



Tema 1 - Qualidade do Gasto Público

2º Lugar

Impacto de Transferências Intergovernamentais sobre Desigualdades Interpessoais de Renda e Educação: um exercício utilizando RDD.

Autor:

Felipe José Cardoso Avezani



CONCURSO VIII PRÊMIO SOF DE MONOGRAFIAS

TEMA I – QUALIDADE DO GASTO PÚBLICO

**Impacto de Transferências Intergovernamentais sobre Desigualdades Interpessoais
de Renda e Educação em Municípios Brasileiros:
um exercício utilizando RDD**

RESUMO

O presente estudo objetiva estimar os efeitos do Fundo de Participação dos Municípios (FPM) sobre indicadores selecionados de desigualdade interpessoal de renda e educação em um conjunto específico de cidades brasileiras, tendo como pano de fundo a literatura que propugna o baixo impacto redistributivo da política fiscal do país. A existência de descontinuidades nos aportes do FPM em pontos do intervalo populacional é usada, no arcabouço da regressão descontínua (RDD), para contornar problemas de identificação, com o intuito de isolar variações exógenas nas transferências. A estratégia econométrica empregada reproduz parcialmente a de Litschig e Morrison (2013), baseada nas abordagens sharp e fuzzy do RDD. As amostras abrangem municípios situados ao redor dos três primeiros pontos de corte do FPM (10189, 13585 e 16981 habitantes); o indicador de desigualdade interpessoal da renda é o coeficiente de Gini relativo aos anos de 2000 e 2010; no campo educacional, utilizou-se uma medida de entropia generalizada – GE(2) – relativa à desigualdade da taxa de distorção idade-série (ou defasagem educacional). Muito embora repercuta sobre os orçamentos, em especial ampliando gastos, não se encontraram evidências de que o acréscimo de recursos proporcionado pelo FPM afete os indicadores de desigualdade interpessoal de renda e educação selecionados.

Palavras-chave: Transferências intergovernamentais. Regressão descontínua. Desigualdade interpessoal de renda e educação



SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	4
2 O PROBLEMA DA DESIGUALDADE: UMA REVISÃO DA LITERATURA.....	9
2.1 Introdução	9
2.1.1 Sobre a evidência empírica envolvendo crescimento e desigualdade.....	10
2.1.2 Uma breve descrição das relações entre desigualdade e pobreza	13
2.1.3 Modelos teóricos da interação entre crescimento e desigualdade	14
3 GASTO PÚBLICO E DESIGUALDADE NO BRASIL.....	22
4 ALGUNS ASPECTOS DA POLÍTICA FISCAL DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS	32
5 ASPECTOS METODOLÓGICOS.....	37
5.1 Introdução	37
5.1.1 As competências constitucionais dos municípios brasileiros	37
5.1.2 Aspectos institucionais do FPM	39
5.1.3 Componentes analíticos	42
5.1.4 Dados	45
5.1.5 Regressão Descontínua	46
5.1.6 Estratégia econométrica	50
5.1.7 Testes de validade interna.....	55
6 RESULTADOS	59
6.1 Aspectos gerais.....	59
6.2 Efeitos sobre o gasto agregado	60
6.3 Efeitos das transferências sobre o indicador de desigualdade interpessoal de renda.....	60
6.4 Efeitos das transferências sobre categorias de despesa	61
6.5 Efeitos das transferências sobre a desigualdade interpessoal de defasagem educacional.....	64
7 CONSIDERAÇÕES FINAIS	67
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	69
ANEXO A – Estatísticas descritivas	74
ANEXO B – Teste de covariadas	75
ANEXO C – Estimativas	76

1 INTRODUÇÃO

Na literatura econômica, acumulam-se os trabalhos que investigam as consequências, em geral, de afluxos de receitas para o setor público e, em particular, da instituição de mecanismos de partilha intergovernamental em regimes federativos (Brollo et al, 2013; Litschig & Morrison, 2013; Oliveira Filho, 2006). Por oposição à crença comum que toma, sem maior evidência empírica, o aumento puro e simples de dotações como solução para as deficiências da atuação estatal, pesquisas têm destacado um conjunto de problemas associados a instrumentos de repasse entre esferas governamentais. Assim é que, nesse quadro, verificam-se: o incremento e a piora na qualidade do gasto público, decorrentes de assimetrias informacionais e falhas institucionais que induzem os gestores públicos locais ao provimento ineficiente de serviços, seja pela negligência com os custos – dada a ausência de incentivos para minimizá-los – ou pelo excesso de oferta – nos casos em que as vinculações impedem o uso alternativo dos recursos –, na esteira do que se denomina de ilusão fiscal (Oliveira Filho, 2006; Rosane e Nogueira, 2013); o aumento nas práticas de rent-seeking e corrupção (Brollo et al, 2013); o desestímulo à arrecadação de receitas próprias (Regatieri, 2013; Oliveira Filho, 2006); a deterioração da dinâmica política local mediante a participação de atores menos qualificados e menor punição eleitoral pelo incurso em improbidades e malversação de patrimônio público (Brollo et al, 2013); o denominado flypaper effect, pelo qual as transferências promovem o crescimento distorcido do gasto orçamentário devido ao comportamento de políticos e das burocracias públicas, em prejuízo da alocação social ótima, entre outros.

Em paralelo, cresce nas agendas acadêmica e política a preocupação com a dimensão distributiva das ações públicas. Contra um fundo de análises que sugerem uma interação perversa entre desigualdade, pobreza e crescimento (Berg et al, 2014; Mendes, 2013), estudos de caso vêm se ocupando dos efeitos redistributivos da intervenção governamental em grupos de países, isoladamente e em perspectiva comparada. Nesse contexto, o Brasil desponta como um enigma, considerando a combinação dos seguintes elementos: elevada iniquidade, democracia sufragista, alta e crescente carga tributária e baixa redistribuição (Rosane e Nogueira, 2013). Muito embora a queda recente da sua desigualdade interpessoal de renda, sobretudo a partir de 2001, caracterize um fenômeno notável na história nacional (IPEA, 2012), o país continua a ostentar umas das mais acentuadas disparidades econômico-sociais do mundo; entretanto, a avaliação dos impactos redistributivos da ação estatal no Brasil revela um setor público que não apenas pouco equaliza, mas, conforme o critério ou a medida usados, agrava a concentração de renda.

Este trabalho examina os efeitos equalizadores dos aportes realizados pelo Fundo de Participação dos Municípios (FPM) nas pequenas cidades brasileiras, com base em indicadores de desigualdade interpessoal da renda e educação: no primeiro caso, foi usado o coeficiente de Gini; no segundo, construiu-se uma medida de entropia generalizada – $GE(2)$ – relativa à defasagem educacional. Uma vez que os dados referentes às desigualdades intramunicipais estão disponíveis unicamente para os anos dos censos do IBGE, a amostra restringe-se aos anos de 2000 e 2010. De início, é testado o impacto das transferências do FPM sobre a despesa orçamentária total. Em sequência, é avaliada a interação entre os indicadores de desigualdade e o incremento de receitas promovido pelo FPM. Ao fim, investiga-se a repercussão das transferências sobre conjuntos de despesas associados, grosso modo, à equalização

de renda e educação (Afonso et al, 2008): educação, saúde, assistência e previdência sociais e folha de pessoal, não desconsiderando que o ordenamento jurídico brasileiro vincula frações do FPM aos dois primeiros.

Um aspecto metodológico crítico na tentativa de estimar eventuais desdobramentos da política fiscal diz respeito, no caso, à identificação de variações exógenas na receita (Brollo et al, 2013); em outras palavras, presume-se um potencial risco de endogeneidade, seja por omissão de variável ou causalidade reversa. É plausível, por exemplo, que municípios mais corruptos consigam captar mais recursos e, supondo o caráter concentrador da corrupção, sejam mais desiguais; ou que cidades mais desiguais prefiram um setor público reduzido e, pois, um menor orçamento, com implicações sobre as transferências intergovernamentais (Kosec, 2012). Numa e noutra hipóteses, o uso de estimadores ingênuos envolvendo repasses e índices de desigualdade, sem controles adicionais, traria viés; torna-se, pois, necessário encontrar uma fonte de transferências de natureza exógena, ou seja, que não varie estritamente em face da demanda por parte dos beneficiários, mas oferte recursos com algum grau de aleatoriedade.

Desse modo, para contornar o problema, este trabalho se vale da regra de repasse do FPM, a qual estabelece coeficientes fixos por faixas e gera descontinuidades nos montantes transferidos em pontos do intervalo populacional. A engrenagem do FPM foi concebida nos primeiros anos do regime militar com o intuito de uniformizar o provimento de serviços públicos no âmbito municipal (Litschig e Morrison, 2013); assim, pois, inexistem indícios de que, na origem, os dispositivos do FPM tenham sido forjados em favor de conjuntos de municípios com atributos específicos. Por hipótese, em torno dos limites que separam as faixas de coeficientes do FPM, assume-se a homogeneidade entre os grupos de controle (municípios abaixo

do limite) e tratamento (municípios acima do limite); tudo o mais constante, portanto, eventuais diferenças entre eles podem ser atribuídas às transferências federais.

O arcabouço normativo do FPM constitui, em princípio, um processo gerador de dados que permite a estimação por meio da regressão descontínua (RDD). A estratégia econométrica adotada reproduz, fundamentalmente, a de Litschig e Morrison (2013), com apoio ainda nos trabalhos de Angryst e Lavy (1999), Regatieri (2013) e Brollo et al (2012). A abordagem sharp do RDD, utilizada pelos autores em primeiro plano, presume o perfeito enquadramento, ou seja, a correta apuração das cotas de participação com base nos dados populacionais e nas regras do FPM. Ao longo das décadas de 1990 e 2000, contudo, sucederam-se dispositivos transitórios que atenuavam a perda de recursos por parte de municípios desmembrados; Brollo et al (2013) detectaram ainda falhas nos procedimentos de cálculo do TCU, não se excluindo a possibilidade de fraudes. Sendo assim, a abordagem fuzzy do RDD, implementada por Litschig e Morrison (2013) com o cunho de mera validação de resultados, foi empregada paralelamente neste trabalho.

A hipótese de continuidade da função densidade da variável forcing, pressuposto crucial do desenho RDD para Lee e Lemieux (2010), não foi confirmada pelo teste de McCrary, conforme antecipado por Monastério (2013). Ainda que McCrary (2007) vislumbre a possibilidade de não viés na estimação RDD em face de descontinuidades na função densidade da variável forcing em pontos críticos e Monastério (2013) estime a ocorrência de manipulação em relativamente poucos municípios, tal violação exige cautela na interpretação dos resultados; em especial, não existem elementos que permitam aferir a direção do viés. A análise de covariadas pré-tratamento, de outro modo, não apontou heterogeneidades entre os grupos de controle e tratamento aos níveis usuais de significância.

Os resultados dos exercícios econométricos deste trabalho não sinalizaram quaisquer efeitos robustos do FPM sobre os indicadores de desigualdade escolhidos. Por contraste, as estatísticas apontam que todos os conjuntos de gastos examinados reagem positivamente à maior disponibilidade de recursos; em particular, as despesas com assistência e previdência sociais e com folha de pessoal ampliam-se significativamente na abordagem fuzzy.

Este trabalho se subdivide em 7 seções, inclusa esta introdução. A seção 2 faz um breve apanhado da literatura que trata das interações entre desigualdade, pobreza e crescimento, com o propósito de justificar o objeto deste estudo; em suma, busca-se responder à seguinte pergunta: por que a desigualdade é um problema econômico e merece atenção? Na seção 3, o caso brasileiro entra em foco com a revisão de algumas pesquisas que avaliam os efeitos redistributivos em nível agregado do setor público nacional. A seção 4 repassa artigos que abordam elementos da política fiscal dos municípios, sobretudo em interface com as transferências intergovernamentais, e seu impacto no que tange a diferentes variáveis, tais como mercado de trabalho, corrupção, eleições, gasto com pessoal etc. A seção 5 trata dos aspectos metodológicos do trabalho, incluindo: o contexto institucional das finanças públicas municipais no Brasil; histórico e marco jurídico do FPM; componentes analíticos; e estratégia econométrica. A seção 6 apresenta os resultados e é seguida por considerações finais.

2 O PROBLEMA DA DESIGUALDADE: UMA REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Introdução

O problema da desigualdade repercute em múltiplas instâncias (World Bank, 2006). Seja no plano filosófico, vinculado aos debates sobre a boa política e a justiça (Sandel, 2012); no plano psicossocial, em que se estuda a maneira como iniquidades são valoradas e, por si só, afetam o bem-estar individual ou coletivo; ou no plano econômico, pelo qual se entrelaça, em especial, com os tópicos do desenvolvimento e da redução da pobreza, o tema vem se tornando um ponto destacado na agenda de pesquisa contemporânea, sobretudo devido ao agravamento dos desequilíbrios de renda nos países avançados a partir do final dos anos 70 e seus desdobramentos no que tange à recente crise econômica mundial (Mendes, 2013; OCDE, 2011; Berg & Ostry, 2011). Fundamentalmente, a crescente preocupação com a iniquidade, no âmbito econômico, está associada ao seu impacto sobre o crescimento de longo prazo e, direta e indiretamente, sobre a pobreza e a distribuição dos ganhos do desenvolvimento (shared prosperity).

Neste tópico, é feito um apanhado da literatura econômica que aborda as interações entre desigualdade, redistribuição e desenvolvimento, com base, sobretudo, nos trabalhos de Mendes (2013; 2014), Berg e Ostry (2011) e Berg et al (2014). Após apresentar pesquisas recentes que procuram evidência empírica para a relação entre as variáveis, discutem-se os efeitos da desigualdade sobre a pobreza e o crescimento, com respaldo em modelos propostos por diferentes autores.

2.1.1 Sobre a evidência empírica envolvendo crescimento e desigualdade

A compreensão dos nexos entre desigualdade, distribuição e crescimento ainda enfrenta múltiplas dificuldades econométricas e empíricas (Berg et al, 2014; Mendes, 2013). Com efeito, os dados sobre concentração de renda e redistribuição são escassos e nem sempre confiáveis; apresentam, ainda, erros de medição oriundos da complexidade e diversidade de metodologias de apuração, bem como viés amostral, em que predominam sociedades avançadas e mais igualitárias. Em termos de modelagem, estão subjacentes à interação entre as variáveis: não linearidades e heterogeneidades, envolvendo períodos e características locais; problemas de causalidade reversa¹; e falhas de especificação. A identificação de efeitos diretos e de equilíbrio geral, outrossim, introduz dificuldades adicionais.

Os testes empíricos envolvendo desigualdade, crescimento e redistribuição (Berg et al, 2014; Mendes, 2013), associam, em geral, a iniquidade a ciclos de evolução da renda mais lentos e curtos no longo prazo; em intervalos mais imediatos, de outro modo, a disparidade econômica aparece em correlação positiva ou ambígua com o crescimento. No que se refere ao nexo entre desigualdade e redistribuição, a pouca evidência disponível parece confirmar a hipótese de Meltzer e Richard (1981): mais desigualdade acarreta mais redistribuição. Os trabalhos em torno da interação entre redistribuição e crescimento, por seu turno, não registram evidência robusta de

¹ Como exemplo, Aidt (2011) informa que pesquisas recentes sobre o nexo de longo prazo entre corrupção e desenvolvimento concluem por uma direção de causalidade que parte do último para a primeira: quanto mais pobre, mais corrupta uma sociedade. Por hipótese, quanto mais corrupta, mais desigual.

qualquer efeito prejudicial de uma variável sobre a outra. A direção de causalidade, como sugerem Dollar et al (2013), parece partir da desigualdade para o crescimento.

Berg e Ostry (2011) exploram a relação entre crescimento sustentado e desigualdade (expressa pelo índice de Gini), utilizando dados que retornam à década de 50 e abrangem países de todo o mundo. Tendo em vista a literatura que acentua o papel do crescimento robusto e contínuo sobre a queda da pobreza, os autores contrastam a experiência de países e observam a existência de correlação negativa entre iniquidade e duração dos episódios de evolução da renda; buscam, em sequência, avaliar a importância relativa dos principais vetores² de crescimento com base num modelo de regressão multivariada. Os resultados obtidos colocam a desigualdade como o principal previsor da longevidade do incremento do produto, preservando seu significado econômico e estatístico independentemente da inclusão de covariadas, da amostra e da especificação da variável dependente. Em consonância com estudos que apontam a estabilidade da iniquidade ao longo do tempo e seus efeitos deletérios sobre o crescimento (Acemoglu et al, 2002; Engerman & Sokoloff, 2002), o trabalho problematiza pesquisas anteriores que associavam disparidades de renda a mais crescimento no curto e médio prazo.

Em continuidade, Berg et al (2014) - com base em dados que permitem discriminar a concentração bruta e líquida de renda (após tributos e transferências) em diferentes países - aprofundam o exame da interação entre desigualdade e crescimento mediante o controle do impacto de eventuais mecanismos redistributivos. De um lado, a literatura propugna a existência de uma trade-off entre eficiência e

² São eles: qualidade das instituições políticas; avanços em saúde, educação e infraestrutura; desenvolvimento financeiro; abertura comercial; integração financeira; competitividade externa e pauta de exportações; instabilidade macroeconômica; choques externos; desigualdade.

redistribuição, na linha da tese pioneira de Okun; de outro, pesquisas atuais sugerem a possibilidade de políticas redistributivas³ que conciliem ambos os objetivos. Se a primeira hipótese é válida, a interação negativa encontrada entre desigualdade e crescimento poderia constituir mera correlação, numa estrutura de causalidade em que redistribuição interviria; em outros termos, o remédio prescrito ao problema da desigualdade, redistribuir, seria o meio pelo qual o crescimento é afetado.

A título de conclusão, os autores observam a persistência da desigualdade ao longo do tempo e o seu agravamento nos países da OCDE desde os anos 80, enquanto os países em desenvolvimento caminham no sentido oposto. No que tange às interações envolvendo desigualdade, crescimento e redistribuição, afirmam não haver evidência factual de que a redistribuição, em geral, comprometa o crescimento; posto em detalhe:

- a) países mais desiguais tendem a redistribuir mais;
- b) tanto as taxas quanto a longevidade do crescimento estão forte e negativamente correlacionadas com a desigualdade líquida e fracamente correlacionadas com o grau de redistribuição;
- c) análises multivariadas sinalizam um impacto negativo da desigualdade líquida sobre as taxas de crescimento e a longevidade do ciclo; um efeito próximo a zero da redistribuição sobre as taxas de crescimento; e um efeito negativo da redistribuição sobre a longevidade apenas nos casos de elevada redistribuição, mas ainda sim estatisticamente equivalente ao efeito da desigualdade líquida, com o que se anulam.

³ Exemplificam os autores: tributação de atividades geradoras de externalidades negativas que afetam os mais pobres; políticas de investimento em infraestrutura; políticas de seguridade social; e políticas que favorecem a acumulação de capital humano entre os mais pobres.

