70% no valor do IOH. Mais especificamente, residir no rural está mais relacionado com baixos acessos ao saneamento básico, ao passo que a escolaridade do chefe contribui com a frequência escolar em idade adequada e os baixos rendimentos estão relacionados a esses dois serviços. Destaca-se, ainda, a elevada desigualdade de oportunidade da região Norte, seguida pela região Nordeste.

A composição familiar, isto é, a quantidade de membros da família e a presença da mãe contribuem com quase 20% do IOH total. Esses dois fatores possuem uma importância maior na educação, em que o número de componentes familiares contribui com 21% do IOH de frequência escolar, enquanto que a presença da mãe contribui com 23% do nível do IOH relacionado à idade escolar adequada. Por outro lado, não foram encontradas diferenças significativas de acesso a bens e serviços básicos entre meninos e meninas, assim como para brancos e não brancos. Juntos, esses fatores contribuem com menos de 10% do total do IOH.

Dessa forma, políticas públicas devem objetivar o aumento do acesso de todos os bens e serviços supracitados, em especial o saneamento básico e escolas de qualidade, priorizando famílias pobres, com baixa escolaridade e residentes no meio rural do Norte e do Nordeste.

Na priorização de famílias de baixa renda, destaca-se a criação de programas como o Bolsa Família (PBF), que objetiva aliviar a pobreza no curto e no longo prazos. A medida mitigadora de curto prazo é a transferência de renda para famílias elegíveis, enquanto a de longo prazo refere-se às condicionalidades impostas, quais sejam a exigência de frequência escolar e ações ligadas à saúde da família. Além do PBF, existem outras políticas destinadas ao aumento da renda e à diminuição das desigualdades monetárias, como é o caso do conjunto de ações desenvolvidas pelo programa Territórios da Cidadania, que são voltadas à produção e geração de renda de grupos específicos, e inclui a universalização do acesso à água canalizada.

Com relação à promoção de um maior acesso à escola, destaca-se a integração do PBF com outros programas, tais como o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI), o Apoio à Alimentação e Transporte Escolar, dentre outros. Já para melhoria na

qualidade do ensino, evidencia-se os incentivos à qualificação e capacitação de professores, funcionários e demais profissionais da área da educação.

No tocante às melhorias da escolaridade do chefe familiar, destaca-se a Alfabetização e a Educação de Jovens e Adultos, bem como o Programa Universidade para Todos (PROUNI). Vale ressaltar que todas as políticas educacionais possuem grupos de priorização, que englobam população de baixa renda, população rural, comunidades indígenas, remanescentes quilombolas, territórios da cidadania, dentre outros.

Apesar da criação de inúmeras políticas públicas relacionadas à área da educação, energia elétrica, água canalizada e desigualdade de renda, pouco se avançou na ampliação do acesso ao saneamento básico. Foi com a Lei nº 11.445, de 5 de janeiro de 2007, que se instituiu um marco regulatório em busca da universalização do saneamento, vinculando os investimentos desse setor ao Programa de Aceleração do Crescimento (PAC). Mesmo com a aprovação dessa lei, ainda existem entraves no setor, em que se destacam algumas ambiguidades legislativas (SOUZA; FREITAS; MORAES, 2007) e a falta de clareza das atribuições de cada esfera governamental, ocasionando conflitos entre estados e municípios (LEONETI; PRADO; OLIVEIRA, 2011). Apenas recentemente foi criado, pelo Decreto nº 7.217/10, o Plano Nacional de Saneamento Básico (PLANSAB), que prevê para 2033 uma cobertura de 100% de domicílios urbanos e rurais saneados nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, e de 94% e 97% para as regiões Norte e Nordeste, respectivamente (BRASIL, 2013).

Assim, percebe-se que as políticas públicas preexistentes operam no sentido de promover uma maior equidade de oportunidades, e atuam de forma focalizada e integrada. Dessa forma, os principais entraves são a eficiência e efetividade na execução de tais políticas, o que evidencia a importância de monitorar e avaliar seus impactos. **Não obstante, resta acrescentar a questão das disparidades regionais, pois apesar dos avanços alcançados nos últimos 10 anos, as regiões Norte e Nordeste continuam atrasadas em relação ao Centro-Sul do Brasil, o que justificaria políticas focalizadas para essas duas regiões.**

3.5 CONSIDERAÇÕES PARCIAIS

Este estudo objetivou analisar a composição e a evolução da igualdade de oportunidade nas cinco regiões brasileiras nos anos de 2002 e 2012. A igualdade de oportunidade adotada nesse estudo segue a definição de Barros *et al.* (2009), em que as oportunidades são vistas como acesso a bens e serviços básicos, podendo ser penalizado pela desigualdade entre as características pessoais. A evolução da igualdade/desigualdade de oportunidades foi mensurada pelo IOH, enquanto que a estrutura foi mensurada pela decomposição do valor de Shapley.

As oportunidades estudadas consistem em variáveis de acesso à escola (criança/jovem matriculado na escola/creche e criança/jovem matriculado em idade adequada) e de estrutura domiciliar (acesso à água canalizada, a saneamento básico e à luz elétrica). O IOH foi desagregado por sete subgrupos, que correspondem às sete variáveis circunstanciais adotadas (gênero e raça da criança/jovem, presença da mãe, área de residência, escolaridade do chefe familiar, número de pessoas no domicílio e renda *per capita*).

Os resultados encontrados apontam para uma melhoria geral do IOH brasileiro, com uma evolução positiva do IOH no período de 2002 a 2012. Essa evolução deve-se tanto ao aumento na disponibilidade dos serviços básicos em todas as regiões brasileiras, quanto à diminuição expressiva da desigualdade no acesso a esses serviços, em que **se destaca a região Nordeste por apresentar uma evolução acima da média nacional.** Ao analisar o acesso a cada uma das cinco oportunidades, percebeu-se que o acesso à água canalizada e à eletricidade é praticamente universal em todas as regiões brasileiras, enquanto o acesso à escola em idade adequada e ao saneamento básico apresentaram uma baixa cobertura e uma alta desigualdade de acesso. **As regiões Norte e Nordeste possuem os piores níveis de oportunidade humana em todos os cinco serviços básicos.** Mesmo com a diminuição da desigualdade no acesso a tais serviços, a baixa cobertura deles em comparação ao Centro-Sul do Brasil ainda é expressiva.

Com relação à decomposição do valor de Shapley aplicada ao IOH, constatou-se que enquanto o acesso à estrutura física básica do domicílio tem uma contribuição forte da área de residência, o acesso a serviços públicos e privados de educação dependem mais

de fatores ligados à estrutura familiar, tais como a escolaridade dos pais e a presença da mãe. Assim, é justificável que as regiões Norte e Nordeste apresentem os piores IOHs, pois ambas apresentaram uma estrutura familiar e física mais precárias em comparação ao Centro-Sul do Brasil.

Por fim, constatou-se que há contribuições de fatores distintos para diversas desigualdades de acesso. Dessa forma, as políticas públicas existentes são insuficientes para reverter esse quadro, pois focam apenas na renda. Uma vez que desigualdade de renda é o resultado da interação entre as circunstâncias e o esforço, então as políticas públicas não deveriam ter como meta a igualdade de renda, pois mais importante é combater as desigualdades de oportunidades.

4 IMPACTO DAS FISCALIZAÇÕES MUNICIPAIS PELA CGU NA OFERTA DE MERENDA ESCOLAR

O Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE) é um dos mais antigos programas brasileiros, também considerado como um dos maiores do mundo no âmbito da suplementação da alimentação escolar, tendo sido reconhecido pela Organização das Nações Unidas (ONU) e pela *Food and Agriculture Organization* (FAO) como um modelo internacional de sucesso (LIBERMANN; BETOLINI, 2015; FERIGOLLO *et al*, 2017). Com um orçamento de cerca de R\$ 4,15 bilhões no ano de 2017, e assistindo aproximadamente 41 milhões de estudantes da Educação Básica, esse Programa desponta como importante política pública social e assistencial no Brasil (FUNDO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO DA EDUCAÇÃO, 2017).

Uma das principais características do PNAE, também conhecido como Merenda Escolar, é assegurar que os alunos da rede pública de ensino, bem como das escolas filantrópicas participantes, tenham acesso contínuo, universal, gratuito e de qualidade a uma alimentação saudável durante o período letivo (SANTOS *et al*, 2007; SOARES; VICENTE, 2011). Com isso, espera-se diminuir a evasão escolar, melhorar o desempenho e rendimento, bem como promover o bem-estar e segurança alimentar e nutricional dos(as) alunos(as) beneficiados(as) pelo programa (PEIXINHO, 2013).

No decorrer de sua história, iniciada em meados da década de 1950, o PNAE sofreu várias alterações (GABRIEL *et al*, 2014). Dentre elas, a partir de 1994, deu-se início ao processo de descentralização da administração de seus recursos; essas e outras normativas em relação à execução do Programa foram atualizadas por meio da Lei nº 11.947/2009.

Apesar das críticas, dilemas e complexidades teóricas e empíricas em nível nacional e internacional, as políticas de descentralização da execução de recursos públicos buscam reduzir a incidência de corrupção (FAN *et al*, 2009), promovendo boas práticas de governança pública (FISMAN; GATTI, 2002). De acordo com Vieira (2012, p. 1421), a descentralização ocorre de maneira particular em cada país, mas o grau de descentralização indica necessitar de alguns fatores, tais como força econômica-tecnológica (e.g. canais de comunicação, natureza industrial e PIB) e elementos culturais. No Brasil, a descentralização fiscal ganhou força principalmente em meados do ano de

2002 (GUEDES; GASPARINI, 2007), e desde então tem contribuído para o crescimento do controle e fiscalização dos gastos públicos dos governos central e locais (REZENDE, 2008). Em linhas gerais, as transferências de recursos do Governo central (e.g. federal) para os locais (e.g. entes governamentais) são aspectos importantes na definição das relações fiscais em um sistema federativo (MENDES, 2005), a exemplo do que ocorre no Brasil com o PNAE.

Ao analisar a gestão dos recursos do PNAE, foram identificados quatro pontos principais para a sua execução com base nas deliberações da Lei nº 11.947/2009: i) os recursos financeiros destinados ao Programa são provenientes do orçamento da União e são repassados, parceladamente, aos entes governamentais (estados, Distrito Federal, municípios) e também às escolas por meio do Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE), sem a necessidade de acordo ou convênio; ii) o montante dos recursos é calculado a partir dos dados referentes ao número de alunos regularmente matriculados nas escolas da rede pública de ensino, sendo esses dados disponibilizados pelo Censo Escolar do Ministério da Educação; iii) os entes governamentais devem proceder com a prestação de contas dos recursos recebidos; iv) os documentos comprobatórios da prestação de contas devem ser conservados por cinco anos e também devem ser apresentados obrigatoriamente quando exigidos pelo Tribunal de Contas da União (TCU), pelo FNDE, pelo Conselho de Alimentação Escolar (CAE) e pelo Sistema de Controle Interno do Poder Executivo Federal. Este último ponto é particularmente relevante, pois menciona a entidade que fiscaliza rotineiramente a prestação de contas do PNAE, qual seja, o CAE. Isso porque o nível de descentralização da execução de recursos públicos do PNAE necessita de uma rede hierárquica de fiscalização, que é feita anualmente pelo CAE, e amostralmente pelo FNDE.

Em adição aos pontos ressaltados anteriormente, destaca-se também o papel desempenhado pela Controladoria Geral da União (CGU). Em linhas gerais, esse órgão tem como responsabilidade proteger o patrimônio público e assegurar a transparência da gestão dos recursos públicos federais por meio de auditorias públicas, de modo a prevenir e combater a corrupção no âmbito do poder Executivo (NASCIMENTO, 2010; CONTROLADORIA GERAL DA UNIÃO, 2017).

Dentre as medidas adotadas de combate à corrupção, em 2003 a CGU desenvolveu um projeto de fiscalização das contas municipais procedentes de transferências federais, por meio de sorteios públicos. Assim, ao realizar sorteios para identificar aleatoriamente os municípios com até 500 mil habitantes que poderão ser auditados, a CGU promove maior *accountability* da gestão de recursos públicos federais na medida em que disponibiliza os relatórios provenientes das análises em seu sítio eletrônico. Desse modo, uma vez que a origem dos recursos do PNAE é federal, os municípios enquadrados em sua estratégia de sorteio poderão ter suas contas auditadas, cabendo a eles apresentar obrigatoriamente o relatório e os documentos da prestação de contas quando exigidos. Em 2015, cerca de 34% dos municípios brasileiros foram auditados pela CGU.

Apesar da relevância do PNAE no combate à fome no Brasil e dos esforços da administração pública em assegurar a eficiência e a eficácia na execução de seus recursos, pesquisas empíricas sobre essa temática são incipientes. Ao realizar uma pesquisa bibliográfica com cerca de 10 artigos publicados em periódicos da área de saúde, Libermann e Bertolini (2015) encontraram que as pesquisas sobre o PNAE foram majoritariamente desenvolvidas com base em metodologias qualitativas ou por meio de análises descritivas de dados do PNAE, enquanto que se concentravam principalmente nas estratégias de segurança alimentar, na receptividade dos alunos em relação aos alimentos fornecidos e no desenvolvimento dos produtores rurais.

Além desses artigos foram encontradas outras pesquisas empíricas que investigaram o PNAE por meio de uma abordagem econômica. Nascimento (2010) investigou o desempenho do CAE e da CGU em fiscalizar e observar a execução do PNAE em 10 municípios localizados no Estado do Sergipe. Os resultados encontrados nessa pesquisa indicaram que a CGU desempenhou uma atuação mais rigorosa em relação ao CAE no que tange à detecção de falhas e inconsistências na execução do PNAE.

De forma similar aos achados de Nascimento (2010), Souza *et al* (2007) analisaram os dados do PNAE e realizaram entrevistas com beneficiários do programa em cidades das regiões rurais e urbanas da Bahia. Dentre os resultados encontrados, esses autores apontaram quatro problemas principais em relação ao CAE: i) a sua composição era feita principalmente por indicação do Executivo municipal; ii) os membros não

exerciam adequadamente suas funções; iii) detinham baixa visibilidade; e iv) o preparo deles eram insuficientes para desempenhar suas funções.

Com base nessas evidências empíricas, sugere-se que quando as fiscalizações são procedidas pela CGU, os relatórios de análise tendem a ser mais rigorosos no tocante à observância adequada da execução do PNAE. Assim, a combinação desse maior rigor com a livre disponibilidade dos relatórios de auditorias da CGU pode tornar os gestores públicos da esfera municipal mais expostos à vigilância social. Isso, por sua vez, pode promover a adoção de boas práticas administrativas e até mesmo inibir possíveis atos ilícitos na execução dos recursos destinados à merenda escolar.

Surge, então, o seguinte questionamento: municípios auditados pela CGU tendem a adotar melhores práticas administrativas na execução dos recursos da merenda escolar em comparação àqueles nunca auditados? E os municípios duplamente auditados, eles apresentam melhores resultados?

Nesse sentido, este **artigo tem como objetivo avaliar o impacto da fiscalização da CGU na oferta local de merenda escolar** conforme as diretrizes estabelecidas pelo PNAE. Até o presente momento, não foram encontradas pesquisas empíricas similares sobre o assunto com essa abordagem. Desse modo, a pesquisa pretende inovar e contribuir com a literatura em duas frentes. A primeira refere-se às vantagens das análises obtidas por meio de uma amostragem puramente aleatória, composta dos municípios auditados pela CGU. Para Avis, Ferraz e Finan (2010, p. 1), dado que a seleção para realizar a auditoria em um determinado município é feita aleatoriamente pela CGU, então, ao definir um grupo de tratamento e outro de controle formado por municípios auditados ou não, a simples comparação dos efeitos causais de auditorias passadas e futuros níveis de corrupção pode ser estimada, de modo que ambos os grupos possuem a mesma probabilidade *ex-ante* de serem auditados. A segunda está relacionada com a análise dos dados do PNAE por meio de modelos econométricos. Especificamente, foi utilizada uma avaliação de impacto por dados em painel nessa pesquisa.

