

**Violência e UPPs:
Rendas e Mudanças Sociais nas
Favelas**

Marcelo Neri

Pedro Butelli

2015

NERI, Marcelo C.
BUTELLI, Pedro.

"Violência e UPPs: Rendas e Mudanças Sociais nas Favelas" (Marcelo Neri, Pedro Butelli), Rio de Janeiro, RJ – 2015 - FGV Social – 59 páginas.

As manifestações expressas por integrantes dos quadros da Fundação Getulio Vargas, nas quais constem a sua identificação como tais, em artigos e entrevistas publicados nos meios de comunicação em geral, representam exclusivamente as opiniões dos seus autores e não, necessariamente, a posição institucional da FGV. Portaria FGV N°19.

Violência e UPPs: Rendas e Mudanças Sociais nas Favelas

Marcelo Neri e Pedro Butelli
FGV Social/CPS e EPGE/FGV

RESUMO

Este artigo avalia a evolução dos territórios com UPP e aqueles com potencial de implantação do programa sob a perspectiva do bem-estar social da população. Realizamos análises de diferenças-em-diferenças através de microdados e mesodados gerados a partir dos dois Censos Demográficos mais recentes disponíveis, os de 2000 e 2010. Maior ênfase é dada aos *_efeitos-UPP_* sobre a distribuição de renda domiciliar per capita e seus componentes. Avaliamos também outros indicadores como frequência escolar, cobertura de serviços públicos, posse de ativos privados e imigração. Usamos o Censo 2010 no aspecto transversal para estudar nos detalhes microeconômicos dos domicílios os diferenciais territoriais da violência materializados na morte de jovens e suas correlações com frequência escolar e renda familiar.

Violência e UPPs: Rendas e Mudanças Sociais nas Favelas

1. Introdução

a. Motivação

A análise das condições de vida nas favelas brasileiras por meio de pesquisas domiciliares apresenta uma série de dificuldades no período recente. No caso específico da avaliação dos impactos sociais das UPPs (Unidades de Polícia Pacificadora) implantadas no Rio de Janeiro a partir do final de 2008, a dificuldade é ainda maior pela escassa possibilidade de comparar as mesmas áreas de tratamento e de controle antes e depois das referidas intervenções¹. O Censo Demográfico com a sua ampla amostra e fino detalhamento geográfico é a única pesquisa domiciliar disponível que permite este tipo de análise. Em que pese o longo intervalo censitário que dificulta isolar os impactos das UPPs de outras mudanças nas estimativas obtidas, os “efeitos-UPP” não são o único objeto de interesse para fins de políticas públicas. Na medida em que a agenda social para os territórios pacificados ainda está em gestação através de programas estaduais, como a UPP Social e municipais como o Rio +Social por exemplo, há que se entender para além dos efeitos-UPP já ocorridos, em quais aspectos cruciais as favelas ainda se diferenciam do resto da cidade e como estas distâncias tem evoluído ao longo do tempo. Adicionalmente o Censo 2010 possibilita medir nos domicílios individuais a morte de jovens homens que talvez seja a pior face da violência, o objetivo último das UPPs combater. Este quesito do questionário do último censo permite estudar nos detalhes microeconômicos os diferenciais territoriais da violência e suas implicações sobre a renda familiar e a frequência escolar.

O objetivo deste artigo é avaliar os territórios com UPP e aqueles com potencial de implantação do programa sob a perspectiva de bem-estar social da população observada em suas casas. Estudamos uma série de indicadores sociais, mais notadamente aos tradicionais elementos de desenvolvimento humano leia-se renda, educação e saúde. A maior ênfase dos exercícios está no componente econômico através de equações de renda,

¹ Há diversas pesquisas domiciliares específicas nas comunidades de baixa renda cariocas realizadas por diversas instituições que retratam comunidades específicas sendo as maiores aquelas realizadas pelo Governo do Estado do Rio nas comunidades da Rocinha, Complexo do Alemão e Mangueiras. Entretanto, estas pesquisas foram realizadas apenas num instante do tempo, em geral antes da instalação das UPPs.

ao mesmo tempo complementando os “efeitos-UPP” sobre a segurança e violência (saúde) e proficiência escolar aferidos em Butelli e Neri (2015a e 2015b).

A análise empírica de diferença em diferença é realizada através de dois níveis, a saber: mesodados e microdados. O primeiro esforço se dá através de agregados de setores censitários por áreas geográficas. Idealmente isolamos a partir dos mesodados as comunidades afetadas pelas UPPs e outras áreas tomadas por grupos de controle como unidades básicas de análise. Dada as dificuldades de comparação entre as amostras dos censos por áreas de ponderação, optamos pelo uso de trabalhos que já realizaram o trabalho de compatibilização de territórios entre Censos como o trabalho realizado pelo consórcio IPEA/PNUD/FJP (2013) em conjunção com institutos estaduais de pesquisa que geraram mais de 2000 unidades geográficas apenas na Região Metropolitana do Rio de Janeiro. Esta abordagem permite explorar outras possibilidades como interagir os dados do Censo com bases oriundas de diferentes fontes como registros administrativos, explorar outras dimensões intrínsecas aos territórios como medidas de desigualdade.