2.1.2 Uma breve descrição das relações entre desigualdade e pobreza

A desigualdade afeta a pobreza de maneira direta e indireta. Em caráter isolado, por si só, constitui significativo fator de sua redução (World Bank, 2006). Apesar de o crescimento mostrar-se, na média, neutro em termos distributivos, estudos de casos sugerem que diferentes políticas públicas distribuem desigualmente eventuais aumentos do produto; há, pois, espaço para a busca de equidade no bojo do crescimento⁴. Ademais, o efeito da evolução da renda sobre a pobreza é condicionado pelo grau de iniquidade: uma maior concentração distributiva minora o efeito do crescimento sobre a pobreza (elasticidade crescimento-pobreza).

A correlação entre crescimento econômico e redução da pobreza está bastante documentada na literatura especializada. World Bank (2006) estima que a metade da diminuição nos indicadores de pobreza global pode ser atribuída ao aumento do produto. Berg e Ostry (2011) afirmam que a eliminação da pobreza depende do crescimento robusto por longo período de tempo; enfatizam, pois, a importância do incremento sustentado da renda.

Dollar et al (2013), por meio de uma base de dados formada por 118 países e quatro décadas (1970 a 2000), atualizaram trabalho anterior sobre as relações entre crescimento e pobreza, com o reforço de suas conclusões. Em primeiro lugar, a renda média do primeiro e segundo quintis (20% e 40% mais pobres) da distribuição de renda varia em proporção com o rendimento médio, ao mesmo tempo em que sua fração na renda total mantém-se, na média, estável ao longo do tempo e não correlacionada com as taxas de crescimento; nesse sentido, afirmam que o

⁴ Para uma avaliação, no caso brasileiro, da eficiência no combate à pobreza de alternativas centradas no crescimento ou redistribuição, vide Barros et al (2001). Barros et al (2010) demonstram que a queda da pobreza e da extrema pobreza no Brasil, ao longo dos anos 2000, esteve associada às transferências diretas governamentais e, pois, a um componente redistributivo.

incremento total da renda continua sendo o fator crítico para os pobres, pois tende a beneficiá-los igualmente aos demais estratos.

Em segundo, a participação dos mais pobres na renda não tende a decair com o tempo, mesmo quando observada a parcela apropriada por esses segmentos em distintos intervalos temporais. Em terceiro, três quartos da variância - entre países e períodos - da taxa de crescimento da renda dos 20% e 40% mais pobres são explicados pela variância da taxa de crescimento da renda média, tendo, pois, a desigualdade um papel secundário na mitigação da pobreza. Por fim, mesmo em modelos que incorporam variáveis associadas ao crescimento e à desigualdade⁵, o efeito do comportamento da renda média sobre a pobreza mostra-se robusto e preserva sua magnitude, enquanto os demais fatores não possuem significado estatístico. Alertam os autores, contudo, para as diferentes trajetórias recentes da desigualdade entre países do leste asiático, que passam por concentração de renda, e da América Latina, que experimentam uma dinâmica oposta.

Portanto, examinar os vetores que determinam o crescimento econômico torna-se crucial; dentre eles, encontra-se a desigualdade (Mendes, 2014).

2.1.3 Modelos teóricos da interação entre crescimento e desigualdade

Um conjunto inicial de teorias preconiza uma relação positiva entre as variáveis, mediante dois canais: incentivos e poupança. No primeiro caso, a desigualdade é resultado e condição intrínseca da alocação ótima via mercado; quanto maior a recompensa pelo desempenho, maior a inovação, o investimento, a assunção de

⁵ Pertencem ao primeiro grupo: desenvolvimento e abertura financeira, abertura comercial, estabilidade monetária, equilíbrio fiscal, expectativa de vida, crescimento demográfico, direitos civis e políticos, assassinatos e revoluções per capita e dummies para guerras civis e conflitos externos. Incluem-se no segundo: taxas de matrícula no ensino primário; desigualdade educacional, gasto público em saúde e educação e participação do setor agrícola no PIB.

riscos e a produtividade. Como diferentes agentes possuem diferentes competências, talentos e disposições ao risco e ao esforço, o funcionamento do mercado tenderá, inevitavelmente, a reproduzir desigualdades. Nessa linha, políticas públicas – tributárias, regulatórias e de provimento de serviços - que redistribuam renda inibiriam o emprego eficiente de recursos, conduzindo a um menor crescimento, posto que os agentes seriam expropriados de parcela dos seus ganhos e, assim, sofreriam desestímulos ao seu máximo desempenho e ao acúmulo de poupança. Ao final, sociedades que optassem por menos desigualdade cresceriam, como efeito colateral, a taxas inferiores ao seu potencial.

Pela via da poupança, o impacto positivo da desigualdade sobre o crescimento é balizado pelo suposto de que indivíduos ricos poupam mais do que pobres; dada a identidade entre investimento e poupança, quanto maior esta, maior aquele e, logo, maior o crescimento. Em outras abordagens análogas, a relação poupança-desigualdade é mediada pelas hipóteses de mercados de crédito imperfeitos e indivisibilidade de investimentos (abordagem trickle-down)⁶.

Em oposição, contudo, a perspectiva anterior, um corpo crescente de pesquisas, a partir da década de 1990, busca testar e desenvolver modelos em que iniquidade e crescimento aparecem em correlação negativa (Berg & Ostry, 2014; Mendes, 2013;). De fato, a simples análise das estatísticas refuta a hipótese de uma interação unívoca e positiva entre as variáveis, como propugnado pelas teorias

⁶ Numa versão estabelecida, o acúmulo inicial de recursos necessários para desencadear o crescimento só seria possível mediante a concentração de renda; os pobres, portanto, seriam beneficiados nos primeiros estágios de desenvolvimento pelo incremento da renda, ainda que num contexto de elevada desigualdade. Para Deaton (1991 apud Mendes, 2013), os pobres, tendo em vista o seu precário acesso ao sistema financeiro, tenderiam a poupar mais para suavizar consumo ao longo do ciclo de vida; uma eventual redistribuição de renda para os mais carentes, pois, teria o efeito de facilitar o crédito e reduzir a poupança agregada. Em Barro (1999), a desigualdade seria condição para que ao menos alguns indivíduos detivessem capital suficiente para iniciar investimentos ou se educar.

mencionadas; os países mais prósperos coincidem com os mais igualitários (Berg & Ostry, 2011).

De acordo com um primeiro grupo de teorias, denominado por Mendes (2013) de distribuição Robin Hood, sociedades são formadas por ricos, agentes capazes de acumular ativos físicos e intelectuais, e pobres, que consomem. Como o crescimento está associado à acumulação de ativos tangíveis e intangíveis (capital humano e tecnologia), políticas redistributivas, ao diminuir o retorno líquido dos fatores produtivos, afetariam negativamente a trajetória da renda, uma vez que os ricos tenderiam a poupar menos.

Nesse novo quadro, entretanto, introduz-se um mecanismo que conduz a conclusões opostas às derivadas dos modelos anteriores: a decisão de redistribuir é determinada endogenamente, em linha com o argumento desenvolvido por Meltzer e Richard (1981). Sociedades democráticas, marcadas por extrema desigualdade, tendem a optar por maior redistribuição, dado que o eleitor posicionado na mediana da distribuição de renda, decisivo nos pleitos, é beneficiado pela política redistributiva e menos afetado pelos custos oriundos da tributação (e de uma eventual redução do crescimento). No desfecho, comunidades muito iníquas tenderiam a crescer menos em consequência de seu viés favorável a políticas redistributivas⁷; num círculo perverso, maior desigualdade levaria a menor desenvolvimento, o que, por sua vez, encolheria a renda disponível para redistribuição na rodada seguinte, aprisionando a economia numa dinâmica de baixo crescimento e elevada iniquidade. Nesse contexto, uma adequada redistribuição, ainda que nociva no curto prazo, poderia engendrar uma dinâmica positiva de longo prazo (Mendes, 2013).

⁷ Milanovic (2000) encontra evidência empírica que correlaciona desigualdade e redistribuição.

No mesmo marco analítico, resultados obtidos no campo da economia institucional e política destacam o efeito da interação entre desigualdade e arranjos institucionais sobre o desenvolvimento de longo prazo (Mendes, 2013; World Bank, 2006). Entendidas, na acepção da escolha racional, como as regras que delimitam as estratégias de interação disponíveis aos agentes e favorecem a previsão do comportamento alheio; ou, na perspectiva historicista, como o conjunto de normas e convenções, formais e informais, que permitem a interpretação e a ação (Hall & Taylor, 2003), as instituições afetam o desenvolvimento ao condicionar o funcionamento de mercados – em particular, mediante mecanismos de enforcement e direitos de propriedade – e o acesso a bens e serviços públicos.

Quanto mais excludente e direcionada for a intervenção estatal, ao conceder proteção e benefícios a grupos restritos ou oligarquias, menor tende a ser o crescimento econômico, por diferentes motivos (Mendes, 2013; World Bank, 2006): redução de investimentos, devido ao excesso de risco imposto a parcelas significativas da população; geração de ineficiências, devido ao favorecimento de agentes de menor desempenho; deslocamento de recursos de investimentos produtivos para práticas de rent-seeking e corrupção (Aidt, 2011; Blackburn, 2006); e menor responsividade e accountability por parte do Estado em face da população como um todo⁸.

A qualidade de arranjos institucionais, por seu turno, está associada a uma dinâmica que envolve fatores políticos e econômicos (Mendes, 2013; World Bank,

⁸ Gradstein (2003), como exemplo, propõe um modelo em que a renda da unidade familiar é determinada, entre outros, pela parcela do gasto público por ela apropriada; esta por sua vez, dependerá do seu grau de influência política que, em última instância, é condicionada pela sua participação na renda. Quanto maior a sensibilidade do sistema político ao poder econômico, maior a tendência à iniquidade numa sociedade e maior o efeito da desigualdade inicial sobre a sua trajetória mediata; como resultado, o equilíbrio de longo prazo pode combinar uma situação perversa de baixo crescimento e alta desigualdade. Addison e Rahman (2001) encontram evidência empírica de que disparidades de renda reduzem o gasto público no ensino primário em proporção do gasto com etapas subsequentes de ensino mais afetadas aos segmentos abastados da sociedade.

2006). Uma maior equidade na distribuição do poder político tende a aprimorar as instituições; o poder político, contudo, encontra-se atrelado à capacidade econômica, de maneira que a desigualdade de renda e riqueza compromete a equidade na esfera política e, pois, as instituições, num ciclo que se retroalimenta (Acemoglu et al, 2002; Engerman & Sokoloff, 2002).

Chong e Gradstein (2004), com base em testes de causalidade de Granger e decomposição de fatores, concluíram pela interação dinâmica entre iniquidade e qualidade institucional, com predominância de causalidade partindo da primeira para a segunda, independentemente das características da amostra (países desenvolvidos ou em desenvolvimento), da especificação das variáveis ou do período abrangido. Corroboram, assim, um dos fatos estilizados na literatura do desenvolvimento, a estabilidade dos índices de desigualdade e qualidade institucional ao longo do tempo.

Outro conjunto de teorias recorre às imperfeições do mercado de crédito para modelar o nexos entre desigualdade e crescimento (Mendes, 2013; World Bank, 2006). Numa situação ideal, decisões de investimento seriam pautadas pela rentabilidade, custo do capital e risco ponderado; assim, características dos agentes - como condição econômica, articulação política, etnia, gênero etc – seriam irrelevantes nesse contexto. Adversamente, não obstante, pesquisas demonstram que o acesso ao crédito é prejudicado por fatores institucionais: a precariedade dos mecanismos de enforcement - como as leis e o judiciário - pode inviabilizar o acesso de grupos específicos ao sistema financeiro; em particular, dado o risco de inadimplência e os diferenciais de custo de oportunidade, a captação pelos mais pobres pode se inviabilizar, conjugando desigualdade e baixo crescimento.

Mendes (2013) esquematiza a forma como a interação entre desigualdade e falhas do mercado de crédito pode comprometer o crescimento. Em termos simples,

o crédito é utilizado para: financiar investimentos ou iniciar negócios; aprimorar capital humano (educação, em particular); e suavizar consumo. Como em qualquer economia existem variados limites à execução de um devedor, a eventual captação de recursos dependerá da prestação de garantias; os pobres, entretanto, possuem restrições quanto a isso.

Por conseguinte, os mais carentes terão menos acesso a crédito, o que dificulta seus investimentos, formação educacional e chances de mobilidade social, legando aos seus filhos condições igualmente adversas e aprisionando-os numa armadilha da pobreza. O grau de concentração da renda condiciona o percentual de indivíduos abaixo de certa linha de pobreza; quanto menos desigual uma sociedade, maior tende a ser o número de agentes com acesso ao sistema financeiro e, portanto, maior o crescimento de longo prazo. Diferentes versões dessa estrutura básica estabelecem dinâmicas distintas, sem modificar, em geral, o núcleo do argumento: elevadas disparidades de renda comprometem o acesso de parcela da população ao mercado de crédito, provocando baixo crescimento.

A ligação perversa entre desigualdade e crescimento pode se formar, ainda, pelo canal da instabilidade política (Mendes, 2013). Alesina e Perroti (1996) formulam e testam a hipótese de que sociedades muito desiguais elevam a tensão social e se tornam mais propensas a rupturas institucionais violentas, o que fragiliza os direitos de propriedade, torna a política econômica imprevisível e aumenta o risco de perda patrimonial. Dado que o investimento depende de um ambiente institucional e econômico estável para se consumir, disparidades acentuadas tenderiam a inibi-lo e, por conseguinte, prejudicar o desenvolvimento. Rodrik (1999) propõe um modelo que tenta explicar a repercussão de choques externos sobre economias, em termos de perda de crescimento, a partir da maneira como instituições controlam o conflito social

latente (manifesto, entre outros, pela iniquidade); a análise empírica por ele realizada respalda a hipótese.

A educação é outro fator que media a interação entre desigualdade e crescimento. Na abordagem da economia do setor público, a educação é bem meritório ou semipúblico: os benefícios de educar-se aproveitam ao agente que arcou com seu ônus – na forma de mais renda, melhores postos de trabalho, mais facilidade em resolver problemas – ao mesmo tempo que se extravasam para a comunidade, ao favorecer a inovação, a produtividade, a resolução de conflitos, os cuidados com a saúde etc (Mendes, 2013). Por esse motivo, governos e mercados a provêm em diferentes quantidades e níveis.

A iniquidade, na sua interface com a pobreza, pode diretamente comprometer o desenvolvimento ao privar significativas frações populacionais da educação mediante múltiplos mecanismos. Na linha dos modelos anteriores que tratam da restrição de crédito, os pobres podem ter sua formação prejudicada devido à ausência de ativos e do acesso ao sistema financeiro que lhe permitiriam educar-se. A condição de carência pode ainda desincentivar a educação: ao aumentar a taxa pela qual os pobres descontam os seus benefícios futuros; ao ampliar o custo de oportunidade dos pais em colocar seus filhos na escola, tendo em vista a alternativa do trabalho infantil; e ao dificultar o cálculo dos benefícios de educar.

Em consonância com a perspectiva institucional antes mencionada, de outro modo, acentuadas disparidades tendem a enviesar o provimento de serviços públicos educacionais. Como modelado por Gradstein (2003), com apoio em trabalhos como o de Addison e Rahman (2001), a desigualdade de renda favorece gastos públicos mais regressivos em educação, promovendo mais ensino secundário e superior em detrimento do primário, o qual alcança as parcelas mais pobres da população. Outros

autores (Banerjee & Duflo, 2011, apud Mendes, 2013) por fim, associam desigualdade ao baixo o nível dos serviços públicos, o que torna as políticas redistributivas de transferência direta (seguridade social, subsídios etc) mais vantajosas sob a perspectiva do pobre quando comparadas com a educação.

Os modelos que tentam estruturar as relações de causalidade entre as variáveis prevêm, portanto, em conjunto com a análise empírica, potenciais efeitos nocivos da desigualdade sobre o crescimento.

3 GASTO PÚBLICO E DESIGUALDADE NO BRASIL

A recente trajetória de queda da desigualdade de renda na América Latina (Barros et al, 2010; Mendes, 2014) tem gerado um amplo conjunto de pesquisas que objetivam compreender os processos subjacentes às dinâmicas locais do fenômeno e, em particular, os impactos das respectivas políticas públicas e instituições sobre o problema. Tendo em vista os propósitos deste trabalho, repassa-se nesta seção a literatura contemporânea sobre a desigualdade no Brasil, com ênfase na contribuição do setor público para o seu comportamento.

De início, sublinhe-se, conquanto tenha havido a diminuição de seus índices de desigualdade a partir de 2001, consubstanciando o que alguns denominam de “a década inclusiva” (IPEA, 2012), o Brasil continua a se manter entre as nações mais iníquas do mundo⁹. Iniciando na década de 80, Mendes (2014) segmenta a trajetória da concentração de renda¹⁰ no país em três períodos. O primeiro, 1985-1995, caracteriza-se pelo recrudescimento inflacionário e o agravamento da desigualdade; nesses anos, os efeitos das incipientes medidas redistributivas, adotadas na esteira da redemocratização, teriam sido superados pela aceleração dos preços, a qual ocorreu em detrimento, sobretudo, dos mais pobres, menos capazes de proteger o valor real de suas rendas. O segundo, 1996-2001, teria sentido o impacto desconcentrador derivado da estabilidade monetária pós Plano Real¹¹. O terceiro, de 2002 em diante, teria conjugado o aumento das transferências diretas

⁹ Em 2012, o Brasil ocupava o 12º lugar no ranking mundial da desigualdade (IPEA, 2012).

¹⁰ Medida com base no índice de Gini.

¹¹ Hoffmann (2002) localiza na década de 90 um processo ambivalente: os rendimentos do trabalho começam a se desconcentrar, mas o efeito é anulado pelo incremento da desigualdade em outras fontes de renda (aposentadorias e pensões, por hipótese), de sorte que a desigualdade da renda familiar per capita mantém-se estável. Barros et al (2000), com base em diferentes indicadores, constataram a perversa estabilidade da desigualdade de renda brasileira entre os anos finais de 1970 e 1990; não encontraram, ademais, evidência de que a estabilidade monetária tenha tido qualquer efeito sobre a iniquidade.

governamentais, a política de aumento do salário mínimo e uma dinâmica favorável do mercado de trabalho para levar a iniquidade brasileira ao seu menor patamar histórico¹².

IPEA (2012) – com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos de 2001 a 2011 – apresenta números relativos à decomposição estática da desigualdade da renda domiciliar per capita brasileira¹³ e à decomposição dinâmica de sua redução. Em 2011, 79% da concentração da renda no país tinham origem nos hiatos de rendimentos oriundos do trabalho, seja no setor público ou privado; outros 18% provinham das rendas da Previdência Social, nos regimes público e geral. As demais transferências diretas governamentais agiam no sentido inverso: o PBF desconcentrava renda (1%), mas devido à sua pequena participação no conjunto da renda, possuía pequeno impacto global; já o BPC era nulo em termos distributivos, ou seja, acompanhava de perto a curva da perfeita igualdade.