Há evidências empíricas contextualizadas para a realidade brasileira que utilizaram abordagem similar à pesquisa em tela. Brollo *et al* (2013) encontraram uma relação positiva entre aumento das transferências federais e maiores índices de corrupção.

Esses autores também encontraram que maiores transferências federais pioram a qualidade dos candidatos políticos. Ao investigar especificamente as transferências relativas ao Programa Bolsa Família (PBF) e ao Programa Saúde da Família (PSF), os achados de Zamboni e Litschig (2013) sugerem que maiores riscos de passar por uma auditoria diminuem a incidência de corrupção e do mau uso dos recursos públicos, porém esses autores não encontraram evidências que suportem a hipótese de que essas medidas de combate à corrupção aumentem a qualidade dos serviços de saúde e o *compliance* do PBF. Avis, Ferraz e Finan (2016) encontraram que as auditorias da CGU diminuem os níveis de corrupção nos municípios auditados, bem como os municípios vizinhos. Analisando especificamente transferências federais para o setor de saúde, Lichand *et al* (2016) encontraram que programas anticorrupção diminuem a corrupção dessas transferências e reduzem outras formas de irregularidades administrativas dos recursos.

Além desta introdução, este artigo está dividido em mais 4 seções: a primeira trata sobre a PNAE e o sorteio público da CGU; a segunda descreve os aspectos metodológicos, enfatizando o banco de dados utilizado e a estratégia de mensuração adotada; na terceira seção são comentados os resultados encontrados, seguidos pelas considerações parciais.

4.1 PNAE E CGU

O PNAE tem como objetivo suprir, no mínimo, 15% das necessidades nutricionais diárias de seu principal público-alvo: alunos da rede pública de ensino (municipal, estadual e federal), da educação indígena, das áreas remanescentes quilombolas, de creches e de entidades filantrópicas cadastradas na Secretaria de Estado e Educação¹³. A primeira proposta de oferecer merenda escolar data da década de 1940, mas foi com a Constituição Federal de 1988 que ficou assegurado o direito à alimentação escolar. No entanto, o Programa nos moldes atuais foi implementado com a Lei nº 8.913, de 12 de julho de 1994. Com esse Programa, espera-se que o aluno com acesso à merenda diária melhore seu rendimento escolar, abstenha-se menos e apresente um melhor desenvolvimento psíquico e físico. Para tanto, o Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE) transfere mensalmente recursos financeiros

¹³ As informações sobre o funcionamento do programa foram retiradas do portal eletrônico do FNDE. Para mais informações, vide o site <http://www.fnde.gov.br>.

do Governo Federal aos estados e municípios, para a aquisição de gêneros alimentícios definidos nos cardápios desenvolvidos por nutricionistas capacitados juntamente com os demais membros do Conselho de Alimentação Escolar (CAE). O montante dos recursos financeiros a ser repassado depende do número de alunos matriculados, e para isso é necessário cadastro prévio no Censo Escolar.

As Entidades Executoras (municípios ou estados) têm autonomia para administrar o montante repassado, o que inclui a aquisição de alimentos. Em contrapartida, dentre outras atividades, **as EE devem anualmente prestar conta junto à Secretaria de Educação** do estado ou município, pela plataforma online SIGECON (Sistema de Gestão de Conselhos). **O acompanhamento e fiscalização são feitos de forma descentralizada, dividindo a responsabilidade entre o FNDE e o CAE.** Juntos, esses dois órgãos monitoram a forma como foram empregados os recursos repassados.

Segundo a Resolução CD/FNDE nº 38, de 16 de julho de 2009, **as Entidades Executoras (EE) são obrigadas a repassar ao CAE todas as informações e documentos referentes à execução do PNAE**, tais como cardápios, extratos bancários e editais de licitações. Para compor os membros do CAE, a Lei nº 11.947/2009 delibera que ele seja composto por 1 representante do poder Executivo, 2 representantes dos professores, 2 representantes de pais de alunos, e 2 representantes de outro segmento da sociedade civil – todos indicados por entidades e conselhos específicos. O conselheiro de alimentação escolar é considerado um cargo público não remunerado. As nomeações são feitas por decretos ou portarias, e a entidade executora é obrigada a acatar todas as indicações.

O FNDE emite o parecer final com base na avaliação realizada pelo CAE e de auditorias próprias destinadas a investigar a aplicação dos recursos em algumas unidades executoras, escolhidas por sistema de amostragem. Os resultados desse monitoramento são lançados no sistema online de Situação da Prestação de Contas (SISPCO-WEB), disponível ao público no site <https://www.fnde.gov.br/sispcoweb>. Existindo irregularidades, cabe ao FNDE aplicar as penalidades, que vão desde reembolso até a suspensão total do repasse do recurso a entidade executora.

Por se tratar de uma atribuição não remunerada e por ser composta por membros não especializados em auditoria, a fiscalização do CAE, e por consequência a do FNDE, é passível de falhas, podendo não captar fragilidades na execução do PNAE de algumas entidades executoras. Para ilustrar essa situação, segundo o relatório de 2003 da Controladoria Geral da União (CGU) foram encontradas, no município de Presidente Tancredo Neves (BA), irregularidades em uma licitação relacionada ao PNAE num montante de R\$ 243.531,00. Por outro lado, consta no SISPCO-WEB que o FNDE considerou a situação da prestação de contas do PNAE desse município, neste mesmo ano, como “Aprovada”, isto é, não foram encontradas irregularidades nas informações e documentações apresentadas, o que inclui as licitações. Vale salientar que, de acordo com esse mesmo relatório publicado pela CGU, foram encontradas falhas na fiscalização/assistência por parte do Conselho.

Situações semelhantes estão presentes em Alagoinha – PE, Cumbe – SE, Rio dos Cedros – SC, Dobrada – SP, Goianópolis – GO, dentre tantos outros municípios, fato este que evidencia a importância em investigar o papel da fiscalização na adoção de boas práticas de gestão pública.

4.2 ESTRATÉGIA DE MENSURAÇÃO

Esta seção descreve como foram construídos a medida de oferta de merenda escolar, o horizonte temporal de análise e a estratégia empírica adotada, enfatizando os modelos econométricos a serem estimados.

4.2.1 Banco de Dados

Medir a oferta de merenda escolar é uma tarefa não trivial, pois não existem dados disponíveis sobre, por exemplo, quantos quilos de alimentos sólidos cada Entidade Executora (EE) adquiriu por mês ou por ano. Assim, este ensaio recorrerá a variáveis *proxies* – todas necessitam de informações a respeito da situação da prestação de contas do PNAE.

O objetivo do PNAE é contribuir para a formação de hábitos saudáveis, para o desenvolvimento biopsicossocial e para a melhoria do rendimento escolar dos alunos

matriculados no Ensino Pré-escolar e Fundamental, por meio da oferta de refeições que garantam as suas necessidades nutricionais durante o tempo em que permanecem na escola (BRASIL, 2014). Para atender aos seus objetivos, o FNDE repassa recursos monetários, em que o montante depende do número de alunos matriculados, e para isso as escolas devem apresentar cadastro prévio no Censo Escolar. No entanto, são as entidades executoras (municípios) as responsáveis pela administração do dinheiro e pela aquisição de gêneros alimentícios. Para controlar essa autonomia administrativa, as EE deverão fazer prestações de contas, compostas pelo Demonstrativo Sintético Anual da Execução Físico-Financeira, juntamente com todos os documentos comprobatórios. Cabe ao CAE fazer essa fiscalização, emitindo um parecer conclusivo da execução financeira. Esse parecer permite quatro possibilidades de conclusão da análise, tal como mostra o Quadro 5.

Quadro 5 – Possíveis conclusões do CAE quanto à execução financeira do PNAE

Aprovada	A execução ocorreu nos moldes estabelecidos pela Resolução vigente à época.
Aprovada com Ressalvas	A execução ocorreu nos moldes estabelecidos pela Resolução vigente à época, porém ocorreram falhas na execução que não causaram prejuízo ao erário. Neste caso, o CAE deverá descrever os fatos e seus responsáveis, com as devidas qualificações.
Aprovada Parcialmente	Parte dos recursos foi utilizado em desconformidade com o disposto nos normativos, caracterizando prejuízo ao erário. Neste caso, o CAE deverá indicar o valor do prejuízo para efeito de cobrança por parte desta Autarquia, descrevendo os fatos e seus responsáveis, com as devidas qualificações.
Não Aprovada	Os recursos não foram utilizados em conformidade com o disposto nos normativos, desta forma, a execução restou comprometida, uma vez que o objeto ou objetivo do programa não foi alcançado. Assim, deverá ser indicado como despesa impugnada o valor total transferido acrescido de saldo de exercício anterior, caso exista, descrevendo os fatos e seus responsáveis, com as devidas qualificações.

Fonte: Anexo VIII da Resolução CD/FNDE N° 38, de 16 de julho de 2009.

De posse desse parecer do CAE, o FNDE emite o parecer final. Nele, são possíveis dez respostas, tal como mostra o Quadro 6.

Quadro 6 – Possíveis conclusões do FNDE quanto à execução financeira do PNAE

Não Atendido	A EE não é atendida pelo FNDE/PNAE.
Recebida	A EE enviou a prestação de contas e está aguardando análise.
Não Recebida	A EE não enviou a prestação de contas.
Em Análise	O CAE e FNDE estão analisando a prestação de contas enviada.
Aprovada	A execução ocorreu nos moldes estabelecidos pela Resolução vigente à época.
Doc com pendência	Após primeira análise, o FNDE e/ou o CAE detectaram ausência de documentos importantes para comprovação da prestação de contas. O FNDE emite notificação para que a EE tome ciência do acontecido, e aguarda o documento pendente. A EE dispõe de 30 dias, contados a partir da data de notificação, para providenciar a regularização da prestação de contas ou a devolução dos recursos recebidos.
Em Diligência	Após primeira análise, o FNDE levantou alguns questionamentos com relação à prestação de contas dos recursos do PNAE administrados pela EE, necessitando coletar mais informações para descartar ou confirmar uma possível irregularidade. A EE dispõe de 30 dias, contados a partir da data de notificação, para providenciar a regularização da prestação de contas ou a devolução dos recursos recebidos.
Retorno de Diligência	A EE respondeu em tempo hábil a demanda de diligência do FNDE, e esta autarquia está deliberando a respeito deste retorno.
Inadimplente	Os recursos não foram utilizados em conformidade com o disposto nos normativos, a EE não apresentou justificativas aceitáveis da irregularidade cometida, o FNDE estipulou prazo para ressarcimento conforme previsto pela Resolução CD/FNDE n° 38, de 16 de julho de 2009, e este não foi respeitado.
TCE Instaurada	A EE causou dano ao erário em um montante maior ou igual a R\$ 75.000,00 e não ressarciu ou não atendeu as medidas

administrativas para sanar a(s) irregularidade(s) cometida(s). Isso acontece quando há omissão na prestação de contas, ou quando há inexecução total ou parcial do recurso repassado. Nesse caso, instaura-se a Tomada de Contas Especiais (TCE). Após instaurada e respeitando os prazos estabelecidos pela Portaria CGU n.º 807, de 25 de abril de 2013, a EE deve sanar a irregularidade cometida, sob pena do responsável ser inscrito no Cadastro Informativo de Crédito não Quitado do Setor Público Federal (CADIN), o que impossibilita o inscrito de realizar operações de créditos que envolvam recursos públicos, celebrar convênios, acordos, ajustes e demais operações descritas na Lei nº 10522, de 19 de julho de 2002.

Fonte: Elaboração própria com base na Resolução CD/FNDE nº 38, de 16 de julho de 2009, na Portaria CGU nº 807, de 25 de abril de 2013, na Lei nº 10.522, de 19 de julho de 2002, e no sistema SISCOP-WEB.

Dessa forma, a oferta da merenda escolar será mensurada de três formas distintas. A primeira é uma medida direta da situação da prestação de contas do PNAE, disponível do site do SISCOP-WEB (<https://www.fnde.gov.br/sispcoweb>), contemplando parecer do FNDE desde 1999 até o ano de 2010. A ideia é que se há irregularidades no recurso repassado, então há limitações na aquisição de gêneros alimentícios; logo, a oferta de merenda escolar está comprometida. Assim, esta primeira *proxy* será uma variável categórica ordinal que assumirá valores de 1 a 3, em que 1 representa as contas aprovadas, 2 são os documentos com pendências, processos em diligência ou diligência com resposta e 3 corresponde às contas inadimplentes ou com TCE instaurada.

A segunda *proxy* mede o logaritmo dos recursos do PNAE transferidos para os municípios. A ideia é que se o FNDE utiliza o corte parcial de recursos como forma de penalizar municípios que não prestaram conta a contento, então a própria transferência de recursos pode captar a fiscalização do CAE e do FNDE.

Por fim, a última *proxy* mensura o efeito cruzado entre o logaritmo dos recursos do PNAE transferidos para os municípios (*proxy* 2) com a situação da prestação de contas do PNAE (*proxy* 1), conforme demonstra a equação a seguir:

$$Oferta_{i,t} = R_{i,t} \times S_{i,t} \quad [1]$$

em que R é o total de recurso repassado e S corresponde ao parecer emitido pelo FNDE quanto à prestação de contas das EE sobre a execução financeira do PNAE do município i , no ano t .

Perceba que agora S funciona como um ponderador, não sendo mais uma medida direta da oferta escolar, tal como acontece na primeira *proxy*. Assim, se a prestação de contas da EE foi aprovada pelo FNDE, então todo recurso repassado foi corretamente empregado na aquisição de alimentos, isto é, a merenda escolar foi plenamente ofertada aos alunos e, por esse motivo, a variável S da equação [2] recebe peso 1. Por outro lado, se a prestação de contas tiver documento pendente, estiver em diligência, inadimplente ou com TCE instaurada, o peso da variável S será menor que 1, representando uma penalidade pela má aplicação dos recursos.

Municípios que exibirem parecer como “Não Atendido”, “Recebido” e “Em Análise” serão descartados do estudo, uma vez que apresentam caráter inconclusivo. Vale salientar que as informações contidas no SISCOP-WEB são dados textuais semiestruturados, necessitando recorrer ao ferramental de *text mining* para formar o banco de dados final.

Vale salientar que quando um município tem sua prestação de contas considerada como irregular e não apresentou justificativas e/ou soluções, o FNDE interrompe o repasse de recursos referente ao PNAE. Assim, a segunda *proxy*, que é uma medida direta dos recursos financeiros do PNAE, já capta possíveis irregularidade na oferta da merenda escolar. Com isso, a variável S passa também a atuar como um intensificador de efeitos, captando a “severidade” dessas prestações de contas irregulares.

Por fim, a variável de tratamento será as cidades que receberam fiscalização especial da CGU. Desde 2003, a CGU audita os municípios com menos de 500 mil habitantes para o uso de verbas federais. **A escolha dos municípios auditados é totalmente aleatória, utilizando o mesmo sistema de sorteio das loterias da Caixa Econômica Federal.** Com a finalidade de garantir total transparência dos contemplados, esses sorteios são realizados na presença de políticos, membros da sociedade civil e da

imprensa. Para assegurar uma cobertura mais abrangente em nível nacional, **são sorteados ao menos 2 municípios por unidade de federação**. Atualmente a CGU está na 41ª edição, tendo auditado quase 40% dos municípios brasileiros; a lista completa de municípios sorteados encontra-se no site da CGU (<http://www.cgu.gov.br>).