A única possibilidade de análise no nível de observações domiciliares individuais, os chamados microdados, que vislumbramos de comparar comunidades antes e depois das intervenções é utilizar os subdistritos que cobrem as grandes favelas cariocas leia-se Cidade de Deus, Complexo do Alemão, Jacarezinho, Maré e Rocinha. Cidade de Deus foi a segunda UPP inaugurada em 16/02/2009 menos de dois meses após a inauguração da UPP do Morro Santa Marta. Curiosamente a ocupação policial da Cidade de Deus que é quando os efeitos da política de segurança pública começam a se fazer sentir se deu em 11/11/2008, nove dias antes daquela ocorrida no Morro Santa Marta, reconhecida em geral como a primeira UPP. Ambas ocorreram, portanto, antes da implantação do Censo de 2010 cuja aplicação data de agosto de 2010. A análise do desempenho relativo da Cidade de Deus vis a vis a outras áreas do município tomadas como grupos de controle constitui a melhor oportunidade para avaliar os impactos potenciais das UPPs usando os microdados da amostra do Censo. Estimamos a evolução de dois diferenciais de interesse simultaneamente: o diferencial entre a Cidade de Deus e as favelas sem UPP como evidencia do “efeito-UPP”. Enquanto o diferencial em relação ao restante da cidade nos permite captar em que medida os diferenciais favela-asfalto estão diminuindo, aumentando, ou estão estáveis estatisticamente².

² Outra contribuição do trabalho é avaliar como variantes das unidades de medida, microdados ou mesodados em diferentes raios de distância, afetam as estimativas dos “efeitos-UPP” obtidas.

Optamos por indicadores tradicionais de desempenho socioeconômico baseados em renda domiciliar per capita o que permite uma interface com o componente de renda do IDH e com indicadores unidimensionais de pobreza e desigualdade. Um primeiro exercício modela os impactos das UPPs sobre a renda através de equações mincerianas de salário que apresenta uma série de possibilidades de interpretação (i.e. parcela da desigualdade explicada) e extensões (i.e. regressões quantílicas). Depois analisamos outras variáveis contínuas e discretas relacionadas as várias dimensões de bem-estar e condições de vida como frequência escolar, acesso a serviços públicos (água, esgoto, eletricidade e coleta de lixo) e bens privados (moradia, automóveis e computador) e imigração

Complementarmente à análise dinâmica de dimensões comparáveis entre os dois últimos Censos Demográficos, desenvolvemos algumas análises transversais a partir do Censo 2010 de forma a estudar a operação de alguns impactos prospectivos das novas UPPs. Ele é rico em variáveis que permitem estudar para além dos atributos dos habitantes em que dimensões, os diferentes territórios de favelas, com ou sem UPP, se diferenciam dos demais (direitos de propriedade, condições de moradia, acesso a serviços públicos, educação e segurança). Em particular, o Censo 2010 possibilita medir a nível dos domicílios individuais a morte de jovens homens como métrica de choques originados na violência, o objetivo último das UPPs combater. Assim possibilita estudar a partir dos domicílios os determinantes territoriais da violência e suas consequências sobre outras dimensões como a geração de renda familiar e a frequência escolar.

b. Organização

O artigo está organizado em oito seções adicionais. A seção 2 descreve a evolução de pesquisas domiciliares em favelas à luz das políticas públicas implementadas e endereçamos algumas questões ligados aos dados. Este último ponto é complementado junto com uma breve apresentação das diferentes metodologias empíricas utilizadas nos Anexos I e II encontrados ao final do artigo. Os resultados empíricos do artigo estão organizados em dois grandes blocos. O primeiro analisa a partir de uma análise transversal do último censo as inter-relações do trinômio violência, educação e renda. O segundo aplica análises de diferença em diferença para detectar os níveis e a evolução dos diferenciais de uma vasta gama de indicadores sociais entre áreas com UPPs e demais áreas da cidade entre os últimos dois censos.

A seção 3 constrói a partir de novos dados de mortalidade incluídos no Censo 2010, estatísticas de violência a nível dos domicílios individuais, analisando seus padrões de correlação com determinantes sociodemográficos e sua distribuição ao longo dos territórios cariocas. A seção 4 analisa a correlação entre variantes de estatísticas de violência construídas a partir dos microdados e a frequência escolar de forma a complementar o entendimento sobre o papel potencial das UPPs em relação a acumulação de capital humano. A seção 5 complementa a análise aferindo as correlações entre as medidas violência citadas e a renda domiciliar per capita. A análise é aberta por tipo de renda, trabalho e não trabalho, de forma a entender os mecanismos de transmissão envolvidos.

As seções 6 a 8 aplicam análise de diferença em diferença a uma série de indicadores através de uma a partir dos microdados censitários de 2000 e de 2010 e da comparação de áreas com UPP e sem UPP, estas últimas abertas em favela e não favelas. A seção 6 aplica esta análise a equações de renda total e seus componentes. A seção 7 promove a abertura destes efeitos ao longo das distribuições de renda através de regressões quantílicas. A seção 8 aplica a análise de diferença a uma série de quesitos tais como: posse de ativos privados, cobertura de serviços públicos, educação e imigração. Esta análise em microdados é complementada no Anexo III ao artigo através de análise em diferença em diferença a partir de mesodados. Isto permite incorporar a análise de atributos inerentes aos territórios, e não aos indivíduos, como a desigualdade de renda. Permite também testar a robustez dos resultados em relação a outras unidades de observação, raios de distância e definições de áreas de influência das UPPs. O paralelo entre estimativas de diferença em diferença a partir de mesodados apresentadas no anexo e as de microdados são realizados através de comentários ponto a ponto ao longo do corpo do texto, permitindo avaliar como as unidades de observação e agregação espacial, afetam as estimativas do “efeito-UPP” obtidas. As conclusões finais do artigo são deixadas para a seção 9 do artigo.