Dessa maneira, ponderados os graus de concentração de cada grupo de rendimentos pela sua participação na renda total, como destaca Mendes (2014) apoiado no mesmo estudo, o resultado líquido da ação estatal mostrou-se concentrador. Com efeito, o impacto das despesas públicas com previdência sobrepujava em muito o impacto oposto das políticas de assistência social (BPC e BPF). Hoffmann (2003) havia detectado a mesma relação entre previdência e iniquidade utilizando os dados da PNAD de 1999.

Quanto aos aspectos dinâmicos do comportamento da desigualdade no período, IPEA (2012) calcula que 58% da redução do Gini entre 2001 e 2011 decorreram de uma menor disparidade salarial. Os rendimentos da previdência, por

¹² Coeficiente de Gini de 0,526.

¹³ As rendas foram agrupadas nos seguintes grupos: trabalho; previdência social (regimes próprio e geral); Benefício de Prestação Continuada (BPC); Programa Bolsa Família (PBF); outras rendas.

sua vez, responderam por 19% da queda, consequência do descompasso entre a política de reajustes do salário mínimo, que indexa o piso das aposentadorias e pensões, e a correção dos demais benefícios. O PBF e BPC, juntos, contribuíram com 17% do decréscimo do índice, sobretudo devido ao aumento concomitante da progressividade e do volume de recursos do PBF. No período analisado, pois, como observa Mendes (2014), as transferências governamentais diretas foram responsáveis por 36% da redução na desigualdade, determinados tanto pela maior progressividade da despesa pública (previdência e PBF) quanto pelo incremento de sua participação relativa na renda total.

Na mesma linha, Medeiros e Souza (2013) avaliam o efeito líquido do setor público sobre a desigualdade da renda domiciliar per capita líquida no Brasil, com base em microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) dos anos 2008-2009. Norteia o trabalho a hipótese de que a Administração Pública nacional concentra renda ao dispensar distintos tratamentos a três grupos: o funcionalismo público, cujos salários e benefícios previdenciários superam os de sua contraparte no setor privado; os empregados do setor privado formal, beneficiários de políticas previdenciárias e assistenciais (abono salarial, seguro-desemprego, proventos e aposentadorias do RGPS etc); e os empregados do setor privado informal. O estudo abrangeu tanto os fluxos monetários do Estado para os domicílios quanto os tributos diretos (IRPF, IPVA, IPTU e ITR); as rendas do trabalho foram discriminadas entre os setores público e privado.

Apuram os autores que, após deduzidos os tributos diretos, o setor público brasileiro contribui com 31,8% da desigualdade medida pelo coeficiente de Gini. Ainda que os hiatos salariais do setor privado perfaçam a maior fração da desigualdade (58,4%), devido a sua participação relativa (62,8%) no total dos rendimentos, o grau

de concentração dos fluxos estatais líquidos agrava a iniquidade na margem, enquanto as remunerações geradas na esfera privada mitigam-na.

Em especial, a remuneração do funcionalismo público respondeu por 24% do coeficiente de Gini, regressividade resultante de duas causas: um efeito de composição, associado às qualidades (maior escolaridade média, entre outros) que distinguem os servidores públicos da média dos empregados do setor privado; e um efeito segmentação, relativo aos aspectos institucionais e políticos que determinam os salários no setor público. De fato, o diferencial público-privado compôs 6% da desigualdade, anulando mais da metade do efeito progressivo dos impostos diretos. A Previdência Social foi responsável por 21% do índice, com destaque para os benefícios previdenciários do regime próprio que superam o teto do RGPS, cuja contribuição para a desigualdade é desproporcional a sua participação relativa no conjunto da renda. Os benefícios sociais (PBF e BPC), em que pese seu caráter progressivo, tiveram seu efeito sobre a desigualdade completamente anulado por outras políticas, como o seguro-desemprego (1,4%).

Ao final, Medeiros e Sousa (2013) concluem pela existência de três níveis de proteção social e sistemas de emprego no Brasil: um primeiro voltado ao funcionalismo público, muito concentrado e regressivo; um segundo destinado ao trabalho formal do setor privado, concentrado, mas progressivo; e um terceiro, formado pela assistência social, com participação tão residual na renda que mitiga sua elevada progressividade. O setor público brasileiro, portanto, concentra renda, mesmo não computada a potencial regressividade dos tributos e subsídios indiretos, além dos juros da dívida pública. Tal resultado, conjecturam, advém da combinação de políticas corporativistas regressivas, historicamente entranhadas no ordenamento jurídico, com

a atuação de grupos de interesse, como o funcionalismo, fortes o suficiente para influir nas decisões governamentais.

Higgins e Pereira (2013) estimam os efeitos da política fiscal¹⁴ sobre a distribuição de renda e a pobreza no Brasil utilizando dados da POF 2008-2009 e outras fontes¹⁵. Seus cálculos informam que as transferências e tributos diretos¹⁶ reduzem a iniquidade¹⁷ gerada pelo mercado (0,57) em apenas 6%, muito aquém do efeito estimado por Immervoll et al (2006) para os 15 integrantes originais da União Europeia em 1998 (em torno de 33%); ajustada pelas transferências e tributos indiretos, a desigualdade cai 19%, o que, ressaltam os autores, demonstra o diminuto impacto redistributivo da política fiscal brasileira, sobretudo em face de sua elevada carga tributária.

No tocante ao efeito líquido das ações do setor público sobre a pobreza, as transferências e tributos diretos reduzem-na em todos os seus níveis (ultra, extrema e moderada) e tanto mais quanto mais aguda. Sem embargo, a incidência de tributos indiretos sobre os mais carentes tem o condão de mitigar significativamente o impacto anterior, vindo inclusive a ampliar o número de indivíduos em situação de moderada pobreza. Conquanto as transferências diretas apresentem elevado grau de cobertura em relação aos segmentos mais pobres, sua pequena participação no orçamento vis-à-vis o volume de recursos destinados aos outros estratos populacionais compromete a sua capacidade de mitigar a pobreza.

No geral, a progressividade absoluta do PBF e BPC é atenuada pelas demais políticas de transferência direta; estas, no conjunto, terminam por registrar coeficiente

¹⁴ Abrangendo: tributos diretos e indiretos; transferências diretas; subsídios indiretos (serviços públicos de educação e saúde).

¹⁵ São elas: PNAD 2008; dados fiscais (União e estados); e o sistema de contas nacionais.

¹⁶ Nas transferências diretas, incluem-se: PBF; PBC; seguro-desemprego; pensões e outros benefícios (auxílio-doença, entre outros); e outras transferências residuais.

¹⁷ Mensurada pelo coeficiente de Gini da renda familiar per capita.

de concentração quase nulo, o que reduz o seu poder de correção das disparidades geradas pelo mercado. A provisão de serviços de educação e saúde mostra-se progressiva em termos absolutos, excetuados os gastos com o ensino superior, cujo coeficiente de concentração (0,43) - ainda que inferior ao índice de Gini da renda do mercado - sinaliza seu direcionamento para grupos de renda mais elevada. No saldo, a política fiscal brasileira se mostra redistributiva, concluem Higgins e Pereira (2013).

Lustig et al (2013) cotejam os efeitos redistributivo do setor público brasileiro com os de outros países latino-americanos¹⁸. Um aspecto que sobressai na comparação é a magnitude da carga tributária e do gasto público no Brasil: em proporção do PIB, o país está mais próximo dos membros da OCDE que dos seus vizinhos continentais. O grau de efetividade redistributiva¹⁹ do seu setor público, no entanto, é baixo em termos relativos; a política fiscal brasileira repercute menos sobre a desigualdade e a pobreza quando ponderados pelos montantes envolvidos; em outras palavras, o Brasil despende mais, em proporção do PIB, para obter um impacto equivalente ao de outras sociedades latino-americanas sobre aquelas variáveis. O efeito final da redistribuição promovida pelo Estado brasileiro mostrou-se progressivo, com nuances. De um lado, os tributos indiretos são suficientes para anular o impacto atenuante das transferências diretas, deslocando um segmento populacional para a extrema pobreza. O sistema de previdência nacional, de outro, possui um efeito destacado sobre a pobreza e iniquidade no conjunto dos países.

Sob a ótica estrita de um dos componentes da política fiscal, Rosane et al (2012) investigam os efeitos redistributivos da carga tributária brasileira com base nos dados da POF 2008-2009 e da PNAD 2009. Em face da perspectiva comum que

¹⁸ São eles: Argentina, México, Uruguai, Bolívia e Peru. Os resultados não são estritamente comparáveis.

¹⁹ O grau de efetividade redistributiva ou de redução da pobreza pondera o efeito do gasto público pelo montante aplicado.

assume o caráter regressivo do sistema tributário do país, decorrente da elevada participação de impostos indiretos, os autores procedem a ajustes metodológicos²⁰ e estimam a incidência dos tributos indiretos e diretos por decil da distribuição de renda. No primeiro caso, o cálculo das alíquotas efetivas e dos montantes pagos recorreu à Matriz de Insumo-Produto de 2005 do IBGE combinada com os gastos declarados pelas famílias na POF; no segundo, utilizou-se um programa simulador que aplica a legislação do Imposto de Renda da Pessoa Física (IRPF) e das contribuições previdenciárias (regimes geral e próprio) aos microdados da PNAD 2009.

O dispêndio total com tributos indiretos, em proporção da renda ajustada das famílias, decresce de forma monotônica de 15,4%, no primeiro decil, para 10,9%, no último. Os tributos diretos, por seu turno, apresentam pequenas oscilações nos decis intermediários de renda, devido às regras de contribuição previdenciária, mas, no geral, se mostram progressivos: o primeiro decil destina 0,3% da renda ajustada às exações, enquanto o último decil, 9,4%. Em termos agregados, Rosane et al (2012), em oposição a estudos anteriores, apontam a larga proporcionalidade do sistema tributário brasileiro, na medida em que o percentual da renda ajustada das famílias comprometido com tributos oscilou entre 15,7% (1º decil) e 20,3% (10º decil); comparadas, as respectivas participações das famílias brasileiras no total da renda ajustada e da carga tributária são quase equivalentes, exceto para o decil mais rico, cujo percentual da renda total apropriado (35,7%) descola em maior grau de sua participação na carga tributária (41,7%). Concluem os autores pelo pequeno efeito redistributivo do sistema tributário nacional, no sentido da progressividade²¹.

²⁰ Dois são eles: correção da renda dos estratos mais pobres com base na despesa declarada, o que eleva na comparação com estudos anteriores; estimação do IRPF tendo por referência a renda anual das famílias e as deduções previstas na legislação.

²¹ Não foram considerados os efeitos do IPVA, IPTU e tributos incidentes sobre aplicações financeiras e outros rendimentos de capital.

Rosane e Nogueira (2013) discutem as relações entre iniquidade, redistribuição e democracia no contexto da experiência brasileira pós-1988. O país, com efeito, conjuga um dos mais acentuados índices de desigualdade do mundo, carga tributária elevada e baixa redistribuição via política fiscal, em contraste com teorias estabelecidas na economia política que associam desigualdade à redistribuição, no quadro de democracias majoritárias (Meltzer & Richard, 1981), ou, por oposto, a baixos níveis de tributação devido à polarização social que impede consensos. Para os autores, encontra-se no centro da dinâmica político-econômica do Brasil o conceito de ilusão fiscal, entendido como a sistemática incompreensão dos principais parâmetros fiscais que induz os eleitores a decisões equivocadas sobre o gasto governamental (Oates apud Rosane e Siqueira, 2013). Em termos simples, o fenômeno da ilusão fiscal ocorre quando os eleitores desconhecem os custos que sobre eles recaem de eventuais políticas públicas, elevando a despesa estatal a patamares sub-ótimos.

Com base em micro-simulações utilizando dados da PNAD 2009 e da POF 2008-2009, o estudo, ao encontro dos resultados acima mencionados, avalia a desigualdade da renda em diferentes estágios²² e mostra o reduzido efeito redistributivo da política fiscal brasileira: entre a iniquidade gerada pelo mercado e a computada após tributos e transferências, ocorre uma diminuição de meros 3,4 pontos percentuais no coeficiente de Gini apurado por vintil da renda (de 0,601 para 0,561). Mais grave ainda, a apuração do saldo final dos fluxos entre famílias e setor público indica que os 40% mais pobres devolvem ao Estado mais do que recebem em

²² São eles, na denominação dos autores:

- a) renda privada: distribuição gerada pelo mercado;
- b) renda bruta: renda privada + transferências diretas;
- c) renda disponível: renda bruta deduzida das contribuições previdenciárias de empregados e IRPF;
- d) renda final: renda disponível deduzida de tributos indiretos.

transferências diretas. Sob o aspecto da efetividade, considerando-se carga tributária e efeitos redistributivos, o Brasil figura entre os países de pior desempenho: arrecada-se muito para pouca equalização.

Mesmo que se cogite o efeito amplificador dos subsídios indiretos governamentais, como indicado por Higgins e Silveira²³ (2013), sobre o impacto redistributivo final da política fiscal brasileira, Rosane e Nogueira (2013) alertam que a permanência da desigualdade de mercado em patamares elevados sugere que os efeitos de equilíbrio geral da política de gasto público (via serviços públicos de educação e saúde, entre outros) ainda não são suficientemente equalizadores. Em que pese Barros et al (2010) atribuírem 30% da redução da desigualdade na renda familiar per capita, no período 2001-2007, à conjunção entre menor disparidade educacional (3%, isoladamente) e queda dos prêmios por escolaridade adicional (23%), Mendes (2014) problematiza a tendência ao identificar suas possíveis causas²⁴.

Ao final, Rosane e Nogueira (2013) afirmam que o uso de instrumentos²⁵ de ilusão fiscal pelo setor público brasileiro é, simultaneamente, mecanismo de

²³ Deve-se, contudo, considerar que o efeito redistributivo dos serviços públicos brasileiros é determinado por motivos perversos: dada a sua baixa qualidade, os segmentos mais ricos recorrem aos seus substitutos privados, tornando a focalização um efeito colateral das políticas. Outrossim, os valores transferidos na forma de serviços públicos deveriam ser, rigorosamente, avaliados sob a ótica do usuário e não do custo administrativo, como se dá nas estimativas descritas. Não sendo assim, boa parte das transferências identificadas poderiam representar nada mais que ineficiências (na forma de desperdício, salário de funcionalismo etc), caracterizando transferências espúrias de pequeno impacto equalizador.

²⁴ As explicações mais comuns para a redução dos hiatos salariais no mercado de trabalho brasileiro incluem a política de aumentos reais do salário mínimo e a redução das desigualdades educacionais. No último caso, presume-se que um choque de oferta de mão de obra mais qualificada, tudo o mais constante, tenha provocado a redução do preço do fator e, por consequência, o estreitamento entre as remunerações de indivíduos com diferentes graus de escolaridade. Se assim o é, a queda da desigualdade dos rendimentos do trabalho seria o sinal positivo da mera diminuição de uma iniquidade reproduzida pelo mercado, a educacional.

Outras duas hipóteses, no entanto, parecem encontrar algum respaldo. De um lado, suspeita-se que o setor dinâmico da economia no período, o de serviços, promoveu um choque de demanda por trabalhadores menos qualificados; assim, a queda da desigualdade seria um reflexo do baixo aprofundamento da economia em setores intensivos em tecnologia capazes de absorver mão de obra mais especializada. De outro, a perda de qualidade dos níveis secundário e superior de ensino teria se traduzido em menor diferencial de salário entre os trabalhadores. Num caso e noutro, a trajetória da desigualdade seria consequência não da melhora na qualidade e equidade do gasto público, mas de uma perversa mudança estrutural da economia, acompanhada pela piora educacional.

²⁵ Entre outros, são eles: elevada participação de impostos indiretos, os quais se ocultam no preço dos produtos; um intrincado sistema tributário que contém múltiplos tributos, regimes tributários, tarifas e isenções; incidência em cascata, o que amplia disfarçadamente as alíquotas efetivas em face da alíquota legal; retenções na fonte; prorrogações sucessivas de tributos temporários; recurso ao imposto inflacionário e ao endividamento.

acomodação de demandas de múltiplos grupos de interesse e reflexo da extrema iniquidade social do país. Num contexto democrático, a ilusão fiscal permite amainar o conflito distributivo ao mesmo tempo em que favorece as práticas de rent-seeking, ampliando ou perpetuando injustiças. Como resultado, conjugam-se no Brasil elevada desigualdade, democracia sufragista, alta e crescente carga tributária, baixa redistribuição, serviços públicos precários e baixo investimento.

No mesmo sentido, Lisboa e Latif (2013) descrevem o desenvolvimento brasileiro como um processo em que o Estado ocupou a função central de coordenar decisões de investimento e arbitrar o conflito distributivo, institucionalizando práticas de rent-seeking na condição de políticas legítimas e necessárias ao progresso. Com a redemocratização, novos grupos de interesse passaram a ocupar a arena política, proliferando privilégios e benefícios a um custo difuso que recai sobre toda a sociedade. Como desfecho, distorções alocativas e baixa produtividade voltaram a restringir o crescimento econômico, sem maiores avanços na melhoria da distribuição de renda.

4 ALGUNS ASPECTOS DA POLÍTICA FISCAL DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

A seção 3 buscou resumir a literatura que aborda as relações entre política fiscal e desigualdade de renda no Brasil. Dela parece emergir o consenso de que o setor público brasileiro gasta muito para pouco redistribuir, na comparação com outros países (OCDE, membros da União Europeia e mesmo alguns latino-americanos). Considerando-se o objetivo deste estudo, examinar os efeitos do FPM sobre a desigualdade intramunicipal, esta seção repassa um grupo de trabalhos que investigam, no âmbito das cidades, a interação entre política fiscal, transferências e diferentes variáveis.

Bender e Fernandes (2009) utilizaram as PNADs de 1992 a 2001 para avaliar a dinâmica relativa do emprego e salários públicos nas três esferas de governo. No tocante aos municípios, constatou-se uma pequena elevação do número de servidores estatutários ao longo do período, enquanto o funcionalismo como um todo – incluindo os empregados públicos – manteve-se estável. A massa salarial do setor público municipal cresceu a partir de 1995, da mesma forma que os diferenciais salariais se tornaram positivos em relação ao setor privado a partir de 1998. A desigualdade educacional entre os setores, por seu turno, mostrou-se menos acentuada do que o observado entre os demais entes públicos e a esfera privada; para o conjunto dos servidores municipais estatutários, apresentou ligeira tendência de alta. A distribuição de rendimentos no setor municipal se mostrou apenas um pouco mais elevada do que no setor privado e com igual tendência de queda.