Dada a disponibilidade dos dados, o horizonte temporal da pesquisa se inicia em 2000 – ou seja, quando nenhum município foi fiscalizado pela CGU – até 2010, que corresponde ao último parecer publicado do FNDE. Assim, pode-se avaliar o impacto imediato da fiscalização da CGU, bem como a propagação desse impacto ao longo dos anos fiscais. Detalhes a respeito dos modelos a serem utilizados neste ensaio são apresentados na próxima seção.

4.2.2 Estratégia Empírica

O objetivo deste ensaio é avaliar o impacto da fiscalização da Controladoria Geral da União (CGU) na oferta de merenda escolar. Para tanto, compara-se os resultados dos municípios fiscalizados pela CGU com municípios não fiscalizados, por meio das equações abaixo.

$$s_{i,t} = \alpha + \beta F_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad [22]$$

$$s_{i,t} = \alpha + \gamma F_{i,t} + \delta M_{i,t} + \varphi E_{i,t} + \rho P_{i,t} + \sigma V_{i,t} + \theta A_t + \mu N_i + \varepsilon_{i,t} \quad [23]$$

em que $s_{i,t}$ é a oferta de merenda escolar (3 *proxies* apresentadas anteriormente) do município i no ano t , e F é uma variável dicotômica, assumindo valor 1 se o município foi contemplado no sorteio da CGU (zero, caso contrário). $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro, que carrega características não observáveis. Os estimadores θ e μ captam, respectivamente, o efeito fixo para municípios e para os anos estudados. Os vetores $M_{i,t}$, $P_{i,t}$, $E_{i,t}$ e $V_{i,t}$ são conjuntos de características municipais, das escolas, dos prefeitos e da população com direito a voto, respectivamente. Detalhes dessas variáveis são apresentadas no Quadro 7.

Quadro 7 – Lista das variáveis**Variável Dependente**

Oferta de Merenda Escolar, medida: (1) pela situação do município na prestação de contas, (2) pelo recurso do PNAE repassado aos municípios, e (3) pelo recurso repassado ponderado pela auditoria do CAE e FNDE.

Variável de Impacto

Fiscalização da CGU, medida por uma *dummy* indicando se o município foi contemplado pelo sorteio (1=sim, 0=não).

Variáveis de Controle

Características Municipais:

- Índice de Gini
- Taxa de Pobreza
- PIB *per capita*

Características do prefeito

- Gênero
- Partido Político da base aliada do governo (1=sim, 0=não)
- Percentual de votos válidos

Características da população votante

- Número de votantes
- Nível educacional (taxa de analfabetismo)

Fonte: Elaboração própria.

Para comparar EE de portes semelhantes, serão utilizados dados demográficos dos municípios, extraídos da Base de Informações Municipais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Diferentes prestações de contas dos recursos recebidos para a execução do PNAE podem estar relacionadas com a capacidade administrativa do gestor local. Para controlar os resultados por esse efeito, serão incluídas especificações relacionadas às características do prefeito, tais como gênero e grau de aceitação da população, medida pelo número de

votos válidos. Também serão consideradas informações sobre aliança política com o governador, no intuito de captar a posição política do prefeito.

Segundo a Resolução CD/FNDE n ° 38, de 16 de julho de 2009, qualquer pessoa física ou jurídica pode apresentar denúncia ao FNDE, ao CAE e demais órgãos competentes quanto a alguma irregularidade identificada na aplicação de recursos do PNAE. Assim, esperado-se que uma população mais informada denuncie mais os atos de irregularidade. Para testar tal hipótese, acrescenta-se uma especificação ao modelo: a taxa de analfabetismo, uma vez que população mais instruída tende a denunciar mais as irregularidades encontradas.

Os parâmetros de interesse são β e γ , e diferem pelo tipo de especificação do modelo: na equação [2] estima-se os coeficientes sem variáveis de controle, podendo ser interpretados como o impacto total da fiscalização da CGU na oferta de merenda escolar; já na equação [3] estima-se os modelos com especificações, de forma a “limpar” o efeito da reeleição ao incluir variáveis de controle importantes para o modelo. Para tanto, recorre à regressão com dados em painel.

Por fim, duas regressões adicionais são estimadas: uma para verificar a propagação do efeito da auditoria ao longo do tempo e outra para verificar se municípios duplamente sorteados apresentam melhores desempenhos quanto à adoção de boas práticas de gestão em relação aos municípios sorteados uma única vez.

4.3 RESULTADOS

Segundo dados da Tabela 12, o FNDE transfere, em média, R\$ 145 milhões por ano para municípios adquirirem alimentos para a merenda escolar. Esses valores variam de R\$ 124,80 (transferido em 2002 para o município Cachoeira de Goiás – GO) a R\$ 37 milhões (transferido em 2007 para o município São Paulo – SP). Apesar desse elevado montante, somente 67% desses recursos estão com prestação de contas aprovadas pelo CAE/FNDE, e cerca de 6% estão em estado grave, isto é, com inadimplência, ação judicial ou TCE instaurada. A Região Norte é a que apresenta maior percentual de casos graves (10%), e ao mesmo tempo tem o maior percentual de municípios auditados pela CGU (49%).

Tabela 12 – Valor médio para Brasil e regiões no período de 2000 a 2010

Variáveis	Brasil	NO	NE	SE	SU	CO
Recurso PNAE*	R\$145.689	R\$188.533	R\$162.798	R\$177.010	R\$84.142	R\$82.360
Sorteio CGU	32,6%	49,22%	38,80%	29,92%	28,87%	40,13%
PIB <i>per capita</i> *	R\$7.891	R\$5.703	R\$3.683	R\$9.916	R\$11.105	R\$10.778
Pobreza	30,65%	45,17%	50,61%	18,79%	15,29%	20,31%
Índice de Gini	0,525	0,588	0,549	0,502	0,494	0,535
Analfabetismo	18,15%	19,96%	30,19%	12,32%	8,97%	13,79%
Prefeito gênero	93,07%	91,14%	89,83%	94,69%	96,03%	93,09%
Votos	6.873	5.379	6.454	9.061	5.469	5.501
Votos válidos	55,49%	53,07%	56,37%	55,38%	55,43%	55,20%
Base aliada	20,16%	22,11%	18,35%	21,12%	20,52%	20,80%
PNAE aprovada	67,00%	62,79%	66,23%	68,26%	68,96%	64,57%
PNAE comprometida	6,02%	10,81%	7,91%	4,48%	3,50%	6,00%

Nota: *A valores de 2002.

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 13 mostra os resultados da estimação por dados em painel do efeito puro entre os sorteios da CGU na oferta de merenda escolar. De acordo com essa tabela, o município auditado pela CGU tem 6,5% mais chances de encontrar casos graves de prestação de contas do PNAE em comparação a municípios não auditados. Já o resultado da segunda *proxy* mostra que ser contemplado pelo sorteio da CGU aumenta 19,3% os recursos repassados do PNAE para os municípios. Por fim, a terceira *proxy* evidencia que ser auditado pela CGU e sofrer penalidade por casos graves aumenta o recurso do PNAE em 75%.

Esses resultados, a princípio, podem parecer controversos. Isso porque há uma associação precipitada de que auditorias podem levar o município a sofrer corte de recursos, já que essa é a medida de punição comumente adotada. No entanto, o que os resultados estão captando é o efeito indireto da fiscalização: dado o provável temor do gestor público tanto à exposição na mídia quanto ao próprio corte de recurso, a auditoria leva à promoção de boas práticas de administração pública. No entanto, vale ressaltar que

esse é o efeito puro (i.e., sem controles), ou seja, os resultados provavelmente estão superestimados. A Tabela 14 adiciona variáveis explicativas ao modelo.

Tabela 13 – Impacto puro da fiscalização da CGU na oferta de merenda escolar. Brasil, 2000 a 2010

	<i>Proxy 1</i>	<i>Proxy 2</i>	<i>Proxy 3</i>
Sorteio CGU	0,0651*** (0052)	0,1930*** (0,0075)	0,7517*** (0,0580)
N	28.190	44.047	28.166
R ² Ajustado	0,055	0,066	0,059

Nota: Dados monetários corrigidos pela inflação de 2010. Erro padrão em parênteses. “****” significativo a 1%, “***” significativo a 5%, “**” significativo a 10%, “ ” não significativo.

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 14 é apresentado o modelo com as covariáveis descritas anteriormente, além de controlar por efeito de tempo (*dummies* para cada ano, 2000 de comparação), e por controle de região (Nordeste para comparação). Por motivos de simplificação, os resultados apresentados nessa tabela só contemplam a segunda *proxy* (recursos PNAE em log), e são estimados por dados em painel com efeito fixo via método *Generalized Least Squares* (GLS). Isso porque o teste de Chow rejeitou a hipótese nula para modelo *pooled*, enquanto que o teste de Hausman rejeitou a hipótese nula de efeitos aleatórios. Portanto, a regressão de dados em painel apresenta efeitos fixos. Além disso, o teste de Wooldridge identificou autocorrelação, de modo que a correção demandou que a regressão fosse estimada por GLS, assumindo que o erro segue um processo AR(1). Após essa correção, não foram identificados problemas de heterocedasticidade pelo teste de verossimilhança. O teste VIF (*variance inflation factor*) não acusou multicolinearidade. Por fim, os resultados mostram-se robustos e com pouca variação, mesmo modificando forma funcional do modelo (log-log para lin-lin) e o método de estimação (*pooled*, efeito fixo e aleatório sem a correção de autocorrelação serial). Para mais informações dos testes realizados, ver apêndice.

Analisando a Tabela 14, percebe-se que quanto maior a concentração de renda, menor é a oferta de merenda escolar, enquanto que uma maior aceitação do prefeito (número de votos) e uma população mais letrada (taxa de analfabetismo) contribuem para aumentar o valor repassado para os municípios referente ao PNAE. Além disso, há uma

confirmação dos resultados apontados pela Tabela 12, qual seja, de que municípios auditados pela CGU têm uma maior oferta de merenda escolar em comparação aos municípios não auditados. No entanto, considerando todos os controles realizados (características dos municípios, dos prefeitos e *dummies* para ano e região), o efeito passou de 19% para 6%.

Esse impacto positivo da auditoria da CGU na merenda escolar pode refletir o efeito de medidas mitigadoras de atos ilícitos na promoção de boas práticas de administração pública. Nesse sentido, esses resultados estão de acordo com os estudos de Ferraz e Finan (2016), Nascimento (2010) e Souza *et al* (2007), na medida em que se estabelece uma relação entre as auditorias governamentais dos recursos públicos realizadas pela CGU com o aumento/promoção de uma maior responsabilidade política e jurídica dos gestores locais, servindo como uma espécie de efeito disciplinar não eleitoral, sendo esse tipo de atuação mais rigorosa em relação ao CAE e FNDE.

Tabela 14 – Impacto de auditorias da CGU na oferta de merenda escolar. Brasil, 2000 a 2010

Variáveis	Modelo
Sorteio CGU	0,0596*** (0,00816)
PIB <i>per capita</i> (log)	0,115*** (0,00823)
Número de votos (log)	1,113*** (0,00456)
Taxa de pobreza	1,600*** (0,0586)
Taxa de analfabetismo	0,897*** (0,0886)
Índice de Gini	-0,652*** (0,0897)
Prefeito (Gênero)	-0,00627 (0,0107)

Percentual de votos válidos	0,0130*** (0,000218)
Base aliada	0,0247*** (0,00594)
<i>Dummies</i> de ano	0,0743*** (0,00526)
<i>Dummies</i> de região	0,182*** (0,00894)
Constante	1,287*** (0,0889)
Number of cod_ibge	5,483

Nota: Dados monetários corrigidos pela inflação de 2010. Para abreviar os resultados, as *dummies* de tempo e de região foram agregadas em dois grupos, sendo cada um a média de cada tipo de controle. Erro padrão em parênteses. “****” significativo a 1%, “***” significativo a 5%, “**” significativo a 10%, “ ” não significativo.

Fonte: Elaboração própria.

Quando analisado o impacto por região (Tabela 15), percebe-se que **o impacto da CGU na oferta de merenda escolar é maior no Centro-Sul do Brasil, podendo chegar a quase 10%**. Já no Norte/Nordeste, esse impacto é de, no máximo, 1,9%. Isso pode ser um reflexo do baixo valor repassado para essas regiões. Vale lembrar que, de acordo com as estatísticas descritivas (Tabela 1), a região Norte tem o maior percentual de municípios auditados (49%) e o menor valor médio repassado (R\$ 188.533,00 anuais), mas provavelmente isso traduz mais o baixo número de municípios dessa região do que uma resistência de efeito.

Tabela 15 – Impacto de auditorias da CGU na oferta de merenda escolar nas Regiões do Brasil, 2000 a 2010

Variáveis	NO	NE	SE	SU	CO
Sorteio CGU	0,019* (0,0099)	0,017* (0,0087)	0,055*** (0,013)	0,036 ** (0,017)	0,096*** (0,028)
PIB <i>per capita</i> (log)	0,195*** (0,045)	0,207*** (0,019)	0,247*** (0,017)	0,099*** (0,023)	0,105*** (0,035)
Número de votos (log)	0,429*** (0,052)	0,297*** (0,025)	0,280*** (0,024)	0,312*** (0,035)	0,343*** (0,0466)

Taxa de pobreza	-0,684*	-2,938***	-0,0179	-1,705***	-1,366***
	(0,376)	(0,152)	(0,152)	(0,196)	(0,369)
Taxa de analfabetismo	1,420**	-3,360***	-3,861***	-3,602***	-6,885***
	(0,675)	(0,278)	(0,474)	(0,648)	(0,970)
Índice de Gini	0,595	-0,106	-1,058***	0,125	-1,266***
	(0,493)	(0,184)	(0,194)	(0,230)	(0,367)
Prefeito (Gênero)	0,064*	0,002	0,014	-0,068***	-0,022
	(0,033)	(0,011)	(0,015)	(0,022)	(0,033)
Percentual de votos válidos	-0,004***	-0,003***	-0,003***	-0,003***	-0,004***
	(0,0009)	(0,0003)	(0,0003)	(0,0004)	(0,0008)
Base aliada	0,038**	0,0111	0,009	0,004	0,0702***
	(0,019)	(0,007)	(0,008)	(0,009)	(0,016)
<i>Dummies</i> de tempo	0,202***	0,002	0,113***	0,081***	0,163***
	(0,025)	(0,008)	(0,009)	(0,012)	(0,022)
Constante	5,928***	10,10***	7,532***	7,802***	8,871***
	(0,624)	(0,294)	(0,265)	(0,360)	(0,531)
N	3.273	12.708	13.063	9.192	3.458
R ² ajustado	0,171	0,354	0,259	0,105	0,244

Nota: Dados monetários corrigidos pela inflação de 2010. Para abreviar os resultados, as *dummies* de tempo e de região foram agregadas em dois grupos, sendo cada um a média de cada tipo de controle. Erro padrão em parênteses. “***” significativo a 1%, “**” significativo a 5%, “*” significativo a 10%, “ ” não significativo.

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 16 mostra que **municípios duplamente auditados pela CGU aumentam em quase 30% os recursos repassados, o que potencializa o efeito indireto da fiscalização na adoção de boas práticas de administração pública**, em especial na aquisição de alimentos pelo PNAE. Salienta-se, de acordo com a Tabela 17, que **esse efeito não é imediato**, uma vez que no ano da auditoria não há efeito estatisticamente significativo, o que é observado apenas no ano seguinte, **com uma elevação gradativa do efeito ao longo do tempo**. Esse *lag* temporal é um resultado esperado, pois a CGU audita a aplicação de transferências municipais já executadas, de forma que é somente a partir dos relatórios de auditoria publicados que os gestores municipais têm a oportunidade de rever sua gestão. Em outras palavras, **é a auditoria do passado que**

melhora continuamente a merenda escolar futura, e ser duplamente auditado potencializa o efeito reportado.