2. Pesquisas Domiciliares sobre Políticas Públicas nas Favelas

a. Revisão da literatura e dos microdados

Há um arraçoado de pesquisas domiciliares aplicadas aos territórios denominados favelas geradas por instituições diversas. Muitas destas pesquisas foram implantadas na cidade do Rio de Janeiro, berço do termo favela ainda em 1827. Os resultados obtidos são mais relevantes quanto maior é a conexão com políticas públicas aplicadas aos territórios de favelas (Cavallieri 2011 e 1986; Zaluar 2003).

Uma primeira pesquisa sistemática foi realizada pela antropóloga Janice Perlman no final dos anos 1960s retratada no livro “O Mito da Marginalidade” de 1977. Depois nos anos 2000s a mesma autora empreendeu a tentativa de reentrevistar os mesmos moradores das comunidades inicialmente abordadas e iniciou pesquisa com novos entrevistados. Este trabalho seja no aspecto transversal, seja pela tentativa de explorar seu aspecto longitudinal representa valioso esforço para se entender o impacto da principal política da época em relação às favelas, representada pela remoção sumária (Valladares, 1978). Estes dados permitem análise detalhada das consequências da remoção da Favela da Catacumba para conjuntos habitacionais e a Cidade de Deus que ocupa lugar de destaque no artigo.

De forma geral, intervenções novas deveriam ser acompanhadas de novos instrumentos de diagnóstico, monitoramento e avaliação. Na segunda metade dos anos 1990s, quando o “Favela Bairro” era o principal programa em relação às favelas. Houve uma série de pesquisas, só para citar um exemplo as da Science com a Secretaria Municipal do Trabalho.

A partir de meados dos anos 2000, o IETS (Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade) e outras instituições ajudaram entidades como a Firjan (Federação das Indústrias do Rio de Janeiro) e o Sebrae (Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas) a implementar pesquisas em diversas comunidades onde as UPPs foram, ou poderiam vir a ser implementadas. Finalmente, o Estado do Rio de Janeiro seguindo preocupações semelhantes aplicou pesquisas em grandes favelas como Complexo do Alemão, Manguinhos e Rocinha no âmbito do chamado “PAC das Favelas”. Na quase totalidade desses casos foram implementadas não só pesquisas domiciliares como de estabelecimentos a fim de permitir traçar estratégias de inclusão produtiva. O problema é que na tentativa de aumentar a cobertura territorial dos diagnósticos socioeconômicos das favelas é que em todos os casos foi realizada apenas uma pesquisa em cada localidade,

inviabilizando a comparação temporal das mesmas. Na maioria dos casos os retratos foram realizados em comunidades contempladas pelas intervenções o que dificulta a implementação de grupos de controle. Felizmente há exceções de comunidades onde as UPPs não foram e talvez não sejam implementadas. No que tange as comunidades objeto das UPPs a maioria das pesquisas foi realizada antes da implementação das mesmas o que abre a interessante possibilidade de realizar no futuro retrato pós intervenções.

Há também marcadas dificuldades de abordagem do tema impacto social das UPPs em pesquisas domiciliares do IBGE (Instituto Brasileiro de Estatística e Geografia) tanto em nível de regiões mais agregadas como em dados individualizados. De um lado, a disponibilização da identificação dos setores censitários relacionados a favelas denominados de aglomerados subnormais foi suprimida na difusão dos microdados de acesso público das últimas edições da amostra do Censo Demográfico e da Pesquisa Nacional da Amostragem a Domicílio (PNAD) que são as principais fontes primárias de dados domiciliares usadas no Brasil. O Censo de 2000 e a PNAD de 2009 são as últimas versões dessas pesquisas domiciliares onde a análise da natureza dos setores censitários é possível. Esta abertura nunca foi possibilitada em momento algum em outras pesquisas como a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) e a Pesquisa Mensal do Emprego (PME). Ou seja, não dispomos de microdados recentes de pesquisas domiciliares a base de comparação posterior às UPPs seguindo a abordagem de aglomerados subnormais.

Por outro lado, cabe ressaltar avanços no âmbito da amostra do Censo Demográfico 2010 da avaliação por parte dos supervisores do trabalho de campo dos setores censitários e da disponibilização das chamadas áreas de ponderação que permitem um detalhamento na abertura espacial de municípios para além da abertura por distritos e subdistritos já possível no Censo 2000. No Censo 2010 há no município do Rio de Janeiro, por exemplo, com 32 subdistritos contra 197 áreas de ponderação censitárias. Este maior detalhamento geográfico permite maior flexibilidade na escolha de territórios sujeitos a intervenção de políticas públicas. Neste caso o problema é oposto ao citado no parágrafo anterior, aqui não dispomos de um detalhamento espacial similar ao do período antes da implantação das UPPs.

Para além das questões espaciais o novo censo incorporou um conjunto novo de quesitos em seu questionário relevantes para a caracterização das condições de vida e da própria origem das favelas como os ligados a tempo de transporte, forma de acesso à energia elétrica e mortalidade dos moradores. Este último aspecto permite estudar as correlações entre violência e outros aspectos sociais cobertos pelo censo. O fato do mesmo

questionário ser aplicado a todos os tipos de território brasileiros fornece possibilidades de comparação úteis ao desenho de políticas públicas.