Mattos e França (2009) estimam os efeitos do emprego público sobre a desigualdade intramunicipal mediante o desenho de um instrumento – baseado na aprovação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) – e o uso de dados do Censo de

2000. Orienta-os a hipótese de que o impacto redistributivo do gasto com pessoal é mediado por três canais: a ocorrência de diferenciais salariais, incluindo benefícios, em relação ao setor privado (efeito segmentação); a composição da força de trabalho do setor público, em média mais qualificada; e eventuais efeitos de equilíbrio geral provocados pela demanda do setor público por mão de obra. Controlando covariadas usualmente associados à iniquidade²⁶, os autores detectam um efeito negativo e significativo do emprego público total sobre a desigualdade, mesmo quando se incluem regressores que tentam capturar diferenciais de produtividade; já o emprego municipal, isoladamente, não apresentou significado estatístico, ainda que seu coeficiente aponte na mesma direção. Os municípios brasileiros, sugerem os autores, concentrariam renda no curto prazo como efeito colateral de suas políticas.

Braga et al (2013) complementam, em certa medida, o estudo anterior ao avaliar os efeitos da política fiscal dos municípios brasileiros sobre o mercado de trabalho (empregos e salários), mediante o uso de regressão descontínua e de variáveis instrumentais. As regras de repasse do FPM são tratadas como uma variação exógena de receita; o período abrangido compreende os anos de 2001 a 2008 e a amostra restringe-se às cidades ao redor dos 3 primeiros limites de corte do FPM. Os resultados obtidos sinalizam a ausência de efeitos de equilíbrio geral da política fiscal, dado que não se observou impacto algum sobre o mercado de trabalho consolidado. Aparecem efeitos, no entanto, sobre o setor público, na forma de mais postos de trabalho de baixa qualificação e maiores salários, ainda que o gasto com pessoal não aumente na proporção do incremento de receitas.

²⁶ São elas: proporção de idosos, jovens e crianças; nível e disparidade educacionais; população; idade média; diferencial educacional entre setores público e privado; taxa de desemprego; diferenciais de escolaridade entre os empregados no setor público e privado; população urbana; renda per capita; transferências intergovernamentais per capita; gasto governamental.

Kosec (2013) investiga os vetores que afetam o provimento pelo governo de bens e serviços públicos que possuem substitutos privados. Para tanto, analisa os efeitos da desigualdade (mensurada pelo coeficiente de Gini) e do nível de renda (captado pela mediana da distribuição) dos municípios brasileiros sobre: o volume e a qualidade dos gastos em educação; os investimentos em infraestrutura urbana; e a geração de superávits orçamentários²⁷. O remanejamento de recursos entre os municípios brasileiros promovido pela instituição do FUNDEF, em 1997, é tratado como um choque exógeno de receita para a construção de uma variável instrumental.

O trabalho de Kosec (2013), num primeiro plano, aponta que um incremento de receitas públicas municipais aumenta o gasto per capita em educação e infraestrutura, bem como o superávit orçamentário e a taxa de matrículas na escola pública pré-primária. Quando ponderado pelos efeitos da iniquidade e do nível de renda, contudo, o quadro altera-se significativamente: municípios com diferentes graus de iniquidade e desenvolvimento reagem de forma distinta a um incremento de receitas. Sob o aspecto orçamentário, cidades mais desiguais ou ricas tendem a aplicar menos em educação e a poupar mais²⁸; a alocação em infraestrutura varia positivamente conforme o nível de renda. Sob a ótica do resultado da ação estatal, municípios mais igualitários ou pobres tendem a expandir mais o número de matrículas nos ensinos primário e pré-primário em face de um incremento da renda; de outro modo, contudo, cidades mais desiguais e prósperas tendem a ampliar a

²⁷ Em contraponto, encontram-se dois conjuntos de modelos. De um lado, há aqueles que estabelecem uma correlação positiva entre incremento do gasto público e desigualdade, na linha do argumento desenvolvido por Meltzer e Richard (1981). De outro, estão os que preveem uma interação negativa entre iniquidade ou nível de renda e o provimento de bens públicos que possuam substitutos privados, mediante duplo mecanismo: o da escolha social, pelo qual é suposto que indivíduos de maior renda prefiram a qualidade de bens privados em cotejo com seus substitutos públicos, tendo como fundo a hipótese da utilidade marginal decrescente da renda; e o da influência política, que propugna o direcionamento de políticas públicas para grupos privilegiados num contexto de elevada disparidade.

²⁸ A hipótese é a de que um maior grau de pobreza aumenta a utilidade do consumo presente de uma comunidade ou reduz o custo futuro do endividamento, devido à tendência ao crescimento da renda (Ball & Mankiw apud Kosec, 2013).

qualidade dos serviços educacionais com base no acréscimo de recursos. A autora conclui que a desigualdade e o nível de desenvolvimento afetam não apenas o montante mas a composição do gasto público; municípios mais desiguais e prósperos compensam a menor propensão a despendar em educação com melhoria dos serviços.

Litschig e Morrison (2013), na mesma linha, tratam dos efeitos das transferências governamentais sobre os níveis de gasto municipal; sobre os indicadores de pobreza e educação; e sobre as chances de reeleição do prefeito. A análise é feita por meio da técnica de regressão descontínua, utilizando como variável forcing as populações que determinaram os repasses do FPM entre os anos de 1982 a 1985. Os dados provêm dos censos de 1980 e 1991; os valores populacionais foram extraídos das resoluções do TCU que fixaram os coeficientes de repasse; os valores do FPM foram obtidos da consolidação realizada pela Secretaria do Tesouro Nacional.

De início, constatam os autores a ausência do efeito crowding out: municípios que auferem mais transferências tendem a aumentar na mesma proporção seu nível de gasto. Este, por sua vez, repercute positivamente sobre os anos de estudo concluídos pelos alunos, sobre as taxas de analfabetismo e sobre os índices de pobreza. As transferências do FPM, ademais, ampliam as chances de eleição do partido que delas se beneficiam. Em conclusão, Litschig e Morrison (2013) afirmam haver evidência de que os pequenos municípios brasileiros tendem a aplicar as transferências recebidas em serviços públicos que beneficiam a comunidade, sem incremento de custos.

Brollo et al (2012) utilizam as discontinuidades nos coeficientes do FPM para testar um modelo de agência política envolvendo diferenciais de custos na prática da

corrupção e seleção endógena de candidatos²⁹. Os dados populacionais - variável forcing - abrangem o período de 2001 a 2006; os eleitorais se referem aos pleitos de 2004 e 2008. As evidências encontradas são congruentes com o modelo proposto. Um acréscimo nas transferências eleva os episódios de corrupção e a probabilidade de reeleição; ao mesmo tempo, reduz a qualidade média dos candidatos e mitiga o impacto de atos de improbidade sobre as chances de renovação do mandato. Dessa maneira, Brollo et al (2012) aventam a existência de uma armadilha pela qual um incremento de recursos teria efeitos ambivalentes: de um lado, beneficiaria a população com a ampliação e melhoria dos serviços públicos, como apurado por Litschig e Morrison (2013); de outro, prejudicaria o processo político local, promovendo o aumento da corrupção e a piora da qualidade dos atores políticos.

Por fim, Regatieri (2013) analisa o efeito das transferências constitucionais do FPM sobre a arrecadação própria dos municípios, tomando as discontinuidades nos coeficientes do sistema de partilha como uma variação exógena de receita. Os dados do trabalho abrangem os anos de 2000 a 2011; a técnica usada é o desenho fuzzy de uma regressão descontínua. Conclui a autora que as transferências do FPM produzem um efeito crowding-out em algumas faixas de municípios, conforme predito por diferentes teorias que preconizam um efeito-renda dos repasses, induzindo os entes beneficiários a diminuir a tributação local.

²⁹ Em síntese, testam os autores as seguintes hipóteses:

- a) Quanto maior o orçamento, maior a corrupção;
- b) Quanto menos qualificados o prefeito e os potenciais concorrentes no jogo político, maior a corrupção;
- c) Quanto mais qualificados os potenciais candidatos ao Executivo, menor o efeito do tamanho do orçamento sobre a corrupção;
- d) A proporção de potenciais candidatos de baixa qualificação cresce com o tamanho do orçamento;
- e) A probabilidade de reeleição cresce com o orçamento.

5 ASPECTOS METODOLÓGICOS

5.1 Introdução

As seções anteriores fizeram um breve apanhado da literatura sobre desigualdade, redistribuição e pobreza, tanto em nível teórico quanto no plano da experiência brasileira. Trouxeram ainda trabalhos recentes que analisam a interação entre transferências intergovernamentais, política fiscal dos municípios e diferentes variáveis. Neste tópico, apresenta-se o aparato metodológico deste estudo, incluindo aspectos institucionais, dados, componentes analíticos e estratégia econométrica.

5.1.1 As competências constitucionais dos municípios brasileiros

A Constituição Federal de 1988 (CF/1988) definiu competências para os diversos entes federativos. No que concerne aos municípios, um primeiro conjunto, denominado pela literatura de competências comuns, encontra-se arrolado no seu art. 23; nele, as relacionadas mais diretamente ao tema da desigualdade são abaixo listadas:

- a) cuidar da saúde e assistência pública, da proteção e garantia das pessoas portadoras de deficiência;
- b) proporcionar os meios de acesso à cultura, à educação e à ciência;
- c) fomentar a produção agropecuária e organizar o abastecimento alimentar;
- d) promover programas de construção de moradias e a melhoria das condições habitacionais e de saneamento básico; e
- e) combater as causas da pobreza e os fatores de marginalização, promovendo a integração social dos setores desfavorecidos.

Um segundo conjunto, enumerado no art. 30 da CF/1988 e próprio da esfera municipal, abrange competências legislativas e administrativas; entre elas, destacam-se:

- a) organizar e prestar, diretamente ou sob regime de concessão ou permissão, os serviços públicos de interesse local, incluído o de transporte coletivo, que tem caráter essencial;
- b) manter, com a cooperação técnica e financeira da União e do Estado, programas de educação infantil e de ensino fundamental; e
- c) prestar, com a cooperação técnica e financeira da União e do Estado, serviços de atendimento à saúde da população.

As competências tributárias dos municípios, por seu turno, aparecem nos arts. 145; 149, §1º; 149, 149-A; e 156.

A CF/1988 instituiu ainda mecanismos de transferência intergovernamental de cunho marcadamente descentralizador; entre os que destinam recursos aos municípios, está o Fundo de Participação dos Municípios (FPM), formado por 23,5% da arrecadação do Imposto de Renda (IR) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI).

Cabe ainda mencionar que a CF/1988 vinculou recursos a setores de políticas, o que condiciona o uso dos montantes transferidos aos municípios. Pelo seu art. 212, 25% das receitas de impostos dos entes subnacionais, incluindo as de transferências, serão aplicados na manutenção e desenvolvimento de ensino. A Emenda Constitucional nº 29/2000 destinou 15% da arrecadação de impostos, incluindo o FPM e outras transferências, às ações e serviços públicos de saúde. Os recursos da CIDE-Combustível, por fim, devem ser aplicados no financiamento de programas de infraestrutura de transportes.

5.1.2 Aspectos institucionais do FPM³⁰

O Fundo de Participação dos Municípios (FPM) foi instituído pela Emenda Constitucional nº 18, de 1º/12/1965, a qual, em seu art. 21, destinava 20% do produto da arrecadação do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) e do Imposto Sobre a Renda e Proventos de Qualquer Natureza (IR) àquele e ao Fundo de Participação dos Estados e do Distrito Federal (FPE). O §1º do dispositivo remeteu à lei complementar o regramento da aplicação dos recursos; coube ao Código Tributário Nacional – CTN – (Lei nº 5172/1966) estabelecer, no seu art. 91, o critério de repartição do FPM³¹ com base nas populações municipais, da seguinte forma:

Tabela 1: coeficientes do FPM por faixa, conforme o comando original do CTN

Faixa de Habitantes	Coeficiente
Até 10.000, para cada 2.000 ou fração excedente	0,2
Acima de 10.000 até 30.000, Pelos primeiros 10.000	1,0
Para cada 4.000 ou fração excedente, mais	0,2
Acima de 30.000 até 60.000, Pelos primeiros 30.000	2,0
Para cada 6.000 ou fração excedente, mais	0,2
Acima de 60.000 até 100.000, Pelos primeiros 60.000	3,0
Para cada 8.000 ou fração excedente, mais	0,2
Acima de 100.000	4,0

O Ato Complementar nº 35/1967 determinou que os limites das faixas de habitantes seriam reajustados sempre que por meio de recenseamento demográfico geral fosse conhecida a população total do país, alterando-se os limites na proporção do aumento percentual daquela população, tendo por referência o recenseamento de

³⁰ Esta subseção baseia-se, fundamentalmente, em Gasparini e Miranda (2006).

³¹ O Ato Complementar nº 35/1967 também segmentou o FPM: 90% dos recursos seriam destinados aos municípios do interior e 10%, aos das capitais (FPM-Capital). O Decreto-Lei nº 1.881/81, por sua vez, segmentou a parcela dos municípios do interior em dois grupos: um primeiro, formado pelas cidades com população superior 156.216 habitantes, repartiria exclusivamente 4% dos 90%, formando o que se denomina FPM-Reserva; os restantes 86,4% permaneceram conforme as regras anteriores (FPM-Interior). Todas as referências ao FPM neste trabalho se referem ao FPM-Interior.

1960. Em 1981, o Decreto-Lei nº 1.881 modificou o citado art. 91 do CTN, introduzindo novas faixas populacionais, conforme a tabela abaixo:

Tabela 2: coeficientes do FPM por faixa, conforme Decreto-Lei nº 1.881

Faixas populacionais	Coeficiente
Até 10.188	0,6
De 10.189 a 13.584	0,8
De 13.585 a 16.980	1
De 16.981 a 23.772	1,2
De 23.773 a 30.564	1,4
De 30.565 a 37.356	1,6
De 37.357 a 44.148	1,8
De 44.149 a 50.940	2
De 50.941 a 61.128	2,2
De 61.129 a 71.316	2,4
De 71.317 a 81.504	2,6
De 81.505 a 91.692	2,8
De 91.693 a 101.880	3
De 101.881 a 115.464	3,2
De 115.465 a 129.048	3,4
De 129.049 a 142.632	3,6
De 142.633 a 156.216	3,8
Acima de 156.216	4

Fonte: Decreto-Lei no 1.881/1981

A regra de atualização das faixas populacionais foi mantida, tendo agora por referência o recenseamento anterior. Litschig e Morrison (2013) informam que, apesar de não serem conhecidos os parâmetros que orientaram as faixas populacionais originais bem como os valores trazidos pelo Decreto-Lei nº 1.881/1981, as equidistâncias entre grupos de faixa sugerem o uso de um critério objetivo de reajuste, possivelmente com base nos censos de 1970 e 1980. Quando introduzida, em 1967, a regra de repartição do FPM se inseria no processo de centralização tributária conduzido pela União, cujo objetivo era esvaziar o poder das elites políticas locais e induzir ao alinhamento entre a agenda das instâncias subnacionais e as prioridades estabelecidas no plano federal.

Em 1988, a Lei Complementar nº 59 determinou a revisão anual das quotas de participação dos municípios a partir do exercício de 1989, com base em dados oficiais de população produzidos pelo IBGE. A Lei Complementar nº 62/1989, contudo, suspendeu a eficácia da norma anterior até que lei específica dispusesse sobre novos critérios de repartição do FPM, balizada pelos resultados do Censo de 1991; ainda,

introduziu no parágrafo único do seu art. 4º a segmentação do FPM por estado ao determinar que, a partir de 1990, eventual criação ou instalação de município afetaria apenas o conjunto de cidades pertencentes à mesma unidade subnacional. Na sequência, as Leis Complementares nº 71/1992 e 72/1993 prorrogaram os critérios de distribuição fixados pela LC nº 62/1989, enquanto a Lei Complementar nº 74/1993 determinou a revisão dos coeficientes daqueles municípios que haviam cedido população para outros criados ou instalados em 1993.

Por fim, a Lei Complementar nº 91, de 22 de dezembro de 1997, reinstaurou a revisão anual das quotas com base nos dados oficiais da população gerados pelo IBGE; no entanto, previu também uma regra de transição, pela qual os municípios que tivessem seus coeficientes reduzidos pela nova regra, a partir de 1998, preservariam o coeficiente de 1997, ajustado por um redutor crescente até o exercício de 2007. Desde 2008, os coeficientes individuais no FPM são apurados considerando, em tese, exclusivamente as populações publicadas pelo IBGE.

Competem ao Tribunal de Contas da União o cálculo das cotas e a apuração dos coeficientes de participação de cada município nos recursos do FPM, de acordo com a seguinte fórmula (TCU, 2008):

$$V = (C*(PE*FPM))/S$$

em que v é a cota municipal; c é o coeficiente individual do município; PE é a participação do estado de origem no total do FPM; FPM é montante dos recursos do FPM-Interior; e S é o somatório de todos os coeficientes do respectivo estado.

A estimação dos contingentes populacionais das cidades brasileiras realizada pelo IBGE, para os anos em que não ocorre o censo, utiliza uma abordagem top-down que subdivide uma área maior, cuja estimativa se conhece (como a população nacional), em áreas menores, de forma que a agregação de áreas menores resulte na

estimativa total (IBGE, 2013). Brollo et al (2012) informam haver detectado discrepâncias entre os coeficientes divulgados pelo TCU e os apurados conforme as estimativas populacionais publicadas pelo IBGE; embora possam existir outras razões, não descartam a hipótese de manipulação pelo órgão de controle. Regatieri (2013), do mesmo modo, apurou diferenças entre os valores do FPM informados pela STN e os apurados conforme as regras de cálculo; atribui-as, contudo, a erros nas declarações dos municípios e a eventuais ações judiciais.

A tabela abaixo informa os valores do FPM em percentual da receita orçamentária total dos municípios e per capita relativa aos anos de 2000 e 2010, conforme as faixas populacionais. Como destacado na literatura, quanto menor o município, maior a importância relativa da transferência no orçamento.

Tabela 3: valores do FPM por faixa populacional, em termos relativos e per capita - valores em reais de 2010

Faixas Populacionais	FPM (% médio da receita total) Exercício de 2000	FPM (% médio da receita total) Exercício de 2010	FPM (per capita médio) Exercício de 2000	FPM (per capita médio) Exercício de 2010
Até 10.188	46,29	46,55	596.16	1067.02
De 10.189 a 13.584	39,66	37,08	300.12	528.74
De 13.585 a 16.980	37,70	35,95	272.83	503.53
De 16.981 a 23.772	36,02	33,60	250.70	460.24
De 23.773 a 30.564	32,48	30,48	215.04	403.25
De 30.565 a 37.356	30,18	28,48	194.20	362.70
De 37.357 a 44.148	28,64	26,12	180.80	334.78
Acima de 44.148	20,22	18,82	148.50	245.30

Fonte: STN. Elaboração própria.