Tabela 16 – Efeito de municípios duplamente auditados

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
Sorteio CGU	0.374*** (0,094)	0.260*** (0,089)	0.105* (0,058)	0.292*** (0,103)
Características do município	N	S	N	S
Características do prefeito	N	N	S	S
Efeito fixo de município	N	N	N	S
Efeito fixo de ano	N	N	N	S
N	1619	1619	0.6077	1336
F	15.91	36.64	844.58	22.47
R ²	0.008	0.121	0.768	0.131

Nota: Dados monetários corrigidos pela inflação de 2010. Para abreviar os resultados, as *dummies* de tempo e de região foram agregadas em dois grupos, sendo cada um a média de cada tipo de controle. Erro padrão em parênteses. “***” significativo a 1%, “**” significativo a 5%, “*” significativo a 10%, “ ” não significativo.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 17 – Efeito da auditoria da CGU ao longo do tempo

Variáveis	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Sorteio CGU	0,005 (0,034)	0,035* (0,020)	0,022* (0,012)	0,061** (0,029)	0,055* (0,030)	0,068** (0,034)	0,091** (0,039)	0,095** * (0,036)

Variáveis	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Características do município	S	S	S	S	S	S	S	S
Características do prefeito	S	S	S	S	S	S	S	S
Efeito fixo de município	S	S	S	S	S	S	S	S
N	4091	4089	4085	4074	4071	4030	3496	3546
F	2207	1801	1846	1838	1936	1706	1561	1707
R ²	0.833	0.794	0.813	0.830	0.829	0.796	0.801	0.821

Nota: Dados monetários corrigidos pela inflação de 2010. Para abreviar os resultados, as *dummies* de tempo e de região foram agregadas em dois grupos, sendo cada um a média de cada tipo de controle. Erro padrão em parênteses. “***” significativo a 1%, “**” significativo a 5%, “*” significativo a 10%, “ ” não significativo.

Fonte: Elaboração própria.

4.4 CONSIDERAÇÕES PARCIAIS

Este artigo avaliou o impacto de medidas mitigadoras de corrupção (auditorias da CGU) na oferta de merenda escolar. O mecanismo propagador se dá pelo efeito indireto da fiscalização na promoção de boas práticas administrativas, tudo isso em detrimento do temor de possíveis cancelamentos de recursos e/ou exposição midiática. Os resultados encontrados – que são robustos à forma funcional, método de estimação, autocorrelação, heteroscedasticidade e multicolinearidade – sustentam a tese supracitada ao encontrar que: (1) municípios auditados pela CGU têm 6,5% mais chances de encontrar casos graves de prestação de contas do PNAE em comparação a municípios não auditados; (2) ser contemplado pelo sorteio da CGU aumenta 6% os recursos repassados do PNAE para os municípios; (3) ser auditado pela CGU e sofrer penalidade por casos graves aumenta o recurso do PNAE em 75%; (4) esses efeitos são ainda maiores tanto em municípios duplamente sorteados, quanto em anos posteriores à data da auditoria. Além disso, esses resultados não são homogêneos territorialmente, uma vez que no Centro-Sul do Brasil o efeito é cinco vezes maior em comparação às regiões Norte e Nordeste. Ainda assim, mesmo tendo 32% dos municípios auditados, apenas 67% das prestações de contas do

PNAE foram consideradas aprovadas, o que demonstra a importância de intensificar as fiscalizações municipais.

Tabela 18– Testes de Robustez – métodos diferentes de estimação

Variáveis	(1) Pooled	(2) Efeito fixo	(3) Efeito aleatório	(4) Forma funcional
Sorteio CGU	0,034*** (0,006)	0,047*** (0,007)	0,066*** (0,007)	7,894*** (2,109)
PIB <i>per capita</i> (log)	0,118*** (0,006)	0,206*** (0,010)	0,134*** (0,009)	-
PIB <i>per capita</i> (em nível)	-	-	-	1,257*** (0,262)
Número de votos (log)	1,143*** (0,003)	0,337*** (0,014)	1,028*** (0,006)	-
Número de votos (em nível)	-	-	-	9,436*** (1,420)
Taxa de pobreza	1,947*** (0,038)	-1,117*** (0,086)	0,723*** (0,064)	-20,598 (25,161)
Taxa de analfabetismo	-0,473*** (0,056)	-2,677*** (0,203)	1,681*** (0,107)	-645,39*** (48,442)
Gini	-0,846*** (0,059)	-0,812*** (0,106)	-0,245*** (0,089)	-3,086 (21,015)
Prefeito (gênero)	-0,0101 (0,010)	-0,00305 (0,008)	-0,0128 (0,008)	-687,1 (2,271)
Percentual de votos válidos	-0,013*** (0,0002)	-0,003*** (0,0002)	-0,012*** (0,0008)	-733,9*** (94,74)
Base aliada	0,065*** (0,006)	0,023*** (0,004)	0,024*** (0,004)	2,534* (1,319)
<i>Dummies</i> de tempo	0,237*** (0,008)	0,100*** (0,005)	0,212*** (0,005)	21,29*** (1,571)
<i>Dummies</i> de região	0,022*** (0,006)	0,182*** (0,045)	0,0118** (0,0056)	12,16*** (1,495)
Constante	1,046*** (0,063)	7,838*** (0,157)	1,639*** (0,101)	213,48*** (14,289)
N	41,694	41,694	41,694	41.698
R ² ajustado	0,815	0,218		0,162

Fonte: Elaboração própria.

5 IMPACTO INDIRETO DAS AUDITORIAS GOVERNAMENTAIS NO DESENVOLVIMENTO HUMANO MUNICIPAL

A corrupção e a má administração de recursos públicos reduzem a prosperidade econômica e o bem-estar social. Diversos artigos encontraram um efeito negativo da corrupção em agregados macroeconômicos, tais como o Produto Interno Bruto (PIB) e investimentos produtivos [NEEMAN *ET AL.*, (2003), PELEGRINI; GERLAGH (2004), BLACKBURN *ET AL.* (2005), MARTINEZ-VASQUEZ *ET AL.* (2005), DZHUMASHEV (2009)], enquanto outros relacionam elevados níveis de corrupção a uma menor taxa de crescimento econômico¹⁴ [MAURO (1995), TANZI; DAVOODI (1997), TREISMAN (2000), SILVA; GARCIA; BANDEIRAS (2001), GUPTA; DAVOODI; ALONSO-TERME (2002), PELEGRINI; GERLAGH (2004), BLACKBURN *ET AL.* (2005), CARRARO; FOCHEZATTO; HILLBRECHT (2006), DZHUMASHEV (2009)].

Os efeitos negativos acima reportados podem ser justificados pelas consequências de um ambiente propício à corrupção: um sistema judiciário ineficiente e uma baixa segurança dos direitos de propriedade reduzem incentivos e oportunidades para investir, e burocracias desonestas retardam avanços tecnológicos, prejudicando o crescimento econômico (NORTH, 1990 e MAURO, 1995).

Além disso, o próprio crescimento econômico, que é afetado pela corrupção, também impacta outras variáveis importantes, tais como a desigualdade de renda, a pobreza e o desenvolvimento humano. Salienta-se que a relação entre corrupção e indicadores socioeconômicos é justificada por diversos fatores além do próprio crescimento do produto, tais como a concentração de posses de ativos, os desvios de focus em programas sociais, desigualdade educacional, formação de capital humano e desequilíbrios no sistema tributário (GUPTA; DAVOODI; ALONSO-TERME, 2002).

Segundo Sodré e Ramos (2014), em 2010 a corrupção causou uma perda de recursos no montante de R\$ 84 bilhões e 70% do total dos casos de corrupção envolvendo

¹⁴ Apesar da maioria dos estudos afirmarem que a corrupção impacta negativamente o crescimento econômico, isso não é consenso. Alguns autores defendem que a corrupção diminui os atrasos da burocracia, e propinas servem como incentivos aos funcionários para desempenharem melhor suas tarefas. Para mais detalhes, ver Leff (1964) e Huntington (1968).

dinheiro público no Brasil ocorrem nas áreas de saúde, educação e saneamento básico. Os autores, que utilizaram regressão em painel com variável instrumental, encontraram que a corrupção na esfera pública impacta negativamente o desenvolvimento humano municipal, e positivamente a concentração de renda e pobreza. Já Campos e Pereira (2016), por meio de um modelo de equilíbrio geral computável, verificaram que uma diminuição da corrupção e da ineficiência nos gastos públicos aumentam o bem-estar social. Resultados semelhantes foram obtidos por Bugarin e Meneguín (2016) e Cysne e Feres (2015). Já Campos e Castelar (2013), utilizando microdados e um modelo logit, encontraram que os municípios que apresentam alta tendência à corrupção são aqueles que possuem baixo desenvolvimento humano, fraca atuação do controle social e recebem uma soma considerável de recursos com relação ao seu orçamento.

Destacam-se, ainda, alguns trabalhos da literatura que relacionam desenvolvimento social e econômico com a economia política, evidenciando a importância das instituições para o desenvolvimento [BOCKSTETTE; AREENDAM; PUTTERMAN (2002), CHANDA; PUTTERMAN (2004), ACEMOGLU; ROBINSON (2005), NORTH; WEINGAST; WALLIS (2013)].

Percebe-se, dessa forma, que uma considerável quantidade de trabalhos na literatura aponta a existência de uma relação negativa entre corrupção e indicadores socioeconômicos. Uma possível explicação incide em como a corrupção pode redirecionar a composição de gastos governamentais de áreas prioritárias para áreas com maior facilidade de apropriação de recursos públicos [CALDAS; COSTA; PAGLIARUSSI (2016), SHLEIFER; VISHNY (1993)].

Visando minorar os efeitos adversos de atos ilícitos, vários países vêm adotando e aprimorando estratégias de combate à corrupção, sendo a auditoria a medida mais comumente utilizada. A ideia é que com a auditoria torna-se mais provável identificar casos de irregularidades administrativas, dentre elas possíveis atos ilícitos, o que proporciona ao Poder Judiciário meios de detectar e punir ações fraudulentas, inibindo e mitigando a corrupção. Dessa forma, a força do impacto da auditoria na corrupção depende diretamente da capacidade legal e fiscalizadora do Estado, além da existência de instituições sólidas [BECKER (1968), MYRDAL (1968), BECKER; STIGLER (1974), BESLEY; PERSSON (2011)].

Nesse sentido, diversos artigos empíricos e teóricos concluem que auditorias levam a uma redução significativa dos níveis de corrupção na esfera pública (OLKEN, PANDE, 2012; BOBONIS *et al.*, 2015; ZAMBONI, LITSCHIG (2015); AVIS, FERRAZ, FINAN, 2016). Segundo Avis, Ferraz e Finan (2016), existem cinco canais que explicam como a auditoria pode impactar a corrupção. Desses, dois mostraram-se estatisticamente significantes; são eles: (1º) disciplina eleitoral e (2º) disciplina não-eleitoral. O primeiro canal relaciona a pretensão à reeleição dos prefeitos com o risco associado de ser auditado e detectarem atos ilícitos, enquanto que o segundo relaciona esse risco de detecção aos custos judiciais e/ou custos de reputação. Seus resultados, para o caso brasileiro, apontam que as auditorias aumentam significativamente as ações legais tomadas contra prefeitos corruptos, o que eleva as chances de uma prisão policial ou uma condenação judicial.

Como resumo da união de todos os artigos da literatura aqui citados, podemos inferir que a corrupção diminui o desenvolvimento econômico e social, e que auditorias são medidas eficientes no combate à corrupção. Então será que as auditorias possuem algum efeito indireto em indicadores socioeconômicos?

As linhas de atuação empreendidas pelo governo para detectar irregularidades – sejam elas provenientes de má gestão ou até mesmo de um ato corrupto – tornam-se cruciais para inibir tais atos e, em última instância, melhorar indicadores sociais. Nesse contexto, especialmente para o caso brasileiro, as auditorias por loteria realizadas pela Controladoria Geral da União (CGU) podem desempenhar um papel importante na coibição de tais atos e, por consequência, na promoção de um maior desenvolvimento humano.

Dessa forma, **este artigo tem como objetivo avaliar empiricamente o impacto da auditoria da CGU no Índice de Desenvolvimento Humano municipal (IDH)**. Utilizamos a aleatoriedade do sorteio da CGU como nossa estratégia de identificação, e verificamos se as fiscalizações passadas afetam o desenvolvimento humano atual, explorando a propagação temporal e quantílica desse efeito.

Vale frisar que a variável dependente escolhida foi o desenvolvimento humano, e não crescimento econômico, como faz a maioria dos artigos empíricos. Um elevado

crescimento econômico pode coexistir com altas desigualdades socioeconômicas, e por isso a escolha feita justifica-se tanto pela fragilidade da taxa de crescimento do PIB como *proxy* para desenvolvimento, como pela maior abrangência e pluralidade do IDH.

De forma resumida, e segundo o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), o desenvolvimento humano pode ser visto como um processo de aumento equitativo das oportunidades e capacidades individuais, garantindo ao indivíduo liberdade de escolha. Nesse sentido, a renda deixa de ser variável fim e passa a ser interpretada como um dos meios do desenvolvimento ou, em outras palavras, o foco de análise é transferido do crescimento econômico/renda para o ser humano. Esse conceito está em consonância com teorias bastante difundidas na comunidade acadêmica, tais como a Abordagem das Capacitações, de Sen (2000), e a Equidade de Oportunidade, de Roemer (1998).

Com isso, temos que fatores que limitam as oportunidades e capacidades individuais acabam por atenuar o desenvolvimento humano – a corrupção e a má administração pública podem ser alguns desses fatores. De fato, como já citado anteriormente, trabalhos como os de Sodré e Ramos (2014) e Campos e Castelar (2013) encontraram uma relação negativa entre a corrupção e o IDH. Assim, o presente artigo inova ao relacionar medidas anticorrupção (auditorias) com o desenvolvimento humano, contribuindo para a recente literatura que investiga o papel das auditorias e seus efeitos diretos e indiretos na economia.

Além desta introdução, este ensaio está dividido em mais 3 seções: a primeira trata dos aspectos metodológicos, enfatizando o banco de dados utilizado e a estratégia de mensuração adotada. Na segunda seção os resultados são comentados, seguida pelas considerações finais.

5.1 DADOS

Esta seção relata detalhadamente a estratégia adotada para captar auditorias por município e para mensurar o desenvolvimento municipal.

5.1.1 A CGU e o programa de combate à corrupção

Desde 2003, a CGU audita os municípios com menos de 500.000 habitantes para o uso de verbas federais. Para garantir uma cobertura mais abrangente em nível nacional, são sorteados ao menos 2 municípios por unidade de federação. Atualmente a CGU está na 43ª edição (3º ciclo), com 2.315 auditorias realizadas em 1.992 municípios (294 foram auditados mais de uma vez).

Até julho de 2015, a escolha de um município ser auditado era através de loterias, televisionadas e realizadas com a participação de representantes da esfera pública. Em outras palavras, a probabilidade de um município ser auditado era dada de forma aleatória, condicionada apenas à Unidade de Federação (UF) de cada município. No entanto, em agosto de 2015 a CGU criou uma Matriz de Vulnerabilidade composta de 12 indicadores distribuídos em quatro dimensões. São elas: 1ª – Controle (número de denúncias recebidas pela CGU, alternância de gestão municipal, dentre outros); 2ª – Transparência/*Accountability* (entidade municipal possuir portal da transparência e prestação de contas anuais); 3ª – Desenvolvimento Econômico (IDHM, % da população beneficiária pelo Bolsa Família, Índice de Desenvolvimento da Educação Básica – IDEB, dentre outros); e 4ª – Materialidade (recursos do Programa de Aceleração do Crescimento – PAC e grau de transferência de recursos). A partir de uma normalização por faixas de pontuação, a CGU faz um ranqueamento por UF dos municípios. Considera-se que aqueles menos pontuados possuem potenciais fragilidades na aplicação de recursos públicos, e a partir dessa subamostra é que se realiza os sorteios aleatórios por ciclos (CONTROLADORIA GERAL DA UNIÃO, 2017).