Em suma, não há hoje disponíveis pesquisas domiciliares oficiais ou não, que permitam a comparação de grupos de tratamento e controle imediatamente pré e pós UPP. Perseguimos duas possibilidades de fazer comparações entre comunidades afetadas e as não diretamente afetadas pelas UPPs usando os dois últimos censos. A abordagem de diferença em diferença a partir dos censos tem como problema os 8 anos e meio de defasagem antes do início da difusão do programa e o pouco tempo posterior para amadurecerem os potenciais "efeitos-UPP". Por outro lado, os censos permitem captar uma miríade de variáveis relevantes e analisar como evolui no tempo a diferença Asfalto/favelas incluindo comunidades chaves posteriormente afetadas permitindo qualificar a análise retrospectiva D em D de favelas com/sem UPP. Mais simples, mas não necessariamente menos relevante para as políticas públicas presentes e prospectivas, a nossa metodologia aplicada ao último Censo permite estudar a primeira diferença favela/asfalto, com controles sociodemográficos, e medir em que aspectos sociais “A Cidade Partida” de Zuenir Ventura (1994) continua atual.

b. Dados e Metodologia

Optamos para facilitar a exposição e a consulta por detalhar nos Anexos I e II encontrados no final do artigo a descrição da base de dados e das técnicas empíricas utilizadas ao longo do trabalho aí incluindo equações de renda, regressões logísticas binomiais e multinomiais a partir das quais a análise de diferença em diferença é aplicada.

3. UPP, Favelas e a Morte de Rapazes

Uma inovação chave do Censo 2010 particularmente útil para nossos objetivos foi ter incluído uma variável sobre a morte de um dos moradores do domicílio durante o último ano. A morte de um morador, seu mês de ocorrência e o perfil de sexo e idade do falecido permitem retratar o reflexo mais dramático da violência na casa das pessoas: a morte de rapazes. Ela permite também rastrear suas causas e consequências. Olhar a face humana das vítimas da violência e de seus familiares no território permite entender melhor a relevância das UPPs, presente e prospectiva, como políticas de policiamento de proximidade. O objetivo desta seção é estudar a associação entre variáveis de mortalidade nos domicílios e variáveis de localização associadas a presença de favelas e UPP. A conexão entre choques associados a pior face da violência, aquela com mortes de pessoas próximas, e outros acontecimentos observados no seio familiar como a frequência escolar e a geração de renda. Estes elementos serão estudados nas próximas duas seções.

A alta densidade amostral do Censo sem comparação no conjunto de pesquisas domiciliares brasileiras permite mapear espacialmente eventos de baixa frequência como as medidas de violência construídas a partir da mortalidade dos membros dos domicílios objeto desta seção. O Censo Demográfico ao permitir comparar áreas de favelas³ com outras áreas geográficas permitem adentrar o território das UPPs, as atuais e as futuras, para retratar os determinantes da violência e suas implicações sociais no local onde a maior parte destas cenas são vividas.

Começando pelas estatísticas básicas de mortalidade de moradores dos domicílios no município do Rio de Janeiro. Cerca 1,97% dos domicílios cariocas tiveram pelo menos uma morte nos últimos 12 meses anteriores ao último Censo Demográfico, datado de agosto de 2010. A morte de jovens entre 15 e 29 anos atingiu 0,13% dos domicílios e a de homens jovens na faixa etária de 15 a 29 anos, denominados doravante de rapazes, foi 0,11%. Ou seja, cerca de 83% das mortes de jovens reportadas foram de rapazes. A proporção de domicílios com morte de jovens em 12 meses nas quatro maiores favelas cariocas que se confundem com subdistritos da cidade, foi de 0,24% contra 0,12% nos demais distritos e um índice nulo na Cidade de Deus. No que tange a morte de rapazes os

³ Assumindo resposta positiva a questão sempre repetida pelo saudoso economista André Urani: as pesquisas do IBGE sobem o morro? A comparação de levantamentos de caráter censitário mais detalhados realizados pelo Estado do Rio nas favelas do Complexo do Alemão, Manguinhos e Rocinha indicam populações respectivamente maiores que as indicadas pelo Censo Demográfico.

índices foram 0,22% para as grandes favelas, 0,1% para o restante do município e 0% para Cidade de Deus.

Estes dados tomados a valor de face sugerem que o índice de letalidade de jovens vis a vis aos domicílios em geral assim como os de rapazes em particular, são grosso modo o dobro dos observados nas grandes favelas que no asfalto. A Cidade de Deus, pioneira no anúncio das UPPs, apresentou índices nulos exemplares em ao menos 12 dos 18 primeiros meses que se seguiram a intervenção. Ao abrir os dados por 32 subdistritos o maior índice foi observado no Jacarezinho 0,74%, uma das quatro grandes favelas consideradas. Nas demais tivemos 0,2% na Maré, 0,19% no Alemão e 0,04% na Rocinha.

Agora até que ponto estes diferenciais de violência são explicados pela composição sociodemográfica das diferentes áreas geográficas? Por exemplo, a maior presença de filhos de imigrantes negros e analfabetos nas favelas nestes espaços. Ou em que medida a violência é uma característica inerente a diferentes territórios. Implementamos um modelo logístico binomial para endereçar estas questões.