5.1.3 Componentes analíticos

Um primeiro aspecto analítico deste trabalho diz respeito à própria noção de desigualdade (Medeiros, 2006). Sendo tal conceito sempre relativo, adjetivar algo como igual ou desigual pede, necessariamente, um complemento: igual ou desigual em quê? Este trabalho possui como objeto a desigualdade interpessoal de renda e educação. No primeiro caso, mensura-a o coeficiente de Gini, medida relativa de

desigualdade que atende ao princípio de Pigou-Dalton, pelo qual o valor de uma medida deve aumentar sempre que ocorrer uma transferência regressiva (Hoffman, 1992). O indicador de desigualdade interpessoal de renda usado não reflete a redistribuição engendrada na forma do provimento gratuito ou subsidiado de bens e serviços, políticas de tributação indireta etc.

Já a desigualdade educacional é captada por uma medida de entropia generalizada – GE(2) – da taxa de distorção idade-série (ou defasagem educacional). Considerou-se em situação de distorção ou defasagem idade-série o aluno cuja diferença entre sua idade e a idade prevista para a série é de dois ou mais anos.

Tendo em vista o objetivo de estimar os efeitos de um mecanismo de transferência intergovernamental, o FPM, sobre desigualdades interpessoais, um segundo aspecto analítico concerne à interação, no tempo, entre as intervenções estatais e respectivos resultados. No que tange à desigualdade de rendimentos, de acordo com Afonso et al (2008)³², a avaliação dos efeitos imediatos da ação governamental contrasta as distribuições engendradas anterior e posteriormente a ela num instante de tempo; em outras palavras, coteja a concentração promovida pelo mercado, dadas as condições iniciais em certo momento, com a que resulta após a redistribuição instantânea promovida por políticas públicas. Todavia, o saldo redistributivo da atuação estatal é também composto de impactos defasados; dessa maneira, num ponto de tempo qualquer, conjugam-se efeitos de escolhas públicas passadas e presentes, sobrepondo-se, o que torna muito difícil isolar uns e outros. Raciocínio análogo se aplica à desigualdade educacional.

³² Este trabalho orienta o restante desta seção.

Em qualquer estratégia econométrica, pois, envolvendo aspectos equalizadores da ação governamental subsiste o risco de endogeneidade relativo às consequências mediatas de políticas públicas pretéritas. O citado estudo de Litschig e Morrison (2013), como exemplo, encontrou evidências de que as transferências do FPM no período 1982-1985 afetou a escolaridade média e os índices de pobreza, mensurados em 1991, dos municípios beneficiados. Por hipótese, tais consequências diferidas poderiam ter acarretado uma queda dos prêmios salariais por escolaridade adicional ou uma menor incidência de trabalho infantil nas respectivas localidades, reduzindo as desigualdades de renda e de distorção idade-série.

Num instante definido, a distribuição de renda, prévia à atuação governamental, é determinada por um conjunto de fatores: herança de ativos financeiros e reais; condições de origem, como educação familiar, estímulo a habilidades cognitivas e não cognitivas, inserção em redes sociais etc; arranjos societários, como as normas que governam a formação familiar, a mobilidade social, entre outros; o talento individual; políticas públicas passadas; e sorte. Partindo disso, o Estado poderá redistribuir renda por meio de, fundamentalmente, quatro instrumentos: política tributária; política de gastos tributários ou incentivos fiscais; política de dispêndios; e políticas regulatórias.

A defasagem educacional, por sua vez, está associada aos seguintes fatores (Ribeiro e Cacciamali, 2012): características socioeconômicas das famílias; quantidade e qualidade das escolas; ingresso no mercado de trabalho; e atributos individuais. Assim, não são poucas as iniciativas com potencial para modificar as desigualdades de distorção idade-série.

Ademais, as políticas públicas condicionam as desigualdades em análise de forma direta, por meio de intervenções centradas no problema, e indireta, mediante efeitos de equilíbrio geral (ou mesmo colaterais). Ilustram o primeiro conjunto as

políticas de assistência social que transferem dinheiro aos beneficiários; os proventos e pensões dos regimes de previdência; a oferta de aulas de reforço para crianças com dificuldades de aprendizado; a concessão de bolsas de estudo no intuito de desincentivar o trabalho infantil etc. No que se refere ao segundo conjunto (impactos indiretos), podem-se citar programas de treinamento profissional que modificam a oferta de mão de obra qualificada e, assim, os salários de equilíbrio; a montagem de um sistema de transportes que favorece a mobilidade dos mais pobres e o acesso a postos de trabalho, entre tantos.

Em último lugar, uma desigualdade, por si só, não assume valor negativo. Como sugere a literatura, é possível, por exemplo, que um avanço educacional agrave a iniquidade, mesmo que todos estejam, ao final, melhores que no ponto de partida.

Portanto, a relativa estabilidade do marco regulatório da FPM desde a CF/1988 traz o risco de uma potencial correlação entre as dotações disponíveis ao longo do tempo; eventuais efeitos sobre as desigualdades associados às transferências do FPM podem decorrer tanto de políticas contemporâneas quanto de políticas anteriores. Além disso, torna-se difícil discriminar, rigorosamente, as políticas que operam como nexos causais entre as transferências e as variações nas desigualdades.

5.1.4 Dados

Os dados orçamentários dos municípios abrangem os anos de 2000 e 2010 e foram compilados pela STN. De acordo com o art. 51 da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), até o dia 30 de abril de cada ano os municípios deverão encaminhar suas contas ao Poder Executivo da União para fins de consolidação; o descumprimento do dispositivo impede o ente de receber transferências voluntárias e

contratar operações de crédito. Regatieri (2013) informa que os municípios que independem de transferências voluntárias ou operações financeiras possuem maior chance de não enviar seus dados, em descumprimento à lei; assim, observa-se potencial risco de viés amostral. Com efeito, uma boa parcela dos inadimplentes encontra-se entre os municípios pequenos, como demonstra a tabela abaixo:

Tabela 4: Total de municípios que não enviaram as contas referentes aos exercícios de 2000 e 2010 – população total e subgrupos

	Na população	Na faixa inferior a 10189	Na faixa inferior a 13585
FPM (exercício 2000)	298	139	171
FPM (exercício 2010)	393	171	215

Fonte: STN. Elaboração própria.

As populações municipais de 1997, 1999 e 2009 foram obtidas no site do IBGE. A variável de desigualdade de defasagem educacional foi construída a partir dos microdados do Censo 2010. As demais variáveis foram extraídas no site do Atlas do Desenvolvimento Humano do PNUD, o qual disponibiliza indicadores com base nos censos do IBGE. Todos os valores monetários estão em R\$ de 2010. Um quadro com as variáveis utilizadas neste trabalho encontra-se na Tabela A.1 do Anexo A.

5.1.5 Regressão Descontínua³³

A regressão descontínua (RDD) é um processo gerador de dados que busca emular um experimento aleatório. Tendo seu uso se iniciado na década de 1960, estendeu-se para várias áreas da pesquisa econômica; atualmente, sua engrenagem

³³ A síntese do RDD desta seção foi extraída de Lee e Lemieux (2010).

é compreendida por meio da linguagem dos resultados potenciais, no bojo do instrumental desenvolvido para a avaliação de programas.

Um experimento aleatório se caracteriza pela divisão de uma amostra em dois grupos – denominados controle e tratamento – de maneira que a probabilidade de quaisquer dois indivíduos serem selecionados para um ou outro é exatamente a mesma; ou seja, a distribuição de elementos entre eles não guarda correlação com quaisquer outras variáveis, exceto a de seleção para tratamento. Nos experimentos aleatórios, dada a sua natureza, eventuais diferenças apuradas entre os grupos podem ser atribuídas ao tratamento e estimadas por meio de uma simples comparação de médias. Se a amostra foi retirada da população como um todo, os resultados do experimento serão ainda generalizáveis.

O desenho RDD, de outro modo, forma grupos de tratamento e controle recorrendo a uma variável X (forcing ou running, como em geral rotulada na literatura) que, em caráter hipotético, possui correlação com outras. Nesse caso, a estimação do efeito de tratamento, se feita mediante a simples diferença de médias, poderia capturar variações entre os grupos não decorrentes do tratamento. Para contornar o problema, o RDD, em tese, utiliza exclusivamente a subpopulação que se encontra a uma distância infinitesimal do valor que separa os grupos de controle e tratamento ($X = c$); no limite, tal experimento seria o equivalente de tratar, ao acaso, a subpopulação em que $X = c$. Em outra notação,

$$Y_t - Y_c = \lim_{\epsilon \rightarrow 0^+} E[Y_i | X_i = c + \epsilon] - \lim_{\epsilon \rightarrow 0^-} E[Y_i | X_i = c + \epsilon]$$

em que Y_t é o valor médio da variável de interesse no grupo de tratamento e Y_c seu valor médio no grupo de controle.

O RDD, na impossibilidade de se realizar um experimento aleatório abrangente, restringe-o a uma subpopulação, determinada pelo valor c (limiar) de uma variável X .

Note-se, contudo, que o RDD opera no suposto de que o tratamento foi definido de forma aleatória para essa subpopulação; estar acima ou abaixo do limiar não deve, pois, estar correlacionado com qualquer outra variável que possa afetar o resultado de interesse. Tal hipótese (daqui em diante, referida por hipótese de continuidade) é satisfeita, segundo Lee e Limeaux (2010, p. 292), quando a distribuição do componente de erro estocástico da variável forcing é contínua, o que implica que os agentes envolvidos no experimento não possuem um controle preciso sobre o seu valor. Em termos matemáticos: seja Y a variável de interesse; D , uma variável binária de tratamento; W , um conjunto de covariadas pré-tratamento que podem impactar tanto Y quanto D ; U e V , erros aleatórios. Se

$$Y = \tau D + \delta_1 W + U$$

$$D = 1[X \geq c]$$

$$X = \delta_2 W + V,$$

a hipótese de continuidade será satisfeita se a função densidade da variável V , condicional a W e U , for contínua. Pelo teorema de Bayes, isso implica que a função $P[W=w, U=u|X=x]$ será contínua em x .

Algumas consequências decorrem da hipótese de continuidade. Em primeiro lugar, torna-se possível avaliar a aplicabilidade do RDD por meio do teste de continuidade das covariadas pré-tratamento; caso $P[W=w|X=c]$ seja descontínua, o RDD não pode ser usado no problema. Em segundo, devido à natureza aleatória do experimento projetado pelo RDD, a estimação dos efeitos de tratamento prescinde do controle de covariadas. Por último, a descontinuidade no limiar identifica um efeito médio de tratamento (ATE³⁴) ponderado pela probabilidade de indivíduos com

³⁴ Sigla em inglês para Average Treatment Effect.

determinadas características estarem no limiar; dessa maneira, o RDD, dependendo das probabilidades hipotéticas associadas à posição de cada indivíduo quanto à variável forcing, pode fornecer indícios sobre o ATE na população como um todo.

O formato clássico do RDD, referido na literatura como sharp RDD, assenta-se na hipótese de que o tratamento é inteiramente condicionado pela variável forcing, ou seja,

$$\Pr(D=1|X \geq c) = 1 \text{ e } \Pr(D=0|X < c) = 1.$$

Sem embargo, é possível que a intenção de tratar não coincida, perfeitamente, com o tratamento, por diferentes motivos. Um exemplo é a simples ocorrência de erros que impeçam um indivíduo, enquadrado na regra de tratamento, de ser tratado. Para esses casos, foi forjado o RDD Fuzzy, o qual exige apenas que

$$\lim_{\epsilon \rightarrow 0^+} \Pr(D=1|X=c+\epsilon) \neq \lim_{\epsilon \rightarrow 0^-} \Pr(D=1|X=c+\epsilon),$$

ou seja, a variável D (receber tratamento) deve apresentar uma descontinuidade no limiar (ponto c). O cálculo do ATE, no arcabouço fuzzy, sofre uma mudança devido ao imperfeito enquadramento dos indivíduos: o salto na variável de interesse (Y) deve ser ponderado pela mudança na probabilidade de ser tratado (D). Em síntese:

$$\text{ATE} = \frac{\lim_{\epsilon \rightarrow 0^+} E[Y|X=c+\epsilon] - \lim_{\epsilon \rightarrow 0^-} E[Y|X=c+\epsilon]}{\lim_{\epsilon \rightarrow 0^+} E[D|X=c+\epsilon] - \lim_{\epsilon \rightarrow 0^-} E[D|X=c+\epsilon]}$$

Adicionalmente, dois outros pressupostos são necessários para que no escopo do RDD fuzzy seja possível falar-se em causalidade: o da monotonicidade, o qual exige que os indivíduos não alterem sua disposição a serem tratados ao cruzar o limiar; e o da exclusividade, o qual impõe que a intenção de tratar não deva afetar a variável de interesse (Y), exceto pelo canal do tratamento (D). O ATE, no RDD fuzzy, refere-se apenas à subpopulação tratada.

Por fim, e em caráter geral, para que se estabeleçam nexos causais na estimação RDD é necessário que o ponto de separação dos grupos de controle e tratamento não tenha a mesma função em outros experimentos ou contextos.

5.1.6 Estratégia econométrica

Estimar o efeito de transferências intergovernamentais sobre desigualdades interpessoais envolve problemas de identificação de duas ordens. De um lado, é plausível conjecturar um elevado risco de viés de variável omitida, posto que os montantes repassados ao município podem ser determinados por fatores não observados que se correlacionam com as iniquidades. Uma hipótese, entre outras, é a de que cidades onde a corrupção é mais endêmica teriam mais capacidade de captar recursos em outras esferas; nesse caso, assumindo que a corrupção concentre renda (Afonso et al, 2008), a estrutura de causalidade do problema traria a improbidade como causa simultânea do maior orçamento municipal e de desigualdades mais acentuadas. Outra possibilidade é a de que municípios mais prósperos e preparados para o aproveitamento de fontes intergovernamentais de recursos tendam a prover serviços que ocupem profissionais mais qualificados, como médicos e professores; em estágios iniciais de desenvolvimento, tal demanda do setor público poderia provocar uma concentração salarial, agravando a desigualdade. Nos dois exemplos, a regressão ingênua de indicadores de desigualdade sobre as transferências per capita poderia superestimar o efeito concentrador do mecanismo. Ainda, como sugere Kosec (2012), a desigualdade de renda influi sobre a composição do gasto público; municípios mais igualitários tendem a poupar mais e a aplicar menos em bens e serviços com substitutos privados, como educação. Coloca-se, desse

modo, o risco de causalidade reversa, em que a desigualdade afetaria a disposição de captar transferências.

A estratégia de estimação deste trabalho reproduz a de Litschig e Morrison (2013), baseada num desenho sharp do RDD, em primeiro plano, e num desenho fuzzy no plano da validação dos resultados. De acordo com os autores, o modelo executa regressões lineares locais em amostras que se encontram em alguns intervalos centrados nos limiares do FPM, permitindo diferentes inclinações no entorno do limiar. Como o FPM per capita decai no entorno à esquerda dos limiares e, após dar um salto no limiar, volta a decrescer à direita, a especificação do modelo tenta capturar uma eventual interação assemelhada envolvendo a variável dependente, desigualdade de renda, e a população.

Em termos gerais, a estratégia deste trabalho é um desdobramento do modelo linear básico descrito em Lee e Limieux (2010), no qual o efeito médio de tratamento é dado pelo coeficiente τ na seguinte equação:

$$Y = \alpha_l + \tau D + \beta_l (X-c) + (\beta_r - \beta_l) D(X-c) + \varepsilon,$$

em que os índices l e r referem-se a posição da observação em relação ao limiar (l para esquerda; r para a direita); D é uma dummy para tratamento; $(X-c)$ é a diferença entre os valores da variável forcing de uma observação específica e do limiar. Na equação, $\tau = \alpha_r - \alpha_l$, o que pode ser inferido fazendo-se $X=c$. Note-se que a equação acima permite diferentes coeficientes de inclinação conforme o local da observação.

Como as amostras são pequenas nas proximidades dos limiares, o uso de observações mais distante faz-se necessário para aumentar a eficiência do estimador. Contudo, o aumento do intervalo (ou banda) introduz o risco de viés de estimação; por esse motivo, foram testados modelos lineares em diferentes intervalos, bem como polinômios de grau mais elevado para amostras maiores. Lee e Lemieux (2010)

destacam que, em geral, a robustez das estimativas do RDD é sinalizada pela sua sensibilidade a diferentes formas funcionais (polinômios) e larguras de banda em torno do limiar.

Neste trabalho, a estimação baseia-se apenas nos três primeiros pontos de corte das faixas do FPM (10189, 13585 e 16981), por duas razões: de um lado, a importância relativa dos recursos do FPM nos orçamentos municipais declina com o tamanho do município, em que pese Regatieri (2013) haver detectado um efeito crowding-out em segmentos populacionais superiores; de outro, as regras da transferência do FPM resulta em saltos mais significativos dos valores per capita no caso dos pequenos municípios.

Os resultados, em linha com Litschig e Morrison (2013), foram estimados para cada limiar, separadamente, e para os limiares em conjunto (análise conjunta). Ainda que, por hipótese, os efeitos de se estar imediatamente acima do limiar seja maior quanto menor a população do município, possíveis ganhos de escala na prestação de serviços públicos podem ter o efeito de equalizar o impacto do incremento de recursos sobre os resultados da ação governamental.

Para testar a hipótese do efeito médio comum entre os três primeiros limiares, Litschig e Morrison (2013) propõe a seguinte especificação:

(1)

$$\begin{aligned}
 Y_{ms} = & [\tau_1 1[\text{pop}_{ms} > c_1] + \alpha_{10} \text{pop}_{ms} + \alpha_{11} (\text{pop}_{ms} - c_1) 1[\text{pop}_{ms} > c_1]] 1_{1p} \\
 & + [\tau_2 1[\text{pop}_{ms} > c_2] + \alpha_{20} \text{pop}_{ms} + \alpha_{21} (\text{pop}_{ms} - c_2) 1[\text{pop}_{ms} > c_2]] 1_{2p} \\
 & + [\tau_3 1[\text{pop}_{ms} > c_3] + \alpha_{30} \text{pop}_{ms} + \alpha_{31} (\text{pop}_{ms} - c_3) 1[\text{pop}_{ms} > c_3]] 1_{3p} \\
 & + \sum_{j=3}^1 \beta_j 1[\text{seg}_{j-1} < \text{pop}_{ms} < \text{seg}_j] 1_{jp} + \delta z_{ms} + a_s + u_{ms},
 \end{aligned}$$

$$\text{seg}_0 = 7500; \text{seg}_1 = 11800; \text{seg}_2 = 15100; \text{seg}_3 = 23772$$

$$1_{jp} = 1[c_j (1-p) < \text{pop}_{ms} < c_j (1+p)], j = 1, 2, 3; p = 2, 3, 4 \text{ por cento}$$

em que seg_j representa os limites de 3 segmentos que fracionam a população e permitem construir intervalos centrados nos limiares (10188; 13584; 16980); Y_{ms} é a variável de interesse (no caso, alguma medida de desigualdade) relativa ao município m do estado s ; Z_{ms} são covariadas pré-tratamento; a_s captura efeitos fixos relativos ao estado; e u_{ms} é um erro aleatório. O uso de covariadas no RDD não é, em tese, necessário; pode, contudo, ser útil para reduzir a variância do estimador RDD e mitigar eventuais riscos de endogeneidade envolvendo τ_j . Os valores da estatística de teste (F) não rejeitam a hipótese nula de que os coeficientes τ_j ³⁵ sejam diferentes.