Essa mudança de metodologia interfere diretamente nos objetivos do artigo. Isso porque a partir de então a probabilidade de ser auditado depende de um sorteio aleatório condicional à UF e à Matriz de Vulnerabilidade. A questão é que antes qualquer município poderia ser sorteado e auditado, e a partir do 1º Ciclo os municípios mais vulneráveis têm mais chances de serem fiscalizados, o que pode mudar o comportamento dos agentes públicos, uma vez que essa matriz é amplamente divulgada e, dessa forma, os prefeitos sabem *a priori* se seu município é considerado vulnerável. Vale aqui salientar a importância do desconhecimento *a priori*, por parte dos gestores públicos, com relação ao município ser contemplado com auditorias: segundo Bobonis *et al.* (2015), em Porto

Rico, o efeito da auditoria na corrupção municipal só foi verificado nos relatórios publicados antes das eleições, e isso está associado à antecipação dos políticos aos resultados da auditoria, visando diminuir os custos eleitorais da corrupção. Após a eleição, os autores não encontraram impactos significativos. Avis, Ferraz e Finan (2016) também apontam que uma diferença importante nas auditorias conduzidas pela CGU é que elas são aleatórias, o que minam qualquer antecipação dos políticos para disfarçar temporariamente a corrupção.

Nesse sentido, visando garantir a aleatoriedade do tratamento e homogeneidade metodológica, foram consideradas apenas as loterias condicionadas à UF, isto é, até a 40ª auditoria, realizada em fevereiro de 2015. Essa variável assume o valor 1 se o município for sorteado e zero caso contrário. Também captamos os municípios duplamente sorteados, de forma que temos duas amostras: uma contendo municípios auditados e não auditados, e outra contendo somente municípios auditados. Nessa última amostra, a variável de tratamento passa a ser municípios duplamente auditados (1=sim, 0=não), e com isso mensuramos uma espécie de efeito “severidade” das auditorias na variável resposta, que será melhor especificada no próximo tópico.

5.1.2 Os Índices de Desenvolvimento Humano

O Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), proposto inicialmente por UL HAQ (1990) e Sen (1990), mensura o desenvolvimento humano a partir de três dimensões: saúde, educação e renda. A ideia é que essas dimensões são os requisitos mais importantes para a expansão das liberdades das pessoas, sendo elas a oportunidade de ter acesso ao conhecimento (dimensão educação – IDH-E), levar uma vida longa e saudável (dimensão longevidade – IDH-L) e desfrutar de um padrão de vida digno (dimensão renda – IDH-R) (PNUD, 2017).

O Índice de Desenvolvimento Humano Geral (IDH-M) é uma média geométrica com pesos iguais de suas três dimensões. No Brasil, é calculado decenalmente pelo PNUD, por meio dos microdados do Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Dessa forma, a série história do IDH contempla 3 anos: 1991, 2000 e 2010.

Dado o espaçamento temporal na publicação desse índice, desde 2005 o Sistema FIRJAN calcula anualmente um Índice de Desenvolvimento Humano municipal, chamado Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM). Suas dimensões são praticamente as mesmas do IDH do PNUD, mas os dois índices são diferentes e podem levar a resultados distintos. Ambos mensuram o acesso a oportunidades, e o IFDM consegue captar melhor a qualidade de algumas dimensões. Isso porque, além da frequência escolar e da desigualdade de renda, o IFDM acrescenta variáveis como taxa de abandono, distorção idade-série, notas no IDEB, geração de empregos formal, absorção da mão de obra local, dentre outras. A dimensão saúde é a mais distinta: enquanto o PNUD mensura a longevidade (esperança de vida ao nascer), o Sistema FIRJAN não capta essa variável, e equaciona indicadores de óbitos por causas mal definidas e por causas evitáveis, número de consultas pré-natal, dentre outras.

Além desses fatores, o IFDM possui uma amplitude maior de seu indicador. Em 2010, o IDHM variou de 0,418 a 0,862, enquanto que esses valores para o IFDM foram de 0,278 a 0,912. Isso torna o IFDM mais sensível a flutuações anuais, e o IDHM mais consistente. Ademais, o IDHM é universal, possibilitando comparações com outros países. O Quadro 8 sintetiza as principais diferenças.

Quadro 8 – Comparação entre o IDH e o IDF

Dimensão	IDH (PNUD)	IDF (FIRJAN)
Geral	Média dos índices das dimensões Renda, Educação e Longevidade, com pesos iguais.	Média dos índices das dimensões Renda e Emprego, Educação e Saúde, com pesos iguais.
Saúde	Obtido a partir do indicador Esperança de vida ao nascer, por meio da fórmula: [(valor observado do indicador) - (valor mínimo)] / [(valor máximo) - (valor mínimo)], em que os valores mínimo e máximo são 25 e 85 anos, respectivamente.	Obtido pela média aritmética dos indicadores (pesos em parênteses): número de consultas pré-natal (25%), óbitos por causas mal definidas (25%), óbitos infantis por causas evitáveis (25%), e internação sensível à atenção básica (25%).
Educação	É a média geométrica do subíndice de frequência de crianças e jovens à escola, com peso de 2/3, e do subíndice de escolaridade da população adulta, com peso de 1/3.	Obtido pela média aritmética dos indicadores (pesos em parênteses): matrículas na educação infantil (20%), abandono no ensino fundamental (15%), distorção idade-série no ensino fundamental (10%), docentes com ensino superior no ensino fundamental (15%), média de horas-aula diárias no ensino fundamental (15%), e resultado do IDEB no ensino fundamental (25%).
Renda	Obtido a partir do indicador Renda <i>per capita</i> , por meio da fórmula: [ln (valor observado do indicador) - ln (valor mínimo)] / [ln (valor máximo) - ln (valor mínimo)], em que os valores mínimo e máximo são R\$ 8,00 e R\$ 4.033,00 (a preços de agosto de 2010).	Obtido pela média aritmética de 2 subíndices (pesos em parênteses). 1º subíndice – Emprego: crescimento real no ano (10%) e no triênio (10%) da geração de emprego formal, e absorção da mão de obra local (30%). 2º subíndice – Renda: crescimento real no ano (10%) e no triênio (10%) da geração de renda formal, salário médio do emprego formal (15%), índice de Gini (15%).

Anos	1990, 2000 e 2010	2005 a 2013
Brasil	0,727	0,719
Municípios*	$\mu = 0,591$ $\sigma = 0,091$ $\sigma^2 = 0,013$	$\mu = 0,616$ $\sigma = 0,097$ $\sigma^2 = 0,014$
Menor valor*	0,418 (município de Melgaço – PA)	0,278 (município de Pilão Arcado – BA)
Maior valor*	0,862 (município de São Caetano do Sul – SP)	0,912 (município de Amparo – SP)
ID muito alto	0,800 a 1	0,801 a 1
ID alto	0,701 a 0,799	0,601 a 0,800
ID médio	0,550 a 0,700	0,401 a 0,600
ID baixo	0 a 0,549	0 a 0,400

Fonte: Elaboração própria a partir das notas metodológicas da PNUD e Sistema FIRJAN. *Valores de 2010.

Dadas as vantagens de cada índice, o presente estudo utilizará todos eles para realizar a avaliação de impacto. Com isso, tem-se quatro bases de dados:

Quadro 9 – Diferentes amostras utilizadas no estudo

AMOSTRA	CARACTERÍSTICAS
1	Variável dependente: IDHM; Variável de tratamento: municípios sorteados pela CGU (1=foi auditado ao menos 1 vez, 0= nunca auditado) Período de análise: 2000 e 2010; Total de observações: 11.130
2	Variável dependente: IDHM; Variável de tratamento: municípios duplamente sorteados pela CGU (1=foi auditado mais de 1 vez, 0= sorteado 1 única vez) Período de análise: 2000 e 2010; Total de observações: 1.350
3	Variável dependente: IDFM; Variável de tratamento: municípios sorteados pela CGU (1=foi auditado ao menos 1 vez, 0= nunca auditado) Período de análise: 2005 a 2013; Total de observações: 50.085
4	Variável dependente: IDFM; Variável de tratamento: municípios duplamente sorteados pela CGU (1=foi auditado mais de 1 vez, 0= sorteado 1 única vez) Período de análise: 2005 e 2013; Total de observações: 1.924

Fonte: Elaboração própria.

5.2 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O objetivo deste artigo é avaliar o impacto de auditorias passadas no atual desenvolvimento humano municipal. Para tanto, compara-se os resultados de municípios sorteados pela CGU com municípios não sorteados, por meio das equações abaixo.

$$IDH_{i,t} = \alpha + \beta T_{i,t-d} + \varepsilon_{i,t} \quad [24]$$

$$IDH_{i,t} = \alpha + \gamma ST_{i,t-d} + \delta X_{i,t} + \rho P_i + \varepsilon_{i,t} \quad [25]$$

em que IDH_i é o Índice de Desenvolvimento Humano do município i , no ano t . T é a variável de tratamento aleatório dicotômico, assumindo valor 1 se o município teve suas

contas auditadas (zero, caso contrário). O subscrito $t-d$ indica que o tratamento sofre d defasagens no ano t para impactar o IDH em t . O vetor X e P representam um conjunto de variáveis municipais variantes e invariantes no tempo, enquanto que ε_i é o termo de erro. Os parâmetros de interesse são β e γ , e diferem pelo tipo de especificação do modelo: na equação [24] estima-se os coeficientes sem variáveis de controle, podendo ser interpretados como o impacto total da reeleição na corrupção; já na equação [25] estima-se os modelos com especificações, de forma a “limpar” o efeito da reeleição ao incluir variáveis de controle importantes para o modelo.

Neste artigo, utiliza-se dados demográficos dos municípios, tais como o tamanho da população, o índice de Gini, o PIB *per capita*, a taxa de urbanização, a taxa de analfabetismo e o percentual de pobres, extraídos da Base de Informações Municipais, do IBGE. Além disso, são consideradas variáveis de taxa de cobertura no acesso a serviços de água, saneamento, energia elétrica e escolas.

Como, por hipótese, o impacto das auditorias no IDH é via publicação dos relatórios e modificações por parte dos gestores locais na forma de conduzir a gestão municipal, então torna-se importante controlar os resultados pelas informações dos prefeitos, tais como idade, gênero e posicionamento político (duas *dummies* que detectam se o partido político do prefeito é da base aliada do presidente da República e/ou do governador do estado).

Salienta-se que é esperado que possa existir alguma defasagem temporal na relação dessas variáveis. Isso porque a auditoria no ano t provavelmente vai influenciar o IDH em $t+1$. Isso pode acontecer tanto pela característica do IDH, sendo ela – assim como o índice de Gini e Theil – uma variável de evolução não imediata, quanto pela própria questão temporal, uma vez que o IDH é mensurado anualmente/decenalmente, de forma a refletir alterações somente no ano posterior ao de realização da auditoria.

Recorre a regressão com dados em painel e ao modelo de diferenças em diferenças para isolar o impacto da auditoria no IDH. A ideia é comparar, a cada ano, o nível do desenvolvimento humano entre municípios sorteados com aqueles não sorteados pela CGU, e com isso tira-se a primeira diferença. Após essa comparação, faz-se a diferença entre os dois anos analisados dessa diferença anteriormente reportada, com a finalidade de eliminar efeitos tendenciais. Além de controlar o resultado pelos vetores de covariadas

X e P , será incluído na especificação do modelo um efeito fixo de tempo e de município, além da interação desses dois efeitos.

5.3 RESULTADOS

De acordo com a Tabela 19, ao observar o ano de 2000, percebe-se que não há diferenças expressivas entre aqueles municípios que foram ou não sorteados para receber auditorias da CGU. Isso significa que as características dos municípios (expectativa de vida, analfabetismo, Renda *per capita*, IDH, proporção de pobres, dentre outras) e dos prefeitos (sexo, % de votos válidos, base aliada, dentre outros) são em média semelhantes. No entanto, em 2010, o IDH dos municípios auditados é 0,011 maior em comparação aos municípios não auditados. Em nível de comparação, essa diferença de 0,011 separa o nível de desenvolvimento humano de cidades como São Paulo/SP (IDH=0,805) com Treze Tílias/SC (IDH=0,795), ou Holambra/SP (IDH=0,793). Isso pode ser um reflexo da influência da auditoria na promoção de boas práticas na administração pública, fato esse ainda a ser confirmado ou não pela avaliação de impacto.

Tabela 19 – Estatística descritiva

Variáveis	2000		2010	
	Auditado	Não auditado	Auditado	Não auditado
População	25.071	22.063	27.670	23.640
Taxa de Mortalidade Infantil	34	33	20	19
Expectativa de vida	68 anos	68 anos	73	73
Analfabetismo	22%	22%	17%	16%
Anos de estudo	8	8	9	9
PIB pc	R\$ 4.171,17	R\$ 3.994,02	R\$ 12.271,46	R\$ 12.805,05
Renda pc	R\$ 321,31	R\$ 337,63	R\$ 462,31	R\$ 496,04
Índice de Gini	0,554	0,546	0,503	0,491
Índice de Theil	0,524	0,512	0,472	0,450
IDHM	0,513	0,524	0,660	0,649
IFDM*	0,526	0,540	0,655	0,639
% pobreza	43%	41%	25%	23%

% extrema pobreza	22%	21%	12%	12%
Sexo prefeito	95%	94%	92%	93%
Número de votos	6.343	5.729	6.589	5.965
% de votos válidos	56%	56%	54%	54%
Base aliada	26%	25%	18%	17%

Nota: *No índice FIRJAN de desenvolvimento municipal, o ano de 2000 equivale ao de 2005, isto é, ao ano inicial de medição desse índice. O ano de 2010 equivale a 2013 por este ser o ano final.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE, PNUD e TSE.

5.3.1 Impacto das auditorias governamentais no desenvolvimento humano municipal

A Tabela 20 apresenta os resultados da regressão por OLS (colunas de 1 a 3), por Painel com efeito fixo (colunas de 4 a 6) e por diferenças em diferenças (colunas de 7 a 9), da estimativa de várias especificações para as equações [1] e [2]. Os resultados da primeira, quarta e sétima coluna estimam os efeitos puros (sem controles) de ter sido anteriormente auditado sobre o valor atual do IDHM. As colunas 2, 5 e 8 ampliam as especificações para incluir as características socioeconômicas dos municípios e dos prefeitos, além de controlar por efeitos fixos municipais e temporal. Já as colunas 3, 6 e 9 exibem os mesmos controles mencionado anteriormente, considerando o IFDM como variável dependente.

Os resultados nas colunas de 1 a 9 sugerem que os municípios que foram auditados no passado possuem significativamente maiores níveis de desenvolvimento humano em comparação aos municípios não auditados. Estima-se um aumento de 2% no IDHM e de 8% no IFDM se observado os resultados estimados por painel. Pelo método de diferença em diferença, esse aumento é de 0,006 no IDHM e de 0,002 no IFDM.

Em nível de comparação, observando os dados do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) nos anos de 2015 e 2016, países como Portugal, Espanha, Canadá, dentre outros levaram três anos para aumentar em 0,002 o seu IDH. Essa mesma diferença de 0,002 difere em nível de desenvolvimento a Ucrânia do Chile, Portugal da Coreia do Sul, e a Grécia dos Estados Unidos. Observando os dados brasileiros, percebe-se que cerca de 32 cidades levaram quase 10 anos (de 2005 a 2013) para aumentar em aproximadamente 0,002 o seu IFDM – é o caso dos municípios de Alto

Alegre (RR), Boa Vista dos Ramos (AM), Pracuúba (AP), Caturai (GO), Cachoeira de Prata (MG), Ladário (MS), Varre-Sai (RJ), Monte Alto (SP), Engenheiro Beltrão (PR), Passo de Torres (SC), dentre outros. Esse IFDM de 0,002 separa em nível de desenvolvimento Belo Horizonte (MG) de Ceres (GO), ou Recife (PE) de Ariquemes (RO).