O modelo apresentado na tabela 1 sugere que a morte de rapazes cresce em domicílios maiores chefiados por jovens, mulheres, pretas e analfabetas. O termo de imigração não se apresenta significativo. Por último e mais importante dado o objetivo da tese de avaliar os impactos das UPPs é que os coeficientes das quatro grandes favelas tomadas de forma conjunta que corresponde ao nosso grupo de controle é estatisticamente maior que o da Cidade de Deus⁴, pioneira na aplicação de UPPs. A letalidade de rapazes na Cidade de Deus é estatisticamente equivalente àquele observado aos demais subdistritos da cidade. Pelo menos no curto intervalo de 18 meses pós-pacificação observado, não conseguimos rejeitar a hipótese que o grupo de controle apresenta níveis de letalidade de rapazes maiores que o de tratamento e que a mesma apresentou índice morte de rapazes em níveis similares aos do restante da cidade. Estes resultados são consistentes em termos qualitativos aos reportados em Butelli e Neri (2015a) e sugerem sucesso relativo da intervenção de segurança no que tange a ocorrência de homicídios de rapazes.

⁴ Os coeficientes das quatro grandes favelas tomadas isoladamente similar entre si e todos estatisticamente maiores que os da Cidade de Deus. O fato da morte de jovens ter se apresentado nula na Cidade de Deus dificulta a interpretação dos coeficientes estimados e suas respectivas razões de chance.

Tabela 1 – Causas da Violência - Faleceu algum Homem Jovem no domicílio nos últimos 12 meses?: Sim - Regressão Logística Binomial

Número de pessoas na Família		0,1339	***
		<i>0,0112</i>	
Sexo / Chefe	Feminino	0,9572	***
		<i>0,1028</i>	
Idade / Chefe	10 a 14	1,7262	***
		<i>0,4088</i>	
	15 a 19	1,3826	***
		<i>0,3371</i>	
	20 a 24	1,6148	***
		<i>0,2252</i>	
	25 a 29	1,303	***
		<i>0,204</i>	
	30 a 35	0,0081	
	<i>0,2368</i>		
	36 a 39	0,4224	*
		<i>0,2328</i>	
	40 a 44	0,9549	***
		<i>0,187</i>	
	45 a 49	1,2219	***
		<i>0,1724</i>	
	50 a 54	0,7079	***
		<i>0,1941</i>	
	55 a 59	0,3863	*
		<i>0,2213</i>	
Cor / Chefe	Amarela	1,5337	***
		<i>0,2974</i>	
	Indígena	-18,9718	
		<i>25170,38</i>	
	Parda	0,5047	***
		<i>0,121</i>	
	Preta	0,8802	***
		<i>0,1357</i>	
Educação / Chefe	12 ou mais	-2,2132	***
		<i>0,304</i>	
	8 a 11	-0,5872	***
		<i>0,1694</i>	
	4 a 7	-0,2938	*
		<i>0,1783</i>	

	1 a 3	0,2559 <i>0,2141</i>	
	Não imigrou Munic	0,777 <i>0,5834</i>	
Migração / Chefe	2 a 4 anos	-18,959 <i>5859,923</i>	
	5 a 9 anos	0,5592 <i>0,66</i>	
	Mais de 10 anos	0,878 <i>0,5889</i>	
Local	Grandes favelas	20,5521 <i>0,1452</i>	***
	Outros subdistritos	20,124 <i>0</i>	

Fonte: microdados da amostra do Censo Demográfico 2010/IBGE, p-valor: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ Erro-padrão em itálico. Categorias omitidas: homem, mais de 60 anos de idade, brancos, sem instrução, imigrou a menos de 1 ano e Cidade de Deus.

Por fim, os microdados de violência fornecidos pelo Censo 2010 explorados nesta seção oferecem a possibilidade de estudar em detalhe microeconômico os seus possíveis efeitos sobre uma série de dimensões sociais, ou pelo menos as correlações subjacentes

4. Violência e frequência escolar

Uma regularidade empírica inicial é o baixo nível de escolaridade e de proficiência escolar, observado nas favelas (Ribeiro e Kaztman 2008). Neri (2009) mostra que as comunidades da Rocinha e de Cidade de Deus são aquelas que apresentam os menores níveis de escolaridade da população adulta e de proficiência no ensino básico de todas as regiões administrativas cariocas.

Em Butelli e Neri (2015b) encontramos impactos significativos das UPPs sobre proficiência escolar. O “efeito-UPP” sobre proficiência deve ser ressaltado pela sua importância em si para crescimento (Hanushek and Woessmann 2008) e desigualdade de renda, mas pela própria dificuldade de programas voltados para este fim, como a premiação de estudantes por performance escolar, apresentarem resultados comparáveis (Angrist and Lavy 2009). De qualquer forma, um canal mais básico e complementar é o efeito das políticas de segurança sobre a frequência escolar. Uma condição necessária para que a UPP, como política de segurança, melhore a frequência escolar é que a própria violência esteja inversamente correlacionada com a presença escolar. Esta relação é o objeto de estudo desta seção.