Para a análise conjunta, procedeu-se ao reescalonamento das populações municipais, de maneira que fossem expressas em termos da distância em relação ao limiar e, pois, comparáveis. Analiticamente,

$$\begin{aligned} X_{ms} &= \text{pop}_{ms} - 10188 \text{ se } \text{seg}_0 < \text{pop}_{ms} < \text{seg}_1 \\ &\text{pop}_{ms} - 13564 \text{ se } \text{seg}_1 < \text{pop}_{ms} < \text{seg}_2 \\ &\text{pop}_{ms} - 16980 \text{ se } \text{seg}_2 < \text{pop}_{ms} < \text{seg}_3 \end{aligned}$$

O modelo de análise, por seu turno, assume a seguinte forma:

$$\begin{aligned} Y_{ms} &= \tau \cdot 1[X_{ms} > 0] \cdot 1_p + [\alpha_{10} X_{ms} + \alpha_{11} X_{ms} \cdot 1[X_{ms} > 0]] \cdot 1_{1p} \quad (2) \\ &+ [\alpha_{20} X_{ms} + \alpha_{21} X_{ms} \cdot 1[X_{ms} > 0]] \cdot 1_{2p} \\ &+ [\alpha_{30} X_{ms} + \alpha_{31} X_{ms} \cdot 1[X_{ms} > 0]] \cdot 1_{3p} \\ &+ \sum_{j=3}^1 \beta_j \cdot 1[\text{seg}_{j-1} < \text{pop}_{ms} < \text{seg}_j] \cdot 1_{jp} + \delta Z_{ms} + a_s + u_{ms} \\ 1_p &= 1_{1p} + 1_{2p} + 1_{3p} \end{aligned}$$

³⁵ São estes os p-valores das estatísticas F para igualdade de coeficientes: para o intervalo de 2%, 0,8099; 3%, 0,8023; 4%, 0,2456.

Como discutido, a especificação acima permite seis inclinações distintas, uma a cada lado de um dos limiares³⁶. Satisfeita a hipótese de continuidade, o efeito das transferências é capturado pelo estimador τ , o qual representa

$$\lim_{\epsilon \rightarrow 0^+} E[Y_i | X_i = \epsilon] - \lim_{\epsilon \rightarrow 0^-} E[Y_i | X_i = \epsilon].$$

As análises individual e conjunta se deram com base em crescentes intervalos ao redor dos limiares (2, 3, 4 e 15 por cento). No intuito de tornar mais robustos os resultados, recorreu-se ainda à estratégia de estimação por RDD fuzzy sugerida por Angryst e Lavy (1999), utilizando-se o FPM per capita teórico como instrumento do FPM per capita verídico na seguinte equação em primeiro estágio (Regatieri, 2013):

$$FPM_{ms} = \beta_m + \lambda FPM_teórico_{ms} + \delta pop_{ms} + (...) + \delta pop^n_{ms} + \eta z_{ms} + u_{ms},$$

em que pop é a população utilizada para o cálculo do FPM; z , um conjunto de covariadas; e u , um componente estocástico.

No segundo estágio, o FPM previsto torna-se regressor na seguinte especificação:

$$Y_{ms} = \alpha_{ms} + \alpha_1 pop_{ms} + \alpha_2 pop^2_{ms} + \tau FPM_{ms} + \rho z_{ms} + u_{ms} \quad (3)$$

Neste trabalho, o recurso a diferentes especificações e desenhos RDD (fuzzy e sharp) assume particular importância devido ao fato de a Lei Complementar nº 91/1997 ter estabelecido regra de transição afeta ao exercício de 2000: no caso de municípios onde a população de 1999 fosse inferior à de 1997, a deste último seria usada no cálculo dos coeficientes do FPM, aplicando-se, todavia, um redutor financeiro de 40% sobre a diferença entre os valores apurados conforme as populações dos dois anos. Mencione-se, outra vez, que Brollo et al (2013) levantam a hipótese de falhas ou manipulação no cálculo das cotas municipais realizado pelo

³⁶ São eles: α_{10} ; $\alpha_{10} + \alpha_{11}$; α_{20} ; $\alpha_{20} + \alpha_{21}$; α_{30} ; $\alpha_{30} + \alpha_{31}$.

TCU. Dessa maneira, devem-se considerar diferenças na intensidade do tratamento no período em análise, bem como a aplicação imperfeita das regras do FPM.

Os resultados do RDD não podem ser indiscriminadamente generalizados para a população que se encontra fora do intervalo do limiar.

5.1.7 Testes de validade interna

De acordo com Lee e Limieux (2010), a hipótese de continuidade é fundamental no arcabouço RDD e, pois, condição de validade das estimativas obtidas. Assim, um passo crítico consiste em avaliar a continuidade de distribuições associadas à variável forcing, ou seja, perscrutar a existência de indícios de que os agentes envolvidos no tratamento não detêm um controle preciso sobre ela. Para tanto, dois tipos de testes são propostos pela literatura: um primeiro analisa a distribuição de covariadas pré-tratamento que, por hipótese, se relacionam com a variável de interesse; um segundo investiga a existência de descontinuidades na função densidade da variável forcing, com foco nos limiares.

Um teste muito utilizado para detecção de descontinuidades na variável forcing é o de McCrary (2007). Analiticamente, utilizando a notação da seção 5.1.2, o teste de McCrary parte da constatação de que a hipótese de continuidade da função condicional $f(x|W=w, U=u)$, crucial para o RDD, implica a continuidade da função densidade da variável forcing $f(x)$; em termos intuitivos, o teste se baseia na hipótese de que, caso haja um excesso de observações em um dos lados do limiar, os agentes possuem controle preciso sobre a variável forcing e, dadas as regras de tratamento, manipularam-na de forma a se beneficiar.

O poder do teste, não obstante, depende da hipótese de que a manipulação seja monotônica, ou seja, os agentes manipulam a variável forcing numa única direção; do contrário, é possível que o teste não encontre descontinuidades na função densidade $f(x)$, ainda que existam na condicional $f(x|W=w, U=u)$. No sentido oposto, McCrary (2007) destaca que o teste pode induzir ao equívoco nos casos em que a manipulação, ainda que subsistente, se dê de forma aleatória, ou seja, tanto $f(x)$ quanto $f(x|W=w, U=u)$ mostram-se descontínuas num dado ponto, mas a descontinuidade não afeta a composição relativa dos grupos abaixo e acima do limiar.

O procedimento de McCrary testa a hipótese nula de continuidade; o parâmetro estimado é a diferença de altura no limiar entre as curvas abaixo e acima. Brollo et al (2013) aplicaram-no às populações municipais dos anos de 2000 a 2002 e de 2004 a 2006; Braga et al (2013), às do período de 2001 a 2007. Ambos informam não haverem encontrado descontinuidades. Monastério (2013), em oposição, obtém indícios de manipulação em vários anos e sustenta a hipótese de que as regras de distribuição do FPM condicionam os dados populacionais dos pequenos municípios brasileiros. De acordo com o autor, a partir de 1991 o grau de manipulação torna-se crescente devido, possivelmente, ao incremento dos montantes do FPM, no marco da CF/1988, e ao aprendizado por parte dos agentes envolvidos; as distorções ocorreriam tanto na apuração inicial dos censos e da contagem, quanto, sobretudo nas revisões provocadas pelos interessados³⁷. Listchig (2010) já havia detectado

³⁷ As explicações conjecturadas para o fenômeno são três (Monastério, 2013). Na primeira, as regras do FPM teriam induzido os municípios a ampliarem suas populações, adotando medidas de atração; nesse caso, não haveria ilegalidade nas estimativas populacionais, as quais seriam mero resultado do cálculo racional dos municípios. Na segunda, de certa forma complementar, os municípios passaram a se mobilizar para a visita dos recenseadores do IBGE; as estimativas, assim, seriam fidedignas. A terceira, por fim, trabalha com a possibilidade de pura e simples fraude. Em todos os casos, eventuais diferenças populacionais entre os municípios acima e abaixo dos limiares poderiam refletir diferenças relevantes entre eles. O autor, contudo, informa não ser possível testar as hipóteses separadamente e que as distorções abrangem poucos municípios (no censo 2010, algo em torno de 192 municípios com menos de 50 mil habitantes).

fortes indícios de manipulação das estimativas populacionais empregadas no cálculo dos coeficientes do FPM relativo ao exercício de 1991, em prol de municípios controlados por partidos de direita e, particularmente, entre os que se posicionavam à direita e mais fragmentados sob o aspecto político.

Na tabela abaixo, são apresentadas as estimativas do teste de McCrary para as populações municipais relativas aos anos de 1999 e 2009:

Tabela 5: Resultados do teste de McCrary relativos às populações de 1999 e 2009

Ano	Limiares		
	1	2	3
1999	0,311* (0,121)	0,224 (0,138)	0,374*** (0,198)
2009	0,238*** (0,132)	0,271 (0,170)	-0,221 (0,234)
Ambos	0,297* (0,0867)	0,201*** (0,114)	0,128 (0,156)

Fonte: IBGE; Ipeadata. Elaboração do autor.

Obs.: erros padrão entre parênteses. * significância a 1%; ** significante a 5%; ***significante a 10%. As bins possuem largura de 283, como sugerido por Monastério (2013).

Os resultados do teste sinalizam a possibilidade de manipulação das estimativas populacionais, conforme apontado por Monastério (2013); isso, contudo, não esvazia, por si só, as estimativas do RDD, uma vez que, além das nuances discutidas por McCrary (2007), a eventual apuração de coeficientes estatisticamente significativos e orientados numa mesma direção pode, ainda que com a necessária cautela dado o potencial viés dos estimadores, delinear possíveis efeitos.

O Anexo II apresenta os resultados do teste de descontinuidade em covariadas pré-tratamento, com base no uso da equação (2) para os três limiares. As variáveis incluídas, referentes ao ano de 1991, foram selecionadas tendo em vista alguns determinantes da desigualdade usualmente apontados pela literatura, em particular a educação, bem como as utilizadas por Litschig e Morrison (2013). Uma defasagem do coeficiente de Gini também foi inserida devido à estabilidade dos índices de

desigualdade ao longo do tempo, como discutido na seção 2. Em termos estatísticos, não há evidência de que os municípios tratados apresentassem características que os distinguissem do grupo de controle. O teste chi-quadrado para significância conjunta dos coeficientes das múltiplas covariadas, sugerido por Lee e Limieux (2010), não retornou p-valores inferiores a 0,16.

Ressalte-se que o uso de covariadas pré-tratamento referentes a 1991 não capta possíveis transformações recentes em conjuntos de municípios, tendo em vista que os anos seguintes trouxeram mudanças importantes como: a edição da Lei de Responsabilidade Fiscal; a extinção dos bancos estaduais, fonte de financiamento das prefeituras; a aprovação do FUNDEF/FUNDEB; a promulgação da Emenda Constitucional nº 29/2000, que vinculou recursos ao setor da saúde; o desenvolvimento de testes e indicadores públicos em setores de políticas, como o Ideb, entre outros. Em princípio, não há motivos para se acreditar que os municípios à direita dos limiares do FPM tenham sido especialmente afetados por essas reformas institucionais; de toda maneira, elas demandam cuidado na análise dos números.

6 RESULTADOS

6.1 Aspectos gerais

Este capítulo discute os resultados dos exercícios econométricos realizados com base na estratégia especificada na seção anterior.

As tabelas trazem os números da análise conjunta – para todos e apenas os dois primeiros limiares, na ordem – e individual; os intervalos, centrados nos limiares, são de 2%, 3%, 4% e 15% das respectivas populações de final de faixa. As especificações alternam a inclusão ou ausência de covariadas. De acordo com Lee e Lemieux (2010), o uso de covariadas pode reduzir a variância do estimador do efeito de tratamento; a possibilidade de correlação entre ser tratado e outras variáveis, por sua vez, sob a hipótese de enquadramento imperfeito, torna útil o uso de covariadas para mitigação de viés (Litschig e Morrison, 2013).

Em alguns casos, os coeficientes estimados conforme os desenhos sharp e fuzzy caminham na mesma direção, muito embora suas magnitudes não sejam estritamente comparáveis; no desenho sharp (eq. 2), estima-se o efeito de se estar acima do limiar, enquanto o uso de variáveis em forma logarítmica, no RDD fuzzy, estima o impacto de mudanças percentuais em uma variável sobre outra. No entanto, há casos em que a possibilidade de falhas de enquadramento e as regras de transição aprovadas durante os anos 90, como averiguado por Brollo et al (2013), parecem comprometer as estatísticas do RDD sharp, posto que os resultados obtidos não são congruentes com os de outros trabalhos ou com o comportamento esperado tendo em vista as vinculações constitucionais.

Sendo assim, são apresentadas no Anexo C apenas as estimativas do desenho fuzzy (eq. 3), embora sejam analisados os resultados em geral.

6.2 Efeitos sobre o gasto agregado

Sob a ótica do gasto agregado, a estimação por meio do RDD fuzzy é categórica no deslinde da interação entre política de gastos municipal e FPM: independentemente do tamanho das amostras e dos limiares, os coeficientes são positivos e bastante significativos nas análises conjunta e, para o intervalo de 15%, individual. Ademais, quanto menor a faixa populacional do município, maior o impacto relativo do FPM sobre o montante de gastos per capita - vide valores listados na última coluna da tabela C.1 -, em consonância com o efeito esperado do FPM, cujas regras ampliam os recursos disponíveis em pontos da distribuição populacional e não de forma linear à variável forcing³⁸.

Assim, pois, os recursos do FPM ampliam, de fato, os orçamentos municipais e alavancam o gasto público. Cabe então examinar possíveis efeitos das escolhas fiscais das pequenas cidades brasileiras.

6.3 Efeitos das transferências sobre o indicador de desigualdade interpessoal de renda

O indicador de desigualdade utilizado neste trabalho – Gini – foi calculado pelo PNUD com base nos Censos de 2000 e 2010. As rendas que os compõem são declaradas pelos entrevistados aos recenseadores e abrangem, sobretudo: os

³⁸ De acordo com as estimativas sharp para as análises conjuntas, posicionar-se acima do limiar implica um aumento da despesa total per capita municipal aos nível de significância estatística de 5% no intervalo de 15%; note-se, ainda, que os coeficientes apurados em intervalos menores encontram-se não muito distante dos relativos àquele, mas perdem significado estatístico devido a erros-padrão mais elevados.

rendimentos do trabalho; os benefícios previdenciários; e as transferências diretas governamentais, como as da assistência social. Dessa maneira, não é ele afetado por alguns mecanismos redistributivos, tais como os subsídios implícitos nos serviços públicos gratuitos ou a incidência de tributação indireta. As estimativas apresentadas, portanto, não refletem todo o impacto do FPM sobre a desigualdade de renda interpessoal, uma vez que as variáveis dependentes não capturam a integralidade dos fluxos redistributivos promovidos pelos municípios.

Em termos gerais, as estatísticas obtidas em ambos os desenhos RDD para o indicador apresenta um efeito nulo comum (vide tabela C.2 no Anexo C). No formato sharp, os coeficientes com significado estatístico aparecem apenas em alguns intervalos de 15%, mas não são unidirecionais; na estratégia fuzzy, as estimativas não se mostram diferentes de zero na maior parte das amostras e, quando estatisticamente significativas, também apontam em sentidos opostos.

Paradoxalmente, a observância isolada das variações na despesa pública por função, conforme se faz abaixo, poderia induzir a conclusões opostas, em linha com o trabalho de Afonso et al (2008), o qual apontou uma correlação positiva entre gastos sociais e equidade no contexto dos países da OCDE.

6.4 Efeitos das transferências sobre categorias de despesa

As tabelas C.3 a C.6 trazem as estimativas referentes aos impactos do FPM sobre algumas categorias de gastos. Num plano geral, destaca-se que os dispêndios sociais incluídos – educação, saúde e assistência social – são ampliados em decorrência dos repasses intergovernamentais.

De acordo com o art. 212 da CF/1988, 25% das receitas de impostos dos entes subnacionais, incluindo as de transferências, devem ser aplicados na manutenção e

desenvolvimento de ensino. O não cumprimento do dispositivo enseja a suspensão das transferências voluntárias, conforme determina o art. 25 da Lei de Responsabilidade Fiscal, bem como a responsabilização dos agentes públicos que lhe deram causa. Considerando a elevada participação dos repasses do FPM no orçamento dos pequenos municípios, é de se esperar que aqueles situados à direita dos limiares apresentem um salto na despesa per capita com educação, tendo em vista a vinculação constitucional.

O RDD fuzzy (tabela C.3 do Anexo C) coaduna-se com o efeito previsto do FPM sobre o orçamento da educação. Na análise conjunta, as estimativas mostram-se alinhadas e significativas; em todos os limiares, os intervalos de 15% registram incrementos importantes no gasto com políticas educacionais, e tanto maior quanto menor a população municipal, como previsto.

Noutra esfera, a Emenda Constitucional nº 29/2000 vinculou, com efeitos a partir do ano de sua edição, 15% da arrecadação municipal de impostos, incluindo o FPM e outras transferências, às ações e serviços públicos de saúde. Da mesma forma que no orçamento da educação, portanto, um incremento nos repasses do FPM deveria se desdobrar no aumento dos dispêndios no setor, exceto se uma boa parte dos municípios empregasse, previamente, o equivalente ao mínimo constitucional nas respectivas políticas de saúde. Mais uma vez, no arcabouço fuzzy (Tabela C.4), obtiveram-se impactos positivos e elevados nos intervalos de 15%, embora tanto as estimativas quanto os desvios-padrão oscilem mais do que os relativos à educação.

No âmbito dos fluxos monetários diretos relativos à política fiscal dos municípios, dois conjuntos de gastos se destacam pelo seu potencial efeito redistributivo: os benefícios da assistência social e da previdência e a política remuneratória do funcionalismo público.

A Lei Orgânica da Assistência Social (LOAS), em seu art. 15, autoriza os municípios a realizar transferências diretas na esfera da assistência social³⁹. A instituição de regimes próprios de previdência, por outro lado, tem previsão constitucional e encontra-se regulamentada pela lei 9717/1998. É de se esperar, por conseguinte, que a maior disponibilidade de dotações proveniente das transferências federais alavanque essas categorias de gastos, posto que os retornos eleitorais de um aporte direto de recursos às famílias devem ser, por hipótese, elevados.