Em resumo, os resultados encontrados são significativos – tanto estatisticamente quanto socioeconomicamente – em especial considerando que são efeitos indiretos. Nesse sentido, destaca-se que Avis, Ferras e Finan (2016) apontam que ter sido auditada no passado conduz a uma redução significativa da corrupção. Na presente pesquisa, consideramos que o efeito reportado entre a fiscalização e o IDH é uma consequência desse efeito positivo das auditorias na redução da corrupção.

Tabela 20 – Efeito das auditorias da CGU no IDH no Brasil (2000 e 2010)

	MQO			Painel			Diff-in-Diff		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Tratamento: Sorteio CGU	0,017** (0,002)	0,007*** (0,0006)	0,003** (0,001)	0,016*** (0,003)	0,005*** (0,0008)	0,054*** (0,0001)	0,004* (0,003)	0,006** (0,002)	0,002** (0,000)
Variável dependente: IDHM	S	S	N	S	S	N	S	S	N
Variável dependente: IFDM	N	N	S	N	N	S	N	N	S
Efeito Fixo Municipal	N	S	S	N	S	S	N	S	S
Efeito Fixo Tempo	N	S	S	N	S	S	N	S	S
Controles – características municipais	N	S	S	N	S	S	N	S	S
Controles – características dos prefeitos	N	S	S	N	S	S	N	S	S
Número de Observações	11.003	10.932	48.794	11.003	10.932	48.706	11.003	10.939	48.988
R ²	0,040	0,947	0,814	0,068	0,929	0,542	0,359	0,390	0,170

Nota: Dados monetários corrigidos pela inflação de 2010. Erro padrão em parênteses. “****” significativo a 1%, “***” significativo a 5%, “**” significativo a 10%, “ ” não significativo.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE, PNUD e TSE.

Dado o impacto positivo de auditorias passadas no atual desenvolvimento humano, questiona-se: qual o tempo necessário para que uma fiscalização hoje surta efeito

no IDH? Como é a propagação desse efeito ao longo do tempo? As Tabelas 3 e 4 respondem a esses questionamentos.

A Tabela 21 revela 4 exercícios com o IDHM, em que os dois primeiros confrontam as auditorias realizadas no mesmo ano de coleta/mensuração do IDHM, isto é, analisa se a auditoria instaurada hoje reflete em melhorias no IDHM atual. O terceiro exercício avalia o impacto das fiscalizações futuras no IDHM passado, enquanto que o último exercício verifica o efeito de auditorias passadas no atual IDHM. Os resultados mostram que os efeitos na variável resposta em anos próximos ou idênticos ao ano de sorteio são estatisticamente significativos, mas com baixa magnitude. Em contrapartida, esses efeitos são mais fortes em anos posteriores à fiscalização da CGU, o que pode indicar que as fiscalizações passadas surtem um impacto mais forte nos resultados futuros do IDHM. Salienta-se que não foram encontrados efeitos estatisticamente significativos entre sorteios futuros no IDHM passado.

Com relação à propagação desse efeito, a Tabela 22 mostra que ele é mais forte ao longo do tempo, chegando ao ápice três anos após realizado o sorteio, em que municípios auditados possuem um IFDM 0,013 maior em comparação a municípios não auditados. A partir do quarto ano esse efeito continua significativo, mas de menor magnitude em comparação ao terceiro ano. Contudo, é importante destacar que as estimativas pelo método de diferença em diferença tornam os resultados mais constantes, com ápice do efeito entre 1 a 3 anos após a data do sorteio.

Disso, pode-se inferir que são as auditorias ocorridas no passado que impactam o desenvolvimento humano futuro, sendo esse efeito maior após até três anos da data dos sorteios realizados pela CGU. Por fim, considera-se que esse menor efeito a partir do quarto ano não tem relação com as eleições, no sentido do gestor público apresentar uma melhora **temporária** na condução da administração pública para fins de eleição/reeleição. Caso isso ocorra, então estamos tratando de um efeito passageiro, nos moldes do encontrado em Porto Rico por Bobonis *et al.* (2015). Listamos 4 motivos que corroboram com nossa afirmação; são eles: (1) o tratamento é aleatório, o que veta qualquer possibilidade de conhecimento *a priori* dos municípios a serem auditados, além de mitigar possíveis efeitos das não observáveis no *outcome*; (2) o presente artigo controla os resultados por características eleitorais e dos prefeitos; (3) a diferença na magnitude

não é tão elevada, especialmente em observância aos coeficientes gerados pelo método de diferença em diferença; e (4) a literatura¹⁵ aponta que a auditoria impacta a corrupção (e, por consequência, o IDH) por meio do efeito de seleção política, pelo efeito disciplinar eleitoral e pelo aumento dos custos não-eleitorais – e todos esses fatores estão relacionados a mudanças permanentes, e não temporárias. Em outras palavras, é o efeito indireto da CGU no desenvolvimento humano municipal, ocasionados pelo efeito disciplinar, efeito seleção política e elevação dos custos não-eleitorais, que fomenta os resultados encontrados.

Tabela 21 – Efeito por ano das auditorias da CGU no IDHM. Brasil, 2000 e 2010

Variável dependente: IDHM	(1)	(2)	(3)	(4)
	Sorteio de 2000 em 2000	Sorteio de 2010 em 2010	Sorteio de 2010 em 2000	Sorteio de 2000 em 2010
Tratamento: Sorteio CGU	0,0003*** (0,0001)	0,001*** (0,0002)	-0,0003 (0,0008)	0,004** (0,001)
Efeito Fixo Municipal	S	S	S	S
Efeito Fixo Tempo	N	N	N	N
Controles – características municipais	S	S	S	S
Controles – características dos prefeitos	S	S	S	S
Número de Observações	5.436	5.496	5.449	5.527
R ²	0,94	0,94	0,94	0,93

Nota: Dados monetários corrigidos pela inflação de 2010. Erro padrão em parênteses. “***” significativo a 1%, “**” significativo a 5%, “*” significativo a 10%, “ ” não significativo.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE, PNUD e TSE.

Tabela 22 – Efeito por ano das auditorias da CGU no IDHM. Brasil, 2000 e 2010

Variável dependente: IFDM	Defasagens/propagação do efeito						
	S(t=0)	S(t = -1)	S(t = -2)	S(t = -3)	S(t = -4)	S(t = -5)	S(t = -6)
Tratamento (S): Sorteio CGU							
Painel	0,005*** (0,001)	0,007*** (0,001)	0,012*** (0,002)	0,013*** (0,002)	0,010*** (0,002)	0,009*** (0,002)	0,007*** (0,002)
Diff-in-diff	0,000	0,002*	0,002**	0,002**	0,001*	0,001**	0,001**

¹⁵ Ver Ferraz e Finan (2008) e Avis, Ferraz e Finan (2016).

	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Efeito Fixo Municipal	S	S	S	S	S	S	S
Efeito Fixo Tempo	S	S	S	S	S	S	S
Controles – características municipais	S	S	S	S	S	S	S
Controles – características dos prefeitos	S	S	S	S	S	S	S
Número de Observações	48.791	48.790	48.789	48.988	48.787	48.786	48.785
R ²	0,47	0,47	0,47	0,47	0,47	0,47	0,47

Nota: Dados monetários corrigidos pela inflação de 2010. Erro padrão em parênteses. “***” significativo a 1%, “**” significativo a 5%, “*” significativo a 10%, “ ” não significativo.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE, PNUD e TSE.

5.3.2 Heterogeneidade do impacto das fiscalizações no desenvolvimento humano dos municípios

A heterogeneidade do impacto da auditoria no IDH é analisada a partir de quatro aspectos: (1) se há diferenças quando observadas as demais dimensões que compõem o IDHM; (2) a análise quantílica, objetivando verificar a existência de discrepâncias no impacto entre os níveis superiores e inferiores de desenvolvimento humano; (3) aferir se os resultados se alteram caso os municípios sejam duplamente sorteados; e (4) averiguar possíveis disparidades regionais.

Analisando os componentes do IDHM (Tabela 23), percebe-se que foi a dimensão educação que apresentou resultados mais elevados. Isso pode ser um reflexo do aumento do número de crianças e jovens matriculados em escolas/creches durante o período de 2000 a 2010 – sendo esse aspecto responsável por cerca de 67% do nível do IDH-E. Os outros 33% correspondem à variável escolaridade da população adulta, que também aumentou consideravelmente no período estudado. Salienta-se que esse resultado era esperado, uma vez que as dimensões IDH-L (longevidade) e IDH-R (renda) são mensuradas por variáveis caracterizadas por apresentar pouca variabilidade ao longo do tempo, como é o caso da esperança de vida ao nascer e da desigualdade de renda.

Tabela 23 – Efeito das auditorias da CGU nas demais dimensões do IDH. Brasil, 2000 e 2010

Variáveis dependentes:	IDH	IDH – E	IDH - R	IDH – L
Tratamento: Sorteio CGU	0,006** (0,002)	0,009** (0,004)	0,003** (0,001)	0,003** (0,001)
Efeito Fixo Municipal	S	S	S	S
Efeito Fixo Tempo	S	S	S	S
Controles – características municipais	S	S	S	S
Controles – características dos prefeitos	S	S	S	S
Número de Observações	10.939	10.939	10.939	10.939
R ²	0,39	0,48	0,13	0,035

Nota: Dados monetários corrigidos pela inflação de 2010. Erro padrão em parênteses. “****” significativo a 1%, “***” significativo a 5%, “**” significativo a 10%, “ ” não significativo.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE, PNUD e TSE.

A análise quantílica (Tabela 24) evidencia que o efeito da auditoria só é verificado nos municípios com desenvolvimento humano entre regular a moderado, segundo a classificação FIRJAN (i.e., um IFDM maior que 0,4 e menor que 0,8). Na classificação do PNUD, esses resultados equivalem aos municípios que apresentam um desenvolvimento humano de baixo a médio (i.e., IDHM maior que 0,5 e menor que 0,7). Em ambos os casos, não foram encontrados efeitos estatisticamente significativos entre municípios pertencentes aos extremos da distribuição do IDH, isto é, aqueles com Índices de Desenvolvimento Humano considerados baixos/muito baixos (menor que 0,4) e altos/muito altos (superior a 0,8).

Tabela 24 – Efeito quantílico das auditorias da CGU no IDH. Brasil, 2000 a 2013

Tratamento: Sorteio CGU	Q.05 [†]	Q.25	Q.50	Q.75	Q.95
	(IDHM=0,38)	(IDHM =0,52)	(IDHM =0,60)	(IDHM =0,67)	(IDHM =0,75)
	(IFDM=0,38)	(IFDM=0,51)	(IFDM=0,61)	(IFDM=0,69)	(IFDM=0,79)
Variável dependente: IDHM	0,0003 (0,002)	0,007* (0,004)	0,006** (0,002)	0,003** (0,001)	0,001 (0,001)
Variável dependente: IFDM	0,002 (0,002)	0,002** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,002 (0,002)
Efeito Fixo Municipal	S	S	S	S	S
Efeito Fixo Tempo	S	S	S	S	S
Controles – características municipais	S	S	S	S	S
Controles – características dos prefeitos	S	S	S	S	S
Número de Observações	452	1.138	1.630	1.108	1.061
R ²	0,47	0,22	0,39	0,17	0,16

Nota: Dados monetários corrigidos pela inflação de 2010. Erro padrão em parênteses. “****” significativo a 1%, “***” significativo a 5%, “**” significativo a 10%, “ ” não significativo. † devido ao pequeno número de observações, esse quantil foi estimado pelo método de MQO.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE, PNUD e TSE.

A Tabela 25 compara o IFDM (colunas 1 e 3) e o IDHM (colunas 2 e 4) de municípios auditados uma única vez com municípios auditados duas vezes ou mais. Os resultados mostram que ser duplamente auditado aumenta o desenvolvimento humano municipal, sendo esse efeito até 12 vezes maior do que o impacto reportado entre os municípios auditados e não auditados. Em outras palavras, ser auditado promove melhorias no nível de desenvolvimento econômico, mas ser auditado mais de uma vez provoca uma espécie de “severidade” nesse efeito, potencializando-o. Esse achado não só evidencia a importância de auditorias nas contas públicas, como também reforça a ideia anteriormente defendida de que as auditorias da CGU provocam efeitos indiretos no desenvolvimento humano municipal, e esse canal se dá via diminuição da corrupção/má administração pública devido ao efeito disciplinar, ao efeito seleção política e na elevação dos custos não-eleitorais.

Tabela 25 – Efeito de duplas auditorias da CGU no IDH regional. Brasil, 2000 a 2013

Tratamento: Sorteio CGU	Uma vez auditado		Duplamente auditado	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Variável dependente: IFDM	0,002*** (0,000)	-	0,024*** (0,007)	-
Variável dependente: IDHM	-	0,006** (0,002)		0,019*** (0,007)
Efeito Fixo Municipal	S	S	S	
Efeito Fixo Tempo	S	S	S	
Controles – características municipais	S	S	S	
Controles – características dos prefeitos	S	S	S	
Número de Observações	48.988	10.939	1.861	1.350
R ²	0,17	0,39	0,19	0,18

Nota: Dados monetários corrigidos pela inflação de 2010. Erro padrão em parênteses. “****” significativo a 1%, “***” significativo a 5%, “**” significativo a 10%, “ ” não significativo.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE, PNUD e TSE.

A Tabela 26 mostra que há heterogeneidades regionais do efeito da auditoria da CGU do desenvolvimento humano municipal, uma vez que cidades das regiões Norte e Centro-Oeste possuem um efeito mais elevado quando comparadas às de outras regiões. No entanto, esse efeito pode estar refletindo a menor quantidade de municípios existentes nessas duas regiões (NO=449, CO=466, NE=1.794, SE=1.668 e SU=1.188), de forma que o número de municípios no grupo de tratamento seja mais próximo ao do grupo controle, o que também aumenta a probabilidade de localidades duplamente auditadas. Dessa forma, é precipitado afirmar que as diferenças dos efeitos regionais são provenientes de características locais, de modo que o presente artigo se limita a apontar que existem heterogeneidades, sem explicar suas possíveis causas.

Tabela 26 – Efeito das auditorias da CGU no IDH regional. Brasil, 2000 e 2010

Tratamento: Sorteio CGU	NO	NE	SE	SU	CO
Variável dependente: IFDM	0,005***	0,002**	0,003***	0,003***	0,005**
	(0,001)	(0,0008)	(0,000)	(0,000)	(0,002)
Efeito Fixo Municipal	S	S	S	S	S
Efeito Fixo Tempo	S	S	S	S	S
Controles – características municipais	S	S	S	S	S
Controles – características dos prefeitos	S	S	S	S	S
Número de Observações	892	3.536	3.279	2.324	901
R ²	0,93	0,95	0,95	0,92	0,94

Nota: Dados monetários corrigidos pela inflação de 2010. Erro padrão em parênteses. “***” significativo a 1%, “**” significativo a 5%, “*” significativo a 10%, “ ” não significativo.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE, PNUD e TSE.

Todos os resultados aqui apresentados reforçam a importância da realização de auditorias nas contas públicas municipais. No entanto, diferente da maioria dos artigos da literatura, o presente estudo foca no efeito indireto dessas fiscalizações no desenvolvimento humano municipal, sendo esse impacto significativo no ponto de vista econômico e estatístico, e mais forte tanto ao longo do tempo, quanto ao intensificar as auditorias.