Rodamos modelos logísticos binomiais para explicar a frequência escolar em instituições públicas ou privadas com controles sócio demográficos similares aos usados na seção anterior aí incluindo sexo, raça, imigração, faixa etária e de escolaridade da pessoa responsável pelo domicílio. Tiramos partido das variáveis de violência presentes no Censo 2010, objeto de estudo da seção anterior, para estimar a relação entre tragédias familiares associadas as mortes de jovens rapazes e a frequência escolar de crianças, adolescentes e jovens adultos nos domicílios. Ou seja, as variáveis reflexo da violência que procuramos explicar na seção 3 funcionam como as principais variáveis explicativas da frequência escolar aqui analisadas. Não temos a pretensão aqui de captar uma relação causal entre estas variáveis como em experimentos aleatórios, ou mesmo em análises de diferença em diferença estudadas mas queremos estudar a mera correlação entre elas.

A primeira coluna da tabela 2 apresenta as correlações estimadas entre a frequência escolar da população em idade de cursar o ensino básico, isto é, de 4 a 17 anos e variantes com outras especificações do choque idiossincrático na renda ligado a morte de familiares centrada na perda de rapazes. Uma primeira variante é a morte de jovens, sem especificar gênero, outra é a morte de homens, sem especificar idade, ambas podem ainda ser encaradas como uma manifestação mais direta de violência. Não há qualquer relação significativa entre a ocorrência de falecimentos nas famílias no último ano de jovens homens, de jovens, de homens e de seus respectivos complementos e a frequência escolar entre 4 e 17 anos. Ou seja, violência e evasão escolar não caminham de mãos dadas segundo estas primeiras estimativas.

As últimas duas linhas captam efeito positivo e significativo nas famílias onde houve um falecimento nos últimos seis meses e a frequência escolar. Esta não é uma aproximação de mortes por violência, mas de mortes em geral, desagregada por tempo de ocorrência. Famílias onde houve a morte de um dos familiares nos últimos seis meses independentemente do perfil demográfico do falecido ou suas causas prováveis apresentam 27,4% menos chances de frequentar a escola do que aqueles que moram em famílias onde não houve morte. Nas famílias onde não houve mortes a mais de seis meses o resultado não é significativo. Estes resultados se interpretados de forma causal sugerem que os efeitos da morte de familiares sobre evasão escolar nesta faixa etária estão restritos ao ano letivo que começa em fevereiro, portanto seis meses antes do Censo realizado em agosto. Os falecimentos de familiares ocorridos antes do início do período letivo não reduziram a frequência escolar no ano letivo seguinte. A falta de histerese na evasão escolar limitaria os custos de longo prazo das mortes.

Tabela 2: Violência e Frequência Escolar

Regressão Logística Binomial	Frequenta a Escola 4 a 17 Anos	Frequenta a Escola 4 a 29 Anos	Frequenta a Escola 4 a 17 Anos em Favelas
Faleceu algum homem com 15 a 29 anos	-0,17 <i>0,2794</i>	-0,3377 ** <i>0,1403</i>	-1,3523 *** <i>0,5058</i>
Faleceu não homem jovem	-0,0982 <i>0,1207</i>	-0,0096 <i>0,0481</i>	-0,2558 <i>0,3652</i>
Faleceu alguém com 15 a 29 anos	-0,3031 <i>0,2526</i>	-0,3432 *** <i>0,1274</i>	-1,3523 *** <i>0,5058</i>
Faleceu não jovem	-0,0667 <i>0,1235</i>	-0,0006 <i>0,0487</i>	-0,2558 <i>0,3652</i>
Faleceu algum homem	-0,2235 <i>0,1463</i>	-0,092 <i>0,0624</i>	-0,7258 ** <i>0,3372</i>
Faleceu alguma mulher	0,0291 <i>0,1679</i>	0,011 <i>0,0658</i>	-0,3478 <i>0,4928</i>
Faleceu a menos de 6 meses	-0,3069 ** <i>0,1405</i>	-0,2035 *** <i>0,0605</i>	-0,7287 ** <i>0,3245</i>
Faleceu a mais de 6 meses (menos de 12)	0,1642 <i>0,1791</i>	0,1565 ** <i>0,0685</i>	-0,2707 <i>0,5442</i>

Fonte: microdados da amostra do Censo Demográfico 2010/IBGE, p-valor: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Erro-padrão em *itálico*. Categoria Omitida em todas regressões: não faleceu ninguém no domicílio; Outros controles: sexo, idade, cor, imigração dos indivíduos, escolaridade do chefe, número de pessoas no domicílio e dummies espaciais de subdistritos

Como vimos, modelos que estimaram as correlações de frequência escolar com a simples variável binária se faleceu ou não algum morador do domicílio nos últimos 12 meses, não apresentaram qualquer correlação significativa com a frequência escolar, na faixa etária do ensino básico de 4 a 17 anos como também em subfaixas tradicionais como 15 a 17 anos (ensino médio), 6 a 14 anos (ensino fundamental), 4 a 6 anos (pré-escola) assim como na faixa de 0 a 3 anos (creche)⁵. Esta observação sugere que os maiores graus de liberdade associados a faixas etárias mais amplas na estimação das correlações de uma variável, felizmente rara como aquelas associadas a falecimentos na família. Seguindo nesta linha testamos o mesmo modelo com uma faixa etária ampliada dos 4 a 29 anos cobrindo, portanto da primeira infância ao limiar final da juventude conforme a segunda coluna da tabela comprova. Especificações de mortalidade mais provavelmente associadas a violência como a morte de homens jovens ou de jovens em geral revelam

⁵ Estes resultados são robustos para mudanças na especificação da divisão territorial usadas nas regressões.