A tabela C.5 apresenta as estimativas do impacto do FPM sobre as funções agrupadas. Na abordagem sharp, os coeficientes são majoritariamente positivos, mas o significado estatístico, aos níveis convencionais, aparece apenas no caso da análise conjunta dos 3 limiares. No desenho fuzzy, mais uma vez, o impacto das transferências sobre as funções em tela emerge de forma destacada e confirma a expectativa: nos intervalos mais curtos (entre 2% e 4%) da análise conjunta, as transferências provocam um aumento mais do que proporcional nas respectivas rubricas; no intervalo de 15%, o aumento de 1% no FPM per capita amplia entre 0,76% e 0,83% os gastos per capita com assistência e previdência sociais.

Por último, a tabela C.6 informa os coeficientes relativos aos impactos do FPM sobre o gasto com total com pessoal (ativos e inativos). Na abordagem fuzzy, a correlação é notável: em se tratando da análise conjunta, um acréscimo de 1% nas transferências per capita implica um aumento aproximado de 0,5% do gasto per capita

³⁹ Entre as competências municipais, estão: a) destinar recursos financeiros ao custeio dos benefícios eventuais, definidos, na letra da lei, como as provisões suplementares e provisórias que integram organicamente as garantias do Sistema Único da Assistência Social e são prestadas aos cidadãos e às famílias em virtude de nascimento, morte, situações de vulnerabilidade temporária e de calamidade pública, mediante critérios estabelecidos pelos Conselhos Municipais de Assistência Social e conforme os valores previstos nas respectivas leis orçamentárias; e b) executar ações de combate à pobreza e de caráter emergencial.

com o funcionalismo público. Os coeficientes estimados para as amostras maiores se mostram fortemente significativos.

Portanto, observa-se que os recursos do FPM repercutem sobre conjuntos de gastos com potencial para afetar, direta e indiretamente, os níveis de desigualdade interpessoal de renda; seu efeito redistributivo, contudo, no contexto dos pequenos municípios brasileiros, se mostrou nulo nas estimativas obtidas.

6.5 Efeitos das transferências sobre a desigualdade interpessoal de defasagem educacional

Os exercícios econométricos relativos à desigualdade interpessoal da renda em municípios pequenos não captaram efeitos redistributivos do FPM. Considerando que os recursos do FPM são em parte vinculados pela Constituição de 1988 aos setores de educação e saúde, esta seção testa o impacto do mecanismo sobre a desigualdade de defasagem educacional (ou taxa de distorção idade-série). Com base no Censo de 2010, foi calculado um dos indicadores da família de medidas de entropia generalizada – $GE(2)$ ⁴⁰ – para o conjunto de indivíduos com idade entre 9 e 19 anos na data do recenseamento. Quanto maior o valor de $GE(2)$, maior a concentração da defasagem educacional, entendida como a diferença entre a idade do aluno e a idade adequada para a série que ele frequenta (Ferrão et al, 2002).

Em termos sucintos, a defasagem educacional é causada pela repetência e evasão com posterior reingresso, eventos esses, por seu turno, correlacionados (Ferrão et al, 2002). Contribuem para a dinâmica da defasagem, segundo Ribeiro e

⁴⁰ O indicador $GE(2)$ é dado pela fórmula

$$GE_{\eta} = 1/(\eta^2 - \eta) [1/N * \sum_{i=1}^N (x_i/\mu)^{\eta} - 1],$$

em que η , um parâmetro de sensibilidade para segmentos particulares da distribuição, é igual a 2; μ é a média populacional. A medida GE_{η} varia no intervalo $(0, \infty]$, sendo 0 a perfeita igualdade. Quando $\eta = 2$, GE é mais sensível a mudanças na cauda superior da distribuição (Lettieri e Paes, 2006); no caso em análise, atribui-se maior peso às distâncias entre os mais defasados em termos educacionais.

Cacciamali (2012): as características socioeconômicas das famílias; a quantidade e a qualidade das escolas; o ingresso no mercado de trabalho; e as características individuais. Soares e Marotta (2009), avaliando desigualdades no sistema de ensino fundamental brasileiro, observaram diferenças de desempenho entre grupos de alunos discriminados por cor, gênero e nível socioeconômico. Soares e Andrade (2006) detectaram uma interação negativa entre qualidade e equidade na rede de ensino básico do município de Belo Horizonte: enquanto o sistema público não atenua disparidades de desempenho escolar associadas a características socioeconômicas, as melhores escolas da rede privada as acentuam. Nesse sentido, eventuais aprimoramentos no desempenho de unidades educacionais poderiam ser acompanhados por uma piora nos indicadores de equidade, denotando diferenças entre grupos no que tange às respectivas capacidades de se apropriar dos benefícios de políticas públicas.

Soares e Sátyro (2010) avaliaram o efeito de um conjunto de insumos sobre a defasagem idade-série utilizando uma estrutura de dados em painel formada pelos censos educacionais dos anos de 1999, 2002 e 2004. Após demonstrar o avanço generalizado dos indicadores de qualidade da infraestrutura escolar e do magistério⁴¹ no Brasil, os autores encontraram um impacto benéfico das respectivas variáveis sobre a defasagem educacional; em destaque, quanto pior a situação da escola, maior o efeito estimado, o que sugere que políticas focalizadas tenderiam a, simultaneamente, melhorar os indicadores educacionais e mitigar desigualdades.

A tabela C.7 apresenta as estimativas resultantes das estratégias RDD empregadas neste trabalho. Como no caso das variáveis relativas à desigualdade

⁴¹ A infraestrutura é medida por um índice que sintetiza múltiplas variáveis referentes a equipamentos e instalações físicas, utilizando o método dos componentes principais; o indicador de magistério informa o percentual de professores com ensino superior completo.

interpessoal da renda, não se observam efeitos robustos de um maior gasto com educação, decorrente do FPM, sobre a desigualdade interpessoal da defasagem educacional. Especificamente, no desenho sharp as estimativas não se mostram significativas, aos níveis usuais, em nenhum intervalo amostral; no desenho fuzzy, apenas o intervalo amostral de 15% sinaliza algum efeito do aporte do FPM, no sentido do agravamento da desigualdade: um acréscimo nas transferências, pois, concentraria a defasagem, em consonância com o estudo de Soares e Andrade (2006). Note-se, contudo, que a ampliação da desigualdade educacional, por si só, não pode ser considerada, irrestrita e integralmente, um sinal negativo; como outros trabalhos sugerem, uma melhoria na rede educacional poderia beneficiar a todos, mas, em maior grau, a grupos específicos, reduzindo o grau de equidade no desempenho de alunos.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O exercício econométrico realizado neste trabalho, com base em abordagens fuzzy e sharp de uma estimação RDD para os anos de 2000 e 2010, não encontrou evidência de que as transferências carreadas pelo Fundo de Participação dos Municípios (FPM) às pequenas cidades brasileiras – detalhadamente, àquelas situadas em torno dos três primeiros pontos de corte do FPM (10189, 13585 e 16981) – influam sobre os níveis de desigualdade interpessoal de renda e educação mensurados, respectivamente, pelo coeficiente de Gini e pelo GE(2) da defasagem educacional. Conquanto se tenha observado um acréscimo dos gastos em setores de política social como resposta a uma presumida variação exógena nas receitas, o impacto equalizador das transferências mostrou-se nulo em relação aos indicadores selecionados. Os resultados obtidos, no entanto, merecem ser qualificados.

Em primeiro lugar, como se destacou, há indícios de que a hipótese crucial do desenho RDD – a de continuidade da função densidade da variável forcing – não é satisfeita, como antecipado por Monastério (2013). Lee e Lemieux (2010) afirmam que a possibilidade de manipulação precisa da variável forcing por parte dos agentes introduz riscos de viés no estimador; no caso do objeto em análise, esse problema se acentua pelo fato de não ser possível inferir sua direção. Como exemplo, supondo-se que as estimativas populacionais distorcidas estejam associadas a municípios mais corruptos e, por consequência, desiguais, o estimador RDD tenderia a superestimar a concentração de renda (ou subestimar a desconcentração) causada pelo FPM; de outro modo, se as localidades que manipulam os dados o fazem com o nobre propósito de prover mais e melhores serviços públicos, o sentido do viés seria o

oposto. Os trabalhos existentes não permitem discriminar os fatores por trás da manipulação.

Em segundo lugar, um dos requisitos para a estimação no arcabouço RDD é o de que o(s) valor(es) da variável forcing que separa os grupos de controle e tratamento não cumpra a mesma função em outro experimento; do contrário, torna-se impossível segregar os efeitos oriundos das diferentes fontes. A permanência do FPM ao longo de quase 25 anos, e sua relativa estabilidade de regras, implica uma potencial correlação entre os recursos recebidos ano a ano, tornando difícil isolar, econometricamente, os impactos imediatos e defasados da política fiscal dos municípios. Nesse quadro, as estimativas podem conformar uma resultante momentânea de impactos instantâneos e diferidos.

Em terceiro, os indicadores de desigualdade utilizados não refletem todos os fluxos redistributivos canalizados pelos entes municipais. Intervenções na forma de transferências indiretas, como os serviços públicos, ou redução de tributos indiretos não são por eles capturados. Portanto, é possível que um efeito (des)concentrador das transferências subsista ainda que os indicadores convencionais de desigualdade não o evidenciem.

Finalmente, a estratégia econométrica empregada abrangeu um conjunto restrito de especificações e amostras, o que torna menos robustos e generalizáveis os resultados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; J. ROBINSON. The colonial origins of comparative development: an empirical investigation. **The American Economic Review**, vol. 91, n.5, p. 1369-1401, dez. 2001.
- ADDISON, T.; RAHMAN, A. Why is so little spent on educating the poor? United Nations University. WIDER, Discussion Paper 2001/29.
- AFONSO, A.; SHUCKNECHT, L.; TANZI, V. **Income distribution determinants and public spending efficiency**. Working Paper Series, n. 861. Frankfurt: European Central Bank, 2008.
- AIDT, T. S. The causes of corruption. CESifo Dice Report, [S.I], fev. 2011.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income Distribution, Political Instability, and Investment. **European Economic Review**, n. 40, p. 1203-1228, 1996.
- ANGRIST, J. D.; LAVY, V. Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement. **The Quarterly Journal of Economics**, n. 114, p.533-575, 1999.
- BARRO, R. J. Inequality and growth in a panel of countries. **Journal of Economic Growth** 5(1), p. 5-32, 1999.
- BARROS, R. P. et al. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**. Brasília: IPEA, junho de 2001. Texto para Discussão nº 880.
- BARROS, R. P. et al. **Determinantes da queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: IPEA, janeiro de 2010. Texto para Discussão nº 1460.
- BENDER, S.; FERNANDES, R. Gastos públicos com pessoal: uma análise de emprego e salário no setor público brasileiro nos anos 90. **Revista EconomiA**, [S.I], jan./abril 2009.
- BERG, A.; OSTRY, J. D. **Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of the Same Coin?** IMF Staff Discussion Note 11/08. Washington: IMF, 2011.
- BLACKBURN, K. Corruption and development: explaining the evidence. **The Manchester School**, 80.4, p. 401-428, 2012.
- BRAGA, B.; GUILLÉN, D.; THOMPSON, B. Local government spending and the labor-market multiplier: evidence from Brazil. [S.I], 2013.
- BROLLO, F. et al. The political resource curse. **American Economic Review**, 103(5), p. 1759-96, 2013.

CHONG, A.; GRADSTEIN, M. **Inequality and institutions**. Inter-American Development Bank, 2004. Research Department Working Papers 506.

DOLLAR, D.; KLEINEBERG, T.; KRAAY, A. **Growth still is good for the poor**. The World Bank, 2013. Policy Research Working Paper 6568.

ENGERMAN, S.; SOKOLOFF, K. **Factor endowments, inequality and paths of development among new world economies**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2002. NBER Working Paper Series 9259.

FERRÃO, M. E. et al. Políticas de não-repetência e a qualidade da educação: evidências obtidas a partir da modelagem dos dados da 4ª série do SAEB-1999. **Estudos em avaliação educacional**, n.26, jul-dez. 2002.

GASPARINI, C. E.; MIRANDA, R. B. **Evolução dos aspectos legais e dos montantes de transferências realizadas pelo fundo de participação dos municípios**. Brasília: IPEA, 2006. Textos para Discussão n. 1243.

GRADSTEIN, M. **The political economy of public spending on education, inequality and growth**. World Bank Policy Research Working Paper 3162, nov. 2003.

HALL, P. H.; TAYLOR, R. C. R. As três versões do neo-institucionalismo. **Lua Nova**, São Paulo, n.58, p. 193-223, 2003.

HIGGINS, S.; PEREIRA, C. The effects of brazilian high taxation and social spending on the distribution of household income. **Commitment to Equity**, jan. 2013. Working Paper nº 7.

HOFFMANN, R. A distribuição da renda no Brasil no período 1992-2001. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 11, n.2 (19), p. 213-235, jul./dez. 2002.

HOFFMANN, R. Inequality in Brazil: the contribution of pensions. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, 57 (4), p. 755-773, 2003.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Estimativas da população residente nos municípios brasileiros com data de referência em 1º de julho de 2013. Brasília: IBGE, 2013.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **A década inclusiva (2001-2011): desigualdade, pobreza e políticas de renda**. Brasília, 2012. Comunicados do IPEA, n. 155.

KOSEC, K. Relying in the private sector: the income distribution and public investments in the poor. **Journal of Development Economics**, n. 107, p. 320-342, 2014.

LETTIERI, M.; PAES, N. L. **Medidas de pobreza e desigualdade: uma análise teórica dos principais índices**. Fortaleza: CAEN-UFC, jan.2006. Série Ensaio sobre a pobreza.

LITSCHIG, S. Are rules-based government programs shielded from special-interest politics? Evidence from revenue-sharing transfers in Brazil. **Barcelona Graduate School of Economics Economics**. Working Paper n.45, jul. 2010.

LITSCHIG, S.; MORRISON, K. M. The impact of intergovernmental transfers on education outcomes and poverty reduction. **American Economic Journal: Applied Economics**, 5(4), p. 206-40, 2013.

LEE, D. S.; LEMIEUX, T. Regression discontinuity designs in economics. **Journal of Economic Literature**, n. 48, p. 281-355, jun.2010.

LISBOA, M. de B.; LATIF, Z. A. **Democracy and growth in Brazil**. São Paulo: Insper, 2013. Insper Working Paper 311/2013.

LUSTIG, N. et al. **The impact of taxes and social spending on inequality and poverty in Argentina, Bolivia, Brazil, Mexico, Peru and Uruguay: an overview**. ECINEQ Working Paper Series 2013 – 315, 2013.

MATTOS, E.; FRANÇA, V. Public employment and income redistribution: causal evidence for brazilian municipalities. **Public Choice**, 146, p. 43-73, 2011.

McCRARY, J. **Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: a density test**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2007. Technical Working Paper 334.

MEDEIROS, M. **Uma introdução às representações gráficas da desigualdade de renda**. Brasília: IPEA, agosto de 2006. Texto para Discussão nº 1202.

MELTZER, A. H.; RICHARD, S. F. A rational theory of the size of the government. **Tepper School of Business**, 1981. Paper 750.

MENDES, M. **Desigualdade e crescimento: uma revisão da literatura**. Brasília: Núcleo de Estudos e Pesquisas da Consultoria Legislativa do Senado Federal, 2013. Textos para Discussão nº 131.

MENDES, M. **Por que o Brasil cresce pouco? Desigualdade, democracia e baixo crescimento no país do futuro**. Rio de Janeiro: Elsevier ed., 2014.

MONASTÉRIO, L. **O FPM e a estranha distribuição dos municípios brasileiros**. Brasília: IPEA, março de 2013. Texto para Discussão nº 1818.

OCDE. **Divided we stand: why inequality keeps rising**. [S.l]: OECD Publishing, 2011.

OSTRY, J. D.; BERG, A.; TSANGARIDES, C.G. **Redistribution, Inequality, and Growth**. IMF Staff Discussion Note 14/02. Washington: IMF, 2014.

PEREIRA FILHO, O. A. **Impacto das transferências intergovernamentais no federalismo brasileiro: uma avaliação do Fundo Constitucional do Distrito Federal**

sob os aspectos de equidade fiscal e eficiência econômica. Finanças Públicas – XIV do Tesouro Nacional, Brasília, 2009. Disponível em: http://www3.tesouro.fazenda.gov.br/Premio_TN/XIVPremio/financas/2tefpXIVPTN/Monografia_Tema2_Oliveira_Alves.pdf

REGATIERI, R. R. **Tributos municipais**: um mecanismo de aplicação da política municipal e sua relação com os resultados eleitorais. 2013. 89f. Dissertação (Mestrado em Economia de Empresas)-Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas.

RIBEIRO, R.; CACCIAMALI, M.C. Defasagem idade-série a partir de distintas perspectivas teóricas. **Revista de Economia Política**, vol. 32, nº 3 (128), p. 497-512, jul./set. de 2012.

RODRIG, D. Where did all the growth go? External shocks, social conflict and growth collapses. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1998. Working Paper 6350. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w6350.pdf>>.

SANDEL, M. **Justiça**: o que é fazer a coisa certa. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 4ª ed., 2011.

SIQUEIRA, R. B. de.; NOGUEIRA, J. R. B.; SOUZA, E. S. de. O sistema tributário brasileiro é regressivo? Departamento de Economia, Universidade Federal de Pernambuco. 2012.

SIQUEIRA, R. B. de.; NOGUEIRA, J. R. B. Taxation, Inequality and the Illusion of the Social Contract in Brazil. In: IARIW-IBGE Conference on Income, Wealth and Well-Being in Latin America, 2013, Rio de Janeiro.

SOARES, J. F.; ANDRADE, R. J. de. Nível socioeconômico, qualidade e equidade das escolas de Belo Horizonte. **Ensaio: Avaliação de Políticas Públicas Educacionais**, v. 14, n.50, 2006.

SOARES, J. F.; MAROTTA, L. Desigualdades no sistema de ensino fundamental brasileiro. In: **Educação Básica no Brasil**. São Paulo: Elsevier ed., 2009.

SOARES, S.; SÁTYRO, N. Infraestrutura da escola brasileira e desempenho escolar. In: **Infraestrutura social e urbana no Brasil**: subsídios para uma agenda de pesquisa e formulação de políticas públicas. Brasília: IPEA, livro 6, volume 2, 2010.

SOUZA, P. H. G. F.; MEDEIROS, M. **Gasto público, tributos e desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: IPEA, junho de 2013. Texto para Discussão nº 1884.

THE WORLD BANK. **World development report 2006**: equity and development. Washington: The World Bank, 2005.

TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. **Transferências Intergovernamentais**. Brasília, 2008. Disponível em: <http://portal2.tcu.gov.br/portal/pls/portal/docs/2056838.PDF>.