5.3.3 Robustez dos resultados

Para verificar a robustez dos resultados – além da estimação dos efeitos por diferentes metodologias e especificações, bem como a própria análise de heterogeneidade – foram analisadas mais duas avaliações de impacto pelo método de diferença em diferença, com a finalidade de servir como uma espécie de teste de falseabilidade. A primeira delas, apresentada na Tabela 27, regride o IDM (coluna 1) e o IFDM (coluna 2) com um falso tratamento. Essa nova variável de impacto é um sorteio aleatório das unidades de observações, em que o número de municípios sorteados a cada ano é idêntico ao número de municípios sorteados pela CGU. Também foi testado se os sorteios da CGU surtem impacto em outra variável dependente qualquer, tal como a população (colunas 3 e 4) e PIB *per capita* (colunas 5 e 6) dos municípios. Os resultados mostram que não há

significância estatística em nenhum dos quase-experimentos realizados, o que indica robustez dos resultados anteriormente reportados.

Tabela 27 – Testes de robustez

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Tratamento: Sorteio CGU	-	-	1.517 (1.460)	30.836 (39.182)	-97,97 (439,10)	-78.272 (58.367)
Tratamento: Falso sorteio aleatório	-0,002 (0,550)	0,000 (0,000)	-	-	-	-
Efeito Fixo Municipal	S	S	S	S	S	S
Efeito Fixo Tempo	S	S	S	S	S	S
Controles – características municipais	S	S	S	S	S	S
Controles – características dos prefeitos	S	S	S	S	S	S
Número de Observações	10.933	48.706	10.939	49.651	10.939	49.651
R ²	0,38	0,17	0,001	0,960	0,09	0,27

Nota: Dados monetários corrigidos pela inflação de 2010. (1) Mostra o efeito de um falso tratamento aleatório no IDHM; (2) mostra o efeito de um falso tratamento aleatório no IFDM; (3 e 4) mostra efeito do sorteio da CGU no número de habitantes; e (5 e 6) mostra o efeito do sorteio da CGU no PIB *per capita*. Erro padrão em parênteses. “***” significativo a 1%, “**” significativo a 5%, “*” significativo a 10%, “ ” não significativo.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE, PNUD e TSE.

5.4 CONSIDERAÇÕES PARCIAIS DA SEÇÃO

Este artigo avaliou o impacto indireto das auditorias passadas da CGU no atual nível de desenvolvimento humano municipal. Os resultados encontrados apontam que o IDH chega a ser 8% maior em locais que foram auditadas no passado em comparação com os municípios que não foram auditados. Esse efeito tende a ser maior em anos posteriores à realização do sorteio, chegando ao ápice após 3 anos contados a partir da realização da fiscalização. Além disso, os efeitos aumentam quando analisadas localidades com desenvolvimento humano considerado entre baixo a médio, localizadas no Norte e Centro-Oeste do país, e que foram duplamente auditadas.

Dada a aleatoriedade dos sorteios da CGU e a observância do impacto mais acentuado em municípios duplamente auditados, foi considerado que as auditorias promovem um efeito disciplinar eleitoral não transitório no gestor público, além de um efeito de seleção política por parte do eleitorado, conforme demonstrado por Avis, Ferras e Finan (2016). É por meio desses efeitos que a auditoria impacta a corrupção/má gestão administrativa, que por sua vez se reflete em melhorias nos indicadores socioeconômicos – denominados neste artigo de efeitos indiretos.

Destaca-se que não foi avaliada a existência de *spillovers* espaciais, de forma que os resultados apresentados podem estar subestimados. Também não foi detalhado formalmente o desenho de mecanismo entre auditorias, corrupção/má gestão e indicadores socioeconômicos (IDH), tampouco investigado como auditores e auditados se comportam frente a mudanças de incentivos, fazendo-se necessárias pesquisas futuras para entender melhor como aperfeiçoar a auditoria e seus efeitos – sejam eles diretos ou indiretos.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A corrupção afeta de diversas formas os agentes econômicos. Possivelmente indivíduos de baixa renda sofrem mais com atos ilícitos cometidos por gestores públicos. No intuito de verificar como a corrupção e suas medidas mitigadoras afetam a sociedade, foram elaborados três ensaios que tratam dessa temática.

Os resultados apontam para uma melhoria no IOH geral, tanto para Pernambuco quanto para o Brasil, pois houve um aumento na cobertura dos serviços básicos e uma diminuição expressiva da desigualdade no acesso a tais serviços, em destaque a região Nordeste e o Estado de Pernambuco, uma vez que apresentaram uma evolução acima da média nacional. Analisando os IOHs em separado, constata-se que o saneamento básico e o acesso à escola com idade adequada apresentaram uma baixa cobertura e alta desigualdade de oportunidade. Em contraponto, foi observado uma espécie de “cinturão de desenvolvimento”, que inicia em Olinda e Recife, e se estende até Caruaru, Arcoverde, Serra Talhada, Salgueiro e Petrolina. Tais municípios possuem um elevado índice de desenvolvimento humano, o que pode ter influenciado os altos índices de municípios próximos, como é o caso de Jaboatão dos Guararapes, Camaragibe, Pesqueira, Custódia, Lagoa Grande, dentre outros. No tocante a avaliação de impacto quantílico do PBF em Pernambuco, constatou-se a existência de efeitos negativos pontualmente bem definidos nas horas trabalhadas de domicílios beneficiados pelo programa. Além disso, as evidências apresentadas indicam menor renda do trabalho para todos que recebem PBF em comparação a domicílios elegíveis e não contemplados pelo programa.

A decomposição de Shapley aplicada ao IOH mostrou que residir no rural ou no urbano possui uma contribuição mais forte na estrutura física domiciliar, enquanto que a estrutura familiar contribui mais fortemente no acesso a serviços públicos e privados de educação. Dessa forma, **é preferível que as políticas públicas foquem no acesso equitativo de bens e serviços básicos para que dessa forma diminua a desigualdade de renda do tipo injusta. Além disso, deve-se respeitar as diferenças regionais, concentrando esforços nas localidades mais vulneráveis, tais como o meio rural no Norte e Nordeste.**

A conclusão geral dos capítulos 3 e 4 é que as auditorias de contas municipais, realizadas pela CGU, geram um efeito indireto, sendo ele de cunho disciplinar eleitoral não transitório no gestor público, além de um efeito de seleção política por parte do eleitorado. As consequências desses efeitos foram verificadas tanto na esfera educacional quanto no próprio desenvolvimento humano, em que foi observado uma melhora da prestação de contas da merenda escolar e do IDH entre municípios auditados e municípios não auditados. Percebe-se, dessa forma, a importância da adoção de medidas mitigadoras da corrupção e da má gestão administrativa como um importante instrumento de controle de bens e serviços públicos, promovendo resultados indiretos socioeconômicos benéficos para a população, em especial àqueles de baixa renda. Nesse sentido, recomenda-se uma maior cobertura e aprimoramento das fiscalizações de entes públicos, sejam eles da esfera municipal, estadual e federal.

REFERÊNCIAS

ABENSUR, Themis C.; CRIBARI-NETO, Francisco; MENEZES, Tatiane. Impactos do Programa Bolsa Família nos Resultados das Eleições Presidenciais no Brasil em 2006. **Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia**, ANPEC, Pernambuco, 2007.

ACEMOGLU, Daron; VERDIER, Thierry. The choice between market failures and corruption. **American Economic Review**, v. 90, n.1, p. 194–211, 2000.

ACEMOGLU, Daron; JOHNSON, Simon; ROBINSON, James. A. The colonial origins of comparative development: an empirical investigation. **American Economic Review**, v. 91(5), p. 1369-1401, 2001.

AKÇAY, Selçuk. Corruption and human development. **HeinOnline**, v. 26, p. 29, 2006.

ALBUQUERQUE, Breno E.; RAMOS, Francisco S. Análise Teórica e Empírica dos Determinantes de Corrupção na Gestão Pública Municipal. *In*: XXXIV Encontro Nacional de Economia. **Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia (ANPEC)**. Salvador, 2006.

ALVES, Denisard; TIMMINS, Chris. Social Exclusion and the Two-Tiered Healthcare System of Brazil. *In*: BEHRMAN, J.R.; TRUJILLO, A.G.; SZ'EKELY, M. (org.). **Who's In and Who's Out: Social Exclusion in Latin America**. Inter-American Development Bank, Washington, 2003.

ANAND, Sudhir; SEN, Amartya. **Human development Index: Methodology and Measurement**. No. HDOCPA-1994-02. Human Development Report Office (HDRO), United Nations Development Programme (UNDP), 1994.

ASSUNÇÃO, Viviane Kraieski de; LEITÃO, Maria do Rosário de F. A.; INÁCIO, Pedro Henrique Dias. Comer mais e melhor: Os impactos do programa Bolsa Família na alimentação de famílias de pescadores artesanais de Pernambuco. **Revista de Antropologia Amazônica**, vol. 4, n. 2, 2012.

ATKINSON, Anthony B.; BOURGUIGNON, François. **Handbook of Income Distribution**. North-Holland, 2005

AVIS, Eric; FERRAZ, Claudio; FINAN, Frederico. Do government audits reduce corruption? Estimating the impacts of exposing corrupt politicians. **The National Bureau of Economic Research (NBER)**. Working Paper n. 22443, 2016.

AZZONI, C.; MENEZES-FILHO, N.; MENEZES, T.; NETO, R. S. Geografia e Convergência da renda entre os estados brasileiros. *In*: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

BARROS, Ricardos Paes de.; CARVALHO, Mirela; FRANCO, Samuel. O Papel das Transferências Públicas na Queda Recente da Desigualdade de Renda Brasileira. *In*: BARROS, Ricardos Paes de.; FOGUEL, Miguel N.; ULYSSEA, Gabriel (org.).

Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente. IPEA, Brasília, v. 2, p. 41–86, 2007.

BARROS, R. P. de; FERREIRA, F. H. G; VEGA, J. M.; CHANDUVI, J. S. **Measuring Inequality of Opportunities in Latin America and the Caribbean.** Washington, DC: Palgrave Macmillan and the World Bank, 222p., 2009.

BECKER, G. S. Crime and Punishment: An Economic Approach. **Journal of Political Economy**, n. 76, p. 169-217, 1968.

BECKER, G. S., STIGLER, G. Law Enforcement, Malfeasance and Compensation of Enforcers. **Journal of Legal Studies**, v. 3, n. 1, p. 1-18, 1975.

BESLEY, Timothy; PERSSON, Torsten. **Pillars of Prosperity:** The Political Economics of Development Clusters. Princeton University Press, 2011.

BLACKBURN, K.; BOSE, N.; HAQUE, M.E. The incidence and persistence of corruption in economic development. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 30, p. 2447-67, 2006.

BOBONIS, Gustavo J, Luis R Camara Fuertes, RAINER Schwabe. 2015. Monitoring Corruptible Politicians. **American Economic Review**, Forthcoming URL <https://ideas.repec.org/a/tpr/qjecon/v110y1995i3p769-98.html>.

BOCKSTETTE, Valerie; CHANDA, Areendam; e PUTTERMAN, Louis. States and markets: The advantage of an early start. **Journal of Economic Growth**. n° 7, vol. 4, p. 347-369, 2002.

BOURGUIGNON, F. Decomposable income inequality measures. **Econometrica**, v. 47, p. 901-920, 1979.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.; MENÉNDEZ, M. Inequality of opportunity in Brazil. **Review of Income and Wealth**, v. 53, p 585-618, 2007.

BRASIL. **Plano Nacional de Saneamento Básico – PLANSAB.** Ministério das Cidades, Secretaria Nacional de Saneamento Básico. Brasília, 2013. Disponível em: <http://www.cidades.gov.br/images/stories/ArquivosSNSA/Arquivos_PDF/plansab_06-12-2013.pdf>. Acesso em 27 ago. 2014.

BROLLO, Fernanda *et al.* The Political Resource Curse. **American Economic Review**, v. 103, n. 5, p. 1759-1796, 2013.

BUGARIN, Mauricio; MENEGUIN, Fernando B. Incentivos à corrupção e à inação no serviço público: Uma análise de desenho de mecanismos. **Estud. Econ.**, São Paulo , v. 46, n. 1, p. 43-89, Mar. 2016. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-41612016000100043&lng=en&nrm=iso>. Acesso em: 30 agosto 2018.

BURKHAUSER, Richard V; FENG, Shuaizhang; JENKINS, Stephen P. Using the P90/P10 Index to Measure US Inequality Trends with Current Population Survey Data: A View from Inside the Census Bureau Vaults. *IZA Discussion Paper* No. 2839, 2007.

CALDAS, Olavo Venturim; COSTA, Cristiano Machado; e PAGLIARUSSI, Marcelo Sanches. Corrupção e composição dos gastos governamentais: evidências a partir do Programa de Fiscalização por Sorteios Públicos da Controladoria-Geral da União. **Revista de Administração Pública**, v. 50, n.2, p. 237-264, 2016.

CAMPOS, Francisco de Assis Oliveira; CASTELAR, Luiz Ivan de Melo. Avaliação da Corrupção Municipal a Partir de Microdados. In: XLI Encontro Nacional de Economia, Foz do Iguaçu, 2013. **Anais do XLI Encontro Nacional de Economia**, 2013. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_I/i5-e80f32da48a7648db2c4609785a7b8f9.pdf>. Acesso em: 07 junho 2016.

CAMPOS, Francisco de Assis Oliveira; PEREIRA, Ricardo A. de Castro. Corrupção e ineficiência no Brasil: Uma análise de equilíbrio geral. **Estud. Econ.**, São Paulo , v. 46, n. 2, p. 373-408, 2016.

CARDOSO, L. C.; FAÇANHA, L. O.; MARINHO, A. **Texto para discussão No 859 / IPEA**. Avaliação de programas sociais (PNAE, PLANFOR, PROGER): eficiência relativa e esquemas de incentivo. Rio de Janeiro: IPEA, 2002, 44p. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/TDs/td_0859.pdf>. Acesso em: 01 Julho 2017.

CARRARO, André; FOCHEZATTO, Adelar; HILLBRECHT, Ronald Otto. O impacto da corrupção sobre o crescimento econômico do Brasil: aplicação de um modelo de equilíbrio geral para o período 1994-1998. **Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia**, ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2006.

CHANDA, Areendam, and Louis PUTTERMAN. The Quest for Development. **World Economics**, World Economics, NTC Economic and Financial Publishing, PO Box 69, v.1, n.31, 2004.

CHECCHI, D.; PERAGINE, V. Inequality of opportunity in Italy. **Journal of Economic Inequality**, v. 8, n.4, p. 429-450, 2010.

COELHO, Pedro Lima; MELO, Andrea Sales Soares de Azevedo. Impacto do Programa “Bolsa Família” sobre a qualidade da dieta das famílias de Pernambuco no Brasil. **Revista Ciênc. saúde coletiva**, Rio de Janeiro , v. 22, n. 2, p. 393-402, 2017.

CONTROLADORIA GERAL DA UNIÃO – CGU. **Institucional**. Disponível em: <<http://www.cgu.gov.br/sobre/institucional>>. 2007. Acesso em: 10 jul. 2017.

CYSNE, Rubens Penha; FÉRES, José. Subjective Well-Being and the Welfare Costs of Corruption: A Panel Data Approach. In: XLIII Encontro Nacional de Economia, Costão do Santinho, 2015. **Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia**, 2015. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2015/submissao/files_I/i8-9627ed5c8df78da849fa4aff605c4977.pdf>. Acesso em: 12 maio 2017.

DILL, H. C.; GONÇALVES, F. de O. Igualdade de Oportunidades no Brasil entre 1999 e 2009: estimação e decomposição através do valor de Shapley. **Pesquisa e Planejamento Econômico – PPE**. Brasília, vol. 42, n.2, 2012.

DILL, H. C.; GONCALVES, F. de O. Igualdade de oportunidade entre os estados brasileiros: uma análise microeconômica com base nos dados da PNAD 2009. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 23, n. 2, 2013.