resultados adversos dos falecimentos sobre a frequência em instituições de ensino. A mortalidade de homens de qualquer idade, portanto associadas as causas de morte em geral não revela relação com a evasão escolar. As variáveis de mortalidade associadas ao tempo mostram correlações significativas com frequência escolar, sendo as perdas com menos de seis meses frequência associadas a uma redução da frequência escolar e as com mais de seis meses associadas a um aumento da frequência escolar. De forma geral, a inclusão no topo do universo estimação empírica da faixa etária do ensino básico o resto da faixa associada a juventude pode se dever a maior probabilidade de presença de irmãos jovens em domicílios ou de um efeito demonstração de grupos de referência mais fortes no âmbito dos domicílios. Em termos concretos, a perda de um irmão jovem, de uma forma ou de outra pode afetar mais adversamente aos irmãos e irmãs em idade mais próxima ou sinalizar a maior probabilidade de presença dos mesmos no seio familiar.

Se voltarmos aos modelos de determinação frequência escolar básico na faixa de 4 a 17 anos de idade com filtros geográficos por subdistritos relacionados ao universo das grandes favelas e da UPP notamos que a frequência escolar em três das quatro favelas que se confundem com subdistritos apresentam níveis de frequência escolar significativamente menores que na Cidade de Deus. Perseguindo este universo restrito das grandes favelas e da Cidade de Deus na última coluna da tabela 2 replicando os modelos da primeira coluna da tabela 2, mas estimando efeitos significativos em todas as especificações das variáveis de mortalidade na família usadas inclusive aquelas mais associadas com manifestações de violência como a morte de jovens homens, jovens e de homens e não apenas as abertas por período pregresso desde o falecimento na família. Estes resultados sugerem que nas grandes favelas cariocas não há apenas altos níveis de violência como a literatura empírica revela, mas nas favelas há uma alta sensibilidade da frequência escolar em relação a própria medida de violência. Esta relação entre a resiliência a choques idiossincráticos e o contexto territorial merece ser detalhada.

Em suma, esta seção estima correlações entre falecimentos observados nos domicílios e frequência escolar. Em primeiro lugar na faixa de 4 a 17 anos há correlação negativa e significativa entre frequência escolar e mortalidade apenas dentro do período letivo corrente. Falecimentos ocorridos a mais de seis meses não apresentam correlações significativas. Há uma relação direta entre evasão escolar e perdas de vidas associadas à violência como a morte de rapazes ou de jovens apenas quando consideramos em faixas etárias mais amplas que incluem a juventude como a de 4 a 29 anos, mas não quando consideramos as faixas de 4 a 17 anos e as faixas etárias menores (1 a 3 anos, 4 a 6 anos,

7 a 14 anos e 15 a 17 anos). Isto pode se dever a maior conexão de familiares em idades mais próximas, ou simplesmente maiores graus de liberdade envolvidos nas estimativas em especial quando consideramos o nível inframunicipal carioca. Indo na direção contrária a dos números dos graus de liberdade quando estimamos modelos apenas o universo das 4 maiores favelas cariocas e a Cidade de Deus que cobrem apenas 5,4% da população carioca encontramos uma correlação negativa e significativa entre choques idiossincráticos associados a violência e frequência escolar, mesmo na faixa etária mais restrita de 4 a 17 anos de idade. Este resultado indica que nas favelas há maior sensibilidade da frequência escolar em relação à violência, e não apenas maiores índices de violência. Esta é uma tese que pode explicar o excesso de atraso escolar da população das favelas para além dos atributos pessoais e educacionais de indivíduos e das famílias.

5. Violência e Renda

Começamos por uma análise descritiva dos diferenciais de renda a partir novamente da amostra do Censo 2010. Na última edição do Censo há o quesito sobre a morte de um dos moradores do domicílio nos últimos 12 meses e suas características básicas. Este quesito permite construir variáveis de violência e seguindo a estratégia da seção anterior aproximar os seus impactos na renda auferida na casa das pessoas.

Usamos o conceito de renda domiciliar per capita que é a principal referência da literatura de pobreza e bem-estar social baseados em renda. Ao somar todas as rendas percebidas por todos os moradores efetivos do domicílio e dividir pelo número de moradores efetivos, excluindo por exemplo as empregadas domésticas que moram no trabalho. O conceito funciona como uma forma reduzida pois incorpora uma miríade de efeitos operantes sobre todos os moradores dos domicílios como desocupação e ocupação, formal e informal de todos os membros do domicílio e seus respectivos rendimentos do trabalho, rendas advindas de rendimentos do capital, aluguéis, transferências entre domicílios e benefícios sociais que vão desde os da previdência até os do Bolsa Família.