ANEXO A – Estatísticas descritivas

Tabela A.1: Sumário descritivo das variáveis utilizadas

Variável	Descrição	Média	Desvio-padrão
Covariadas pré-tratamento			
t_fund25m	Percentual da população de 25 anos ou mais com fundamental completo	11.01	6.37
e_anosestudo	Expectativa de anos de estudo aos 18 anos de idade	7.13	2.12
pmpob	% de pobres	61.10	22.71
t_analf15	Taxa de analfabetismo da população de 15 anos ou mais de idade	34.79	17.26
t_freq6a14	Taxa de atendimento escolar da população de 6 a 14 anos de idade	66.41	14.49
p_urb_91	% da população urbana	.461	.235
gini_91	Coefficiente de Gini	.528	.068
rdcp	Renda per capita média	210.20	124.27
Dados orçamentários			
DesT_Pc	Despesa total orçamentária per capita	973.60	448.53
FPM_pc	FPM per capita	399.26	131.76
Assist_pc	Despesas com previdência e assistência social	67.38	55.79
Educ_pc	Despesas educação per capita	384.47	179.55
Saude_pc	Despesas com saúde per capita	248.80	171.92
Rec_Tribut_pc	Receita de impostos per capita	56.66	93.25
Desp_Pessoal	Despesa com pessoal per capita	515.68	276.11

Fonte: PNUD para as covariadas de 1991; STN para os dados orçamentários. Elaboração própria.

ANEXO B – Teste de covariadas

Tabela B.1: Teste de descontinuidade em covariadas pré-tratamento

Especificação Polinomial	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear
Percentual	2	3	4	5	6
Ln da Renda Per Capita	.089 (.057)	.057 (.048)	.049 (.040)	.019 (.035)	.028 (.032)
% de indivíduos com 25 anos ou mais que possuem ensino fundamental completo	.210 (.808)	.241 (.685)	-.137 (.594)	-.790 (.520)	-.624 (.484)
Esperança de anos de estudo	.090 (.224)	.216 (.179)	.158 (.158)	.083 (.133)	.086 (.121)
% de pobres	-3.10 2.30	-2.55 1.90	-1.92 1.60	-.74 1.40	-.80 1.27
% de analfabetos	.893 (1.56)	-.346 (1.30)	.225 (1.14)	.847 (.975)	.470 (.895)
Taxa de mortalidade infantil	-2.98 (2.35)	-3.18*** (1.84)	-2.66*** (1.57)	.049 (1.370)	-.679 (1.25)
Freq. Escolar - 6 a 14 anos	-.072 (1.99)	1.12 (1.66)	.855 (1.487)	.372 (1.28)	.207 (1.19)
População urbana	.009 (.042)	.006 (.035)	.013 (.029)	-.021 (.025)	-.008 (.023)
Ln do Gini	-.008 (.024)	-.022 (.020)	-.020 (.017)	-.019 (.015)	-.001 (.013)
Municípios	411	624	845	1107	1379
Estatística Chi	8.4	8.41	11.71	12.83	8.54
p-valor	0.4984	0.4937	0.2301	0.1703	0.4806

Nota: estimativas MQO (erro-padrão) de descontinuidade em covariadas obtidas por meio da equação (2) do texto para os três primeiros limiares. A estatística Chi-quadrado mede a hipótese nula de que não há descontinuidades nas covariadas pré-tratamento. O percentual indica o intervalo em torno do limiar. As equações incluem dummies para estados e segmentos populacionais. * significante a 1%; ** significante a 5%; ***significante a 10%. Todas as variáveis se referem ao ano de 1991.

ANEXO C – Estimativas

Tabela C.1: Resultado da estimação fuzzy relativa ao gasto público per capita total

Especificação Polinomial	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear
<u>Variável dependente: Log da despesa orçamentária per capita total</u>							
Percentual	2	2	3	3	4	4	15
Covariadas	S	N	S	N	S	N	S
Análise conjunta dos 3 limiares							
FPM	.433** (.201)	.395** (.204)	.352** (.140)	.306** (.145)	.384* (.112)	.317* (.114)	.478* (.057)
Observações	382	382	579	579	784	784	2975
R-quadrado	0.6535	0.6127	0.6278	0.5987	0.6055	0.5758	0.5811
Análise conjunta dos 2 primeiros limiares							
FPM	.410 (.251)	.409 (.258)	.323*** (.179)	.290 (.185)	.364* (.136)	.311** (.139)	.537* (.068)
Observações	259	259	387	387	532	532	2192
R-quadrado	0.6449	0.6036	0.6222	0.5873	0.6077	0.5758	0.5786
Análise do 1 limiar							
FPM	.210 (.648)	.106 (.655)	.343 (.336)	.241 (.345)	.213 (.236)	.148 (.233)	.601* (.091)
Observações	131	131	189	189	266	266	1117
R-quadrado	0.6716	0.5728	0.6286	0.5641	0.6088	0.5594	0.5816
Análise do 2 limiar							
FPM	.645** (.307)	.719** (.348)	.418 (.259)	.430 (.264)	.468** (.189)	.506* (.190)	.481* (.093)
Observações	128	128	198	198	266	266	1139
R-quadrado	0.7336	0.7563	0.6884	0.7156	0.6667	0.6921	0.5833
Análise do 3 limiar							
FPM	.313 (.403)	.260 (.434)	.279 (.258)	.227 (.265)	.201 (.199)	.161 (.202)	.388* (.089)
Observações	123	123	192	192	252	252	1106
R-quadrado	0.7410	0.6823	0.6769	0.6442	0.6507	0.6133	0.6024

Nota: estimativas MQO (erro-padrão) obtidas por meio da equação (3) do texto. As covariadas são as mesmas da tabela 2. O percentual indica o intervalo em torno do limiar. As equações incluem dummies para estados e segmentos populacionais. * significante a 1%; ** significante a 5%; ***significante a 10%.

Tabela C.2: Resultado da estimação fuzzy relativa ao coeficiente de Gini

Especificação Polinomial	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear
Variável dependente: Log do coeficiente de Gini							
Percentual	2	2	3	3	4	4	15
Covariadas	S	N	S	N	S	N	S
Análise conjunta dos 3 limiares							
FPM	.080 (.064)	.052 (.063)	.013 (.044)	.008 (.046)	-.033 (.039)	-.042 (.041)	-.038** (.018)
Observações	411	411	624	624	845	845	3161
R-quadrado	0.5084	0.3949	0.4734	0.3523	0.4662	0.3525	0.4645
Análise conjunta dos 2 primeiros limiares							
FPM	.076 (.074)	.039 (.071)	.030 (.055)	.016 (.055)	-.026 (.048)	-.042 (.049)	-.037*** (.021)
Observações	278	278	417	417	576	576	
R-quadrado	0.5465	0.4402	0.5013	0.3972	0.4967	0.3909	0.4885
Análise do 1 limiar							
FPM	.155 (.153)	.161 (.169)	-.008 (.098)	.020 (.101)	-.089 (.079)	-.047 (.077)	-.042 (.032)
Observações	141	141	202	202	289	289	1186
R-quadrado	0.4550	0.5782	0.4351	0.5590	0.4326	0.5451	0.4962
Análise do 2 limiar							
FPM	.095 (.101)	.097 (.102)	.034 (.079)	.032 (.082)	.004 (.071)	.008 (.071)	-.021 (.028)
Observações	137	137	215	215	287	287	1214
R-quadrado	0.5221	0.6304	0.4227	0.5150	0.4087	0.5158	0.4989
Análise do 3 limiar							
FPM	.050 (.171)	.068 (.162)	-.008 (.096)	-.019 (.085)	-.050 (.080)	-.034 (.081)	-.026 (.029)
Observações	133	133	207	207	269	269	1173
R-quadrado	0.3619	0.5205	0.3067	0.5006	0.3156	0.4576	0.4317

Nota: estimativas MQO (erro-padrão) obtidas por meio da equação (3) do texto. As covariadas são as mesmas da tabela 2. O percentual indica o intervalo em torno do limiar. As equações incluem dummies para estados e segmentos populacionais. * significante a 1%; ** significante a 5%; ***significante a 10%.

Tabela C.3: Resultado da estimação fuzzy relativa aos gastos per capita com educação

Especificação Polinomial	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear
<u>Variável dependente: Log da despesa com educação per capita</u>							
Percentual	2	2	3	3	4	4	15
Covariadas	S	N	S	N	S	N	S
Análise conjunta dos 3 limiares							
FPM	.300 (.232)	.282 (.228)	.290** (.159)	.261 (.163)	.282** (.132)	.212 (.138)	.442* (.066)
Observações	382	382	579	579	784	784	2976
R-quadrado	0.6151	0.5974	0.6122	0.5916	0.5982	0.5711	0.5771
Análise conjunta dos 2 primeiros limiares							
FPM	.235 (.292)	.293 (.287)	.152 (.205)	.164 (.208)	.194 (.165)	.153 (.171)	.494* (.080)
Observações	259	259	387	387	532	532	2193
R-quadrado	0.5951	0.5703	0.5940	0.5627	0.5799	0.5475	0.5616
Análise do 1 limiar							
FPM	-.103 (.729)	-.263 (.668)	.155 (.371)	-.001 (.338)	.075 (.261)	-.010 (.238)	.557* (.100)
Observações	131	131	189	189	266	266	1117
R-quadrado	0.6453	0.5830	0.5852	0.5431	0.5669	0.5320	0.5573
Análise do 2 limiar							
FPM	.531 (.421)	.662*** (.381)	.265 (.346)	.306 (.348)	.376 (.252)	.359 (.263)	.480* (.119)
Observações	128	128	198	198	266	266	1140
R-quadrado	0.7161	0.6820	0.7005	0.6540	0.6747	0.6331	0.5785
Análise do 3 limiar							
FPM	.134 (.406)	.036 (.392)	.383 (.261)	.339 (.268)	.294 (.204)	.205 (.210)	.385* (.094)
Observações	123	123	192	192	252	252	1106
R-quadrado	0.7515	0.7356	0.6966	0.6865	0.6921	0.6693	0.6109

Nota: estimativas MQO (erro-padrão) obtidas por meio da equação (3) do texto. As covariadas são as mesmas da tabela 2. O percentual indica o intervalo em torno do limiar. As equações incluem dummies para estados e segmentos populacionais. * significante a 1%; ** significante a 5%; ***significante a 10%.

Tabela C.4: Resultado da estimação fuzzy relativa aos gastos per capita com saúde

Especificação Polinomial	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear
Variável dependente: Log da despesa com saúde per capita							
Percentual	2	2	3	3	4	4	15
Covariadas	S	N	S	N	S	N	S
Análise conjunta dos 3 limiares							
FPM	.075 (.388)	.068 (.396)	.180 (.280)	.166 (.272)	.196 (.223)	.166 (.211)	.445* (.085)
Observações	381	381	578	578	783	783	2966
R-quadrado	0.6909	0.6561	0.6270	0.5996	0.6341	0.6135	0.5906
Análise conjunta dos 2 primeiros limiares							
FPM	-.105 (.509)	-.061 (.512)	.184 (.334)	.197 (.316)	.109 (.255)	.084 (.240)	.459* (.101)
Observações	258	258	386	386	531	531	2185
R-quadrado	0.6978	0.6619	0.6046	0.5795	0.6155	0.5955	0.5826
Análise do 1 limiar							
FPM	-1.34 (1.35)	-1.21 (1.12)	-.699 (.647)	-.737 (.695)	-.582 (.467)	-.600 (.471)	.413** (.166)
Observações	131	131	189	189	266	266	1113
R-quadrado	0.7065	0.7477	0.6807	0.6372	0.6736	0.6390	0.6004
Análise do 2 limiar							
FPM	.485 (.539)	.404 (.451)	.529 (.327)	.546*** (.326)	.576** (.236)	.540** (.233)	.501* (.125)
Observações	127	127	197	197	265	265	1136
R-quadrado	0.8139	0.7873	0.7873	0.7705	0.7901	0.7770	0.5840
Análise do 3 limiar							
FPM	.163 (.767)	.122 (.832)	.323 (.379)	.272 (.429)	.387 (.288)	.408 (.308)	.489* (.142)
Observações	123	123	192	192	252	252	1103
R-quadrado	0.7581	0.7053	0.7227	0.6821	0.7108	0.6816	0.5833

Nota: estimativas MQO (erro-padrão) obtidas por meio da equação (3) do texto. As covariadas são as mesmas da tabela 2. O percentual indica o intervalo em torno do limiar. As equações incluem dummies para estados e segmentos populacionais. * significante a 1%; ** significante a 5%; ***significante a 10%.

Tabela C.5: Resultado da estimação fuzzy relativa aos gastos per capita com assistência e previdência social

Especificação Polinomial	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear
<u>Variável dependente: Log da despesa per capita com assistência social</u>							
Percentual	2	2	3	3	4	4	15
Covariadas	S	N	S	N	S	N	S
Análise conjunta dos 3 limiares							
FPM	1.65*	1.52*	1.28*	1.19*	1.02*	1.10*	.761*
	(.510)	(.512)	(.365)	(.368)	(.320)	(.327)	(.151)
Observações	378	378		574	779	779	2950
R-quadrado	0.4412	0.4202	0.4359	0.4168	0.4007	0.4181	0.3688
Análise conjunta dos 2 primeiros limiares							
FPM	1.50**	1.45**	1.07**	1.06**	1.10*	1.03*	.834*
	(.623)	(.614)	(.471)	(.459)	(.382)	(.374)	(.178)
Observações	256	256	383	383	528	528	2174
R-quadrado	0.4311	0.4108	0.4145	0.3964	0.4090	0.3901	0.3618
Análise do 1 limiar							
FPM	.480	.640	1.18	1.18	.679	.757	.693*
	(1.28)	(1.40)	(.748)	(.755)	(.599)	(.572)	(.266)
Observações	131	131	188	188	265	265	1108
R-quadrado	0.5554	0.6048	0.4196	0.4599	0.4036	0.4419	0.3748
Análise do 2 limiar							
FPM	1.36	2.04***	1.48**	1.55**	1.37*	1.52*	.833*
	(.998)	(1.10)	(.695)	(.729)	(.467)	(.502)	(.218)
Observações	125	125	195	195	263	263	1130
R-quadrado	0.4640	0.5336	0.4691	0.4970	0.4290	0.4585	0.3698
Análise do 3 limiar							
FPM	1.55	1.65	1.28***	1.32**	.810	.799	.535**
	(1.36)	(1.25)	(.680)	(.584)	(.612)	(.617)	(.249)
Observações	122	122	191	191	251	251	1094
R-quadrado	0.5032	0.5732	0.5122	0.5789	0.4667	0.4930	0.4093

Nota: estimativas MQO (erro-padrão) obtidas por meio da equação (3) do texto. As covariadas são as mesmas da tabela 2. O percentual indica o intervalo em torno do limiar. As equações incluem dummies para estados e segmentos populacionais. * significante a 1%; ** significante a 5%; ***significante a 10%.

Tabela C.6: Resultado da estimação fuzzy relativa aos gastos per capita com pessoal

Especificação Polinomial	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear	Linear
<i>Variável dependente: Log da despesa per capita com pessoal</i>							
Percentual	2	2	3	3	4	4	15
Covariadas	S	N	S	N	S	N	S
Análise conjunta dos 3 limiares							
FPM	.537** (.211)	.546** (.217)	.444* (.149)	.408* (.151)	.457* (.132)	.409* (.132)	.477* (.060)
Observações	382	382	578	578	783	783	2974
R-quadrado	0.7520	0.7223	0.7558	0.7318	0.7234	0.6980	0.7438
Análise conjunta dos 2 primeiros limiares							
FPM	.685* (.259)	.748* (.261)	.570* (.197)	.566* (.191)	.523* (.162)	.507* (.160)	.561* (.068)
Observações	259	259	387	387	532	532	2192
R-quadrado	0.7431	0.7124	0.7345	0.7130	0.6949	0.6708	0.7352
Análise do 1 limiar							
FPM	.596 (.679)	.623 (.578)	.560 (.355)	.656** (.332)	.472*** (.245)	.503** (.244)	.689* (.091)
Observações	131	131	189	189	266	266	1117
R-quadrado	0.7075	0.7906	0.6894	0.7334	0.7075	0.7413	0.7448
Análise do 2 limiar							
FPM	.911** (.380)	1.009** (.397)	.505*** (.287)	.466 (.294)	.448*** (.230)	.430*** (.243)	.433* (.097)
Observações	128	128	198	198	266	266	1139
R-quadrado	0.7974	0.8208	0.7855	0.8060	0.6921	0.7123	0.7320
Análise do 3 limiar							
FPM	-.092 (.458)	-.138 (.507)	-.017 (.267)	.067 (.242)	.161 (.221)	.230 (.206)	.249** (.101)
Observações	123	123	191	191	251	251	1105
R-quadrado	0.8225	0.7744	0.7776	0.8164	0.7681	0.8082	0.7759

Nota: estimativas MQO (erro-padrão) obtidas por meio da equação (3) do texto. As covariadas são as mesmas da tabela 2. O percentual indica o intervalo em torno do limiar. As equações incluem dummies para estados e segmentos populacionais. * significante a 1%; ** significante a 5%; ***significante a 10%.

Tabela C.7: Resultado da estimação fuzzy relativa à desigualdade na defasagem educacional

Especificação Polinomial	Linear						
<u>Variável dependente: GE(2) relativo à defasagem educacional</u>							
Percentual	2	2	3	3	4	4	15
Covariadas	S	N	S	N	S	N	S
Análise conjunta dos 3 limiares							
I[X>0]	.157	.291	.258	.260	.118	.164	.300*
	.585	.610	.451	.474	.316	.331	.096
Observações		166	258	258	359	359	1568
R-quadrado	0.7394	0.6781	0.6918	0.6473	0.6818	0.6467	0.6885
Análise conjunta dos 2 primeiros limiares							
I[X>0]	.393	.616	.680	.760	.349	.401	.323*
	.651	.705	.519	.577	.401	.443	.111
Observações	111	111	168	168	240	240	1159
R-quadrado	0.7984	0.6948	0.7101	0.6441	0.6719	0.6226	0.6812
Análise do 1 limiar							
I[X>0]	.822	2.03	.454	.876	.002	.217	.398*
	1.69	1.30	1.34	1.09	.633	.682	.151
Observações	52	52	71	71	115	115	575
R-quadrado	0.8256	0.6797	0.8053	0.6774	0.7052	0.6225	0.6871
Análise do 2 limiar							
I[X>0]	-.067	-.664	.884	.690	.637	.518	.256***
	.879	.860	.527	.648	.430	.511	.147
Observações	59	59	97	97	125	125	617
R-quadrado	0.8549	0.7769	0.7831	0.6884	0.7569	0.6851	0.6992
Análise do 3 limiar							
I[X>0]	-.692	-.691	-.770	-.924	-.396	-.193	.082
	.864	1.04	.569	.652	.443	.502	.139
Observações	55	55	90	90	119	119	596
R-quadrado	0.8050	0.6984	0.7941	0.7282	0.7996	0.7430	0.7099

Nota: estimativas MQO (erro-padrão) obtidas por meio da equação (2) do texto. As covariadas são as mesmas da tabela 2. O percentual indica o intervalo em torno do limiar. As equações incluem dummies para estados e segmentos populacionais. * significante a 1%; ** significante a 5%; ***significante a 10%.