DUCLOS, J.-Y.; ARAAR, A. Poverty and equity: measurement, policy and estimation with DAD. **Economic studies in inequality, social exclusion and well-being**, Springer, 2006.

DZHUMASHEV, Ratbek. Is there a direct effect of corruption on growth? MPRA **Working paper**, n . 18489, 2009.

FAN, C. Simon. Political decentralization and corruption: Evidence from around the world. **Journal of Public Economics**, v. 93, n. 1-2, p. 14-34, 2009.

FERIGOLLO, Daniele *et al.* Aquisição de produtos da agricultura familiar para alimentação escolar em municípios do Rio Grande do Sul. **Revista Saúde Pública**, v. 51, n. 6, p. 1-10, 2017.

FERRAZ, Claudio; FINAN, Frederico. Electoral Accountability and Corruption: Evidence from the Audits of Local Governments. **American Economic Review**. V. 101, n. 4, p. 1274-1311, 2011.

FERRAZ, Claudio; FINAN, Frederico; MOREIRA, Diana B. Corrupting Learning: Evidence from Missing Federal Education Funds in Brazil. **The National Bureau of Economic Research (NBER)**. Working Paper n. 18150, 2012.

FISMAN, Raymond; GATTI, Roberta. Decentralization and Corruption: Evidence from U.S. Federal Transfer Programs. **Public Choice**, v. 113, n. 1-2, p. 25-35, 2002.

FRIED, Brian. J.; LAGUNES, Paul.; VENKATARAMANI, Atheendar. Corruption and inequality at the crossroad: A multimethod study of bribery and discrimination in latin america. **Latin American Research Review**, Latin American Studies Association, v. 45, n. 1, p. 76–97, 2010.

FIGUEIREDO, E.; ZIEGELMANN, F. Estimation of opportunity inequality in Brazil using nonparametric local logistic regression. **Journal of Development Studies**, v. 46, n. 9, p. 1.593-1.606, 2010.

FOGUEL, M. N., BARROS, R. P. (2010) Effects of Conditional Cash Transfer Programmes on Adult Labor Supply: an Empirical Analysis Using a Time Series Cross Section Sample of Brazilian Municipalities. **Revista Estado e Economia**, v. 40, n. 2, p. 259-293.

FRÖLICH ,M., MELLY, B. (2009). **Unconditional Quantile Treatment Effects Under Endogeneity**. Mimeo.

FUJIWARA, Thomas. Voting Technology, Political Responsiveness, and Infant Health: Evidence from Brazil. **Econometrica**, v. 83, n.2, p. 423–464, 2015.

FUNDO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO DA EDUCAÇÃO – FNDE. Referência mundial, o **Programa Nacional de Alimentação Escolar completa 62 anos de conquistas**. 2017. Disponível em: < <http://www.fnde.gov.br/fnde/sala-de-imprensa/noticias/item/10517-refer%C3%A2ncia-mundial,-o-programa-nacional-de-alimenta%C3%A7%C3%A3o-escolar-completa-62-anos-de-conquistas>>. Acesso em: 10 jul. 2017.

GABRIEL, Cristine G. Proposta e aplicabilidade de modelo para avaliação da gestão municipal do Programa Nacional de Alimentação Escolar. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 30, n. 8, p. 1731-1744, 2014.

GUEDES, Kelly P.; GASPARINI, Carlos E. Descentralização fiscal e tamanho do governo no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 11, n. 2, p. 303-323, 2007.

GUPTA, S.; DAVOODI, H.; ALONSO-TERME, R. Does corruption affect income inequality and poverty? **Economics of Governance**, Springer, v. 3, n. 1, p. 23–45, 2002. Disponível em: <<http://link.springer.com/article/10.1007/s101010100039>>. Acesso em: 30 agosto 2017.

HIDALGO, Daniel. **Digital Democratization: the Consequence of Electronic Voting on Political Representation in Brazil**. Department of Political Science, University of California at Berkeley, Mimeo, 2010.

HOFFMANN, Rodolfo. Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita. **Economia e Sociedade**. Campinas, v. 18, n. 1 (35), p. 213-231, 2009.

HOYOS, A; NARAYAN, A. **Inequality of opportunities among children: how much does gender matter?** Gender Equality and Development, World Bank, 2011. Disponível em <http://siteresources.worldbank.org/INTPOVERTY/Resources/Role_of_Gender_WDR_bground_June_27,_2011.pdf> . Acesso em 10 mai. 2014.

HUNTINGTON, Samuel P. **Political Order in Changing Societies**. New Haven, CT: Yale University Press, 1968.

KOENKER, R.,BASSET, G (1978). Regression Quantiles. **Econometrica**, v.46, p.33-50.

LEFF, Nathaniel, "Economic Development through Bureaucratic Corruption. **American Behavioral Scientist** , v. 8, n. 14, 1964.

LEONETI, A. B.; PRADO, E. L. do; OLIVEIRA, S. V. W. B. de. Saneamento básico no Brasil: considerações sobre investimentos e sustentabilidade para o século XXI. **Rev. Adm. Pública**, Rio de Janeiro , v. 45, n. 2, p. 331-348, 2011.

LIBERMANN, Angelita P.; BERTOLINI, Geysler R. Tendências de pesquisa em políticas públicas: uma avaliação do Programa Nacional de Alimentação Escolar – PNAE. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 20, n. 11, p. 3533-3546, 2015.

- LICHAND, Guillherme; LOPES, Marcos F. M.; MEDEIROS, Marcelo C. **Is Corruption good for your Health?** Disponível em: <http://scholar.harvard.edu/files/glichand/files/is_corruption_good_for_your_health_-_nov21.pdf?m=1448124922>. Acesso em: 20 Mar. 2017.
- MAGRO, A. F. do N; REIS, C. N. dos. Os Programas de Transferência de Renda na América Latina: panorama e experiências em desenvolvimento. In: Ensayos y debates sobre medio ambiente. *Observatorio Iberoamericano del Desarrollo Local y la Economía Social*, OIDLES, vol. 5, no. 10, 2011.
- MARRERO, G.; RODRIGUEZ J. Inequality of Opportunity and Growth. *Journal of Development Economics*, n. 104, pp 107–122, 2013.
- MARTINEZ-VAZQUEZ, Jorge; MCNAB, Robert M.; EVERHART, Stephen S. Corruption, Investment, and Growth in Developing Countries. *Working Paper Series* 04, 2005. Disponível em: <<http://www.nps.edu/Academics/Centers/DRMI/docs/drmi%20working%20paper%2005-04.pdf>> Acesso em 10 agosto 2017.
- MAURO, Paolo. Corruption and growth. *The quarterly journal of economics*, Oxford University Press, v. 110, n. 3, p. 681–712, 1995.
- MELTZER, Allan H.; RICHARD, Scott F. A Rational Theory of the Size of Government. *Journal of Political Economy*, v. 89(5), p. 914-27, 1981.
- MENDES, Marcos. Capture of fiscal transfers: a study of Brazilian local governments. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 3, p. 427-444, 2005.
- MENDONÇA, E. L. e OLIVEIRA, J. S. **Pobreza e desigualdade**: representando pressupostos, 2001. Disponível em: <www.ibase.br/paginas/jane.pdf>. Acesso em: 03 fev. 2012.
- MOBARAK, Mushfiq A; RAJKUMAR, Andrew S.; CROPPER, Maureen. The Political Economy of Health Services Provision in Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, n. 59, p. 698–714, 2011.
- MOLINA, E.; NARAYAN, A.; SAAVEDRA-CHANDUVÍ, J. Outcomes, Opportunity and Development: why unequal opportunities and not outcomes hinder economic development. *The World Bank, Policy Research Working Paper Series*: 6735, 2013.
- MYRDAL, Gunnar. **Asian drama, an inquiry into the poverty of nations**. Asian drama, an inquiry into the poverty of nations, 1968.
- NASCIMENTO, José Leonardo R. **A atuação dos Conselhos Municipais de Alimentação Escolar**: Análise comparativa entre o controle administrativo e o controle público. Belo Horizonte: UFMG, 2010. 60f. Monografia (Especialização em Democracia Participativa, República e Movimentos Sociais) – Programa de Formação de Conselheiros Nacionais, Faculdade de Filosofia e Ciências Humanas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2010.

NEEMAN, Z.; PASERMAN, D.; SIMHON, A. Corruption and Openness, **C.E.P.R. Discussion Papers**, n. 4057, 2003.

NORTH, Douglass C., **Institutions, Institutional Change and Economic Performance**. New York, NY: Cambridge University Press, 1990.

NORTH, Douglass C., *et al.*, eds. **In the shadow of violence: Politics, economics, and the problems of development**. Cambridge University Press, 2013.

OLKEN, Benjamin A.; PANDE, Rohini. 2012. Corruption in Developing Countries. **Annual Review of Economics**, v. 4, n. 1, p. 479–509, 2012.

PEIXINHO, Albaneide M. L. A trajetória do Programa Nacional de Alimentação Escola no período de 2003-2010: relato do gestor. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 18, n. 4, p. 909-916, 2013.

PELLEGRINI, L.; GERLAGH, R. Corruption's Effect on Growth and Its Transmission Channels. **Kyklos**, v. 57, n. 3, p. 429-456, 2004.

PNUD, **Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento**. Disponível em: <<http://www.br.undp.org/content/brazil/pt/home/idh0.html>>. Acesso em: 10 agosto 2017.

RAWLS, John. **Uma Teoria da Justiça**. São Paulo: Martins Fontes, (1979).

RESENDE, Guilherme M.; DA MATA, Daniel; CARVALHO, Alexandre X. Ywata. Crescimento Pró-Pobre e Distribuição de Renda das Capitais dos Estados Brasileiros. *In*: CARVALHO, Alexandre X. Ywata; ALBUQUERQUE, Carlos W.; MOTA, José A.; PIANCASTELLI, Marcelo (org.). **Ensaio de Economia Regional e Urbana**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. Brasília, 2007.

REZENDE, Flávio C. Teoria comparada e a economia política da expansão dos gastos públicos. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 4, p. 607-633, 2008.

ROBERTS, Kevin W.S. Voting Over Income Tax Schedules. **Journal of Public Economics**, v. 8(3), p. 329-340, 1977.

ROCHA, Sônia. Impacto sobre a Pobreza dos Novos Programas Federais de Transferência de Renda. **Revista de Economia Contemporânea**, n. 9, p. 153-185, 2005.

ROEMER, John E. **Equality of Opportunity**. Harvard University Press, 1998.

ROMER, Thomas. Individual Welfare, Majority Voting, and the Properties of a Linear Income Tax. **Journal of Public Economics**, v. 4(2), p. 163-185, 1975.

ROSE-ACKERMAN, S. The Economics of Corruption. **Journal of Public Economics**, v.4, p. 187-203, 1975.

ROSENBAUM, P. R., RUBIN, D. B. (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. **Biometrika**, n. 70, p. 41-55.

SANTANA, Lutemberg Francisco de Andrade. **Desigualdade de Oportunidades no Meio Rural do Estado de Pernambuco**. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Administração e Desenvolvimento Rural, Universidade Federal Rural de Pernambuco. Recife, 2014.

SALVATO, M. A.; ARAÚJO JR., A; MESQUITA, L. Crescimento pró-pobre no Brasil: uma avaliação empírica da década de 1990. **Working Paper**. Belo Horizonte: Ibmec, n. 43, 2007.

SANTOS, Leonor M. P. *et al.* Avaliação de políticas públicas de segurança alimentar e combate à fome no período de 1995-2002. 4 – Programa Nacional de Alimentação Escolar. **Caderno Saúde Pública**, v. 23, n. 11, p. 2681-2693, 2007.

SEN, Armathya Kumar. **Desenvolvimento como Liberdade**. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.

SHAPLEY, L. A value for n-person games. *In*: KUHN, H. W. and TUCKER, A. W., **Contributions to the Theory of Games**, Vol. 2, Princenton University Press, 1953.

SHLEIFER, Andrei; VISHNY, Robert W. Corruption. **Quarterly Journal of Economics**, v. 108, n. 3, p. 599-617, 1993.

SHORROCKS, Anthony F. Decomposition Procedures for Distributional Analysis: a unified framework based on the Shapley Value (mimeo). **The Journal of Economic Inequality**, vol 11, issue 1, pp 99-126, 2013.

SILVA, Marcos Fernandes Gonçalves da; FREITAS, Fernando Garcia de; BANDEIRA, Andrea Camara. How Does Corruption Hurt Growth? Evidences about the Effects of Corruption on Factors Productivity and Per Capita Income. **Fundação Getúlio Vargas**, Escola de Administração de Empresas de São Paulo, 2001.

SOARES, Laura L; VICENTE, Ernesto F. R. Divulgação das compras públicas de alimentos para a merenda escolar em municípios catarinenses. **Gestão & Regionalidade**, v. 27, n. 80, p. 30-44, 2011.

SODRÉ, Flavius Raymundo A.; RAMOS, Francisco de Sousa. Os impactos da corrupção no desenvolvimento humano, desigualdade de renda e pobreza dos municípios brasileiros. *In*: XXXIV Encontro Nacional de Economia. **Anais do XIX Encontro Regional de Economia do Nordeste (ANPEC)**. Fortaleza, 2014.

SOUZA, C.M.N.; FREITAS, C.M.; MORAES, L.R.S. Discursos sobre a relação saneamento-saúde-ambiente na legislação: uma análise de conceitos e diretrizes. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, v. 12, n. 4, p. 371-379, 2007.

TANZI, Vito; DAVOODI, Hamid. Corruption, Public Investment, and Growth, International Monetary Fund **Working Paper**, n. 97/139, 1997.

TAVARES, P. A. (2010). Efeito do Programa Bolsa Família sobre a Oferta de Trabalho das Mães. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 19, n. 3, p. 613-635.

TAVARES, Priscila Albuquerque; PAZELLO, Elaine Toldo; FERNANDES, Reynaldo; CAMELO, Rafael de Sousa. Uma Avaliação do Programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza. **Revista Pesquisa e Planejamento Econômico – PPE**, vol; 39, n.1, 2009.

TEIXEIRA, C. G. (2008). **Análise do Impacto do Programa Bolsa Família na oferta de trabalho dos homens e mulheres**. PNUD / IPC, 2008. Disponível em: <<http://www.ipc-undp.org/mds.do?action=search&option=Author&optionValue=teixeira&search=Buscar>>. Acesso em: 01 nov. 2016.

TEIXEIRA, Wladimir Machado; MENEZES-FILHO, Naércio Aquino. Estimando o retorno à educação do Brasil considerando a legislação educacional brasileira como um instrumento. **Revista Economia Política**, São Paulo , v. 32, n. 3, p. 479-496, 2012.

TOCHETTO, Daniela Goya. RIBEIRO, Eduardo Pontual. COMIM, Flavio Vasconcelos, PORTO JUNIOR, Sabino da Silva. Crescimento pró-pobre no Brasil – uma análise exploratória. **XXXII Encontro Nacional de Economia**. Paraíba, 2004.

TREISMAN, Daniel. The Causes of Corruption: A Cross-National Study. **Journal of Public Economics**, 76: 399-457, 2000

UL HAQ, Mahbub. **Human development report**. United Nations Development Programme, 1990.

VIEIRA, Paulo R. Em busca de uma teoria de descentralização. **Revista de Administração Pública**, v. 46, n. 5, p. 1409-1425, 2012.

ZAMBONI, Yves; LITSCHIG, Stephan. **Audit Risk and Rent Extraction**: Evidence from a randomized Evaluation in Brazil. Disponível em: <http://sites.bu.edu/neudc/files/2014/10/paper_473.pdf>. Acesso em: 20 Mar. 2017.

WOOLDRIDGE, J. **Topics in Program Evaluation**. Mimeo, Universidade de Michigan, Estados Unidos, 2006.