O modelo log-linear denominado de equação de rendas (Mincer, 1974) usado é particularmente útil pela sua conformidade com o componente de renda do IDH⁶ e boa aderência empírica com R^2 de 0,4972. A simplicidade de interpretação dos parâmetros

⁶Recentemente, o PNUD adotou o log da renda no IDH a partir de julgamentos de valor sobre uma forma de incorporar variabilidade de renda na medição de bem-estar social.

estimados é outra vantagem⁷. A interpretação direta dos coeficientes equivale ao prêmio daquele atributo em relação àquele sem o atributo (categoria omitida). Por exemplo, o coeficiente de variável indicadora das famílias que perderam um rapaz de 15 a 29 anos é -0,1087. Isto significa que se comparamos pessoas com características individuais, domiciliares e locais observadas idênticas a primeira pessoa vai ter uma renda domiciliar per capita 10,87% inferior a segunda e assim por diante. Esta variável capta o efeito idiossincrático do falecimento de um rapaz no domicílio, não precisando o respectivo mecanismo de transmissão: se a perda de um provedor de renda, se a retirada de outros membros da força de trabalho por efeito psicológico ou para cuidar do falecido e assim por diante. Abrimos a análise por grandes grupos de fontes de renda total, trabalho e não trabalho. Os efeitos espaciais do grau de violência e outros determinantes territoriais do diferencial de renda estão incorporados nas unidades territoriais consideradas (subdistrito, bairros ou áreas de ponderação). A perda de poder explicativo da renda medido através do R² na margem quando se retira a variável de subdistritos é 10,38% contra zero no caso da variável de violência.

Como vimos, a renda per capita daqueles que sofreram a morte de um jovem homem morador efetivo do domicílio no último ano é 10,87% inferior aos demais domicílios onde não faleceu ninguém. Se a morte tiver sido de uma pessoa que não for um homem jovem, isto é, uma mulher ou um não jovem a perda é de 2,4%, menor que a referente a morte de um rapaz, mas ainda estatisticamente diferente de zero. Construimos variantes da equação básica de renda total reportada acima mudando o conceito de renda e a especificação da variável violência centrada em torno da morte de homens jovens.

Tabela 3: Equações de Tipos de Renda – Correlações Parciais com Proxies de Violência

Equação Minceriana - Log da RDPC Diferentes Fontes	Renda per Capita Todas as Fontes	Renda per Capita do Trabalho	Renda per Capita Outras Fontes
Faleceu algum homem com 15 a 29 anos	-0,1087*** <i>0,0374</i>	-0,0968*** <i>0,0356</i>	0,0177 <i>0,1917</i>
Faleceu não homem jovem	-0,0240** <i>0,0119</i>	-0,0810*** <i>0,0128</i>	0,4180*** <i>0,0511</i>
Faleceu alguém com 15 a 29 anos	-0,0714** <i>0,0332</i>	-0,0663*** <i>0,0324</i>	0,3003* <i>0,1544</i>

⁷ O Anexo II detalha mais formalmente o modelo de equação de renda aqui utilizado e algumas de suas propriedades.

Faleceu não jovem	-0,0262** <i>0,0120</i>	-0,0841*** <i>0,0130</i>	0,4005*** <i>0,0520</i>
Faleceu algum homem	-0,0209 <i>0,0159</i>	-0,1121*** <i>0,0173</i>	0,4927*** <i>0,0623</i>
Faleceu alguma mulher	-0,0408** <i>0,0159</i>	-0,0500*** <i>0,0167</i>	0,2603*** <i>0,0783</i>
Faleceu a menos de 6 meses	-0,0530*** <i>0,0146</i>	-0,1102*** <i>0,0152</i>	0,3537*** <i>0,0680</i>
Faleceu a mais de 6 meses	-0,0019 <i>0,0176</i>	-0,0475** <i>0,0194</i>	0,4383*** <i>0,0705</i>

*Fonte: microdados da amostra do Censo Demográfico 2010/IBGE, p-valor: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 Erro-padrão em itálico. Categoria Omitida em todas regressões: não faleceu ninguém no domicílio; Outros controles: sexo, idade, cor, imigração dos indivíduos, escolaridade do chefe, número de pessoas no domicílio e dummies espaciais de subdistritos.*

Se considerarmos um modelo similar para a renda capita domiciliar do trabalho, há um redutor de 9,68% na renda daqueles que perderam um rapaz em casa, portanto cerca de 1 ponto de porcentagem inferior a queda da renda de todas as fontes citada acima. Em compensação o efeito redutor de renda do trabalho frente a perda de um não homem jovem no domicílio é 8,1%, portanto mais de três vezes maior que a perda de renda total derivada da mesma situação.

Uma possível explicação para as discrepâncias das diferenças das estimativas entre conceitos de renda total e trabalho é que um jovem contribui relativamente mais que seu complemento para a renda do trabalho no domicílio mas deve contribuir relativamente menos para a renda não trabalho advindas de benefícios de aposentadoria, pensões ou de programas sociais. A fim de investigar esta possibilidade rodamos uma equação de renda domiciliar per capita não trabalho. De fato, nela observamos que um efeito redutor de renda não trabalho estatisticamente nulo para a perda de um jovem homem no domicílio. Enquanto o efeito sobre a renda não trabalho para aqueles que tiveram a morte de uma mulher ou um não jovem é 41,8% positivo. Não é difícil imaginar como a institucionalidade brasileira afeta estes resultados. Por exemplo, a cobertura para os demais membros do domicílio de sistemas de pensão por morte, públicos ou privados brasileiros, além de generosa para padrões internacionais, é menor no caso da morte de rapazes que dos demais membros do domicílio. Os jovens além de apresentarem uma taxa de desemprego maior quando conseguem se ocupar o fazem através de empregos sem carteira, portanto sem qualquer cobertura previdenciária.

O efeito redutor da renda total é de 7,14% para jovem e 2,62% para não jovens, distâncias similares, porém algo mais próximas do que as respectivas distâncias obtidas para a morte de rapazes em relação aos demais. Estas discrepâncias dos dois resultados não surpreendem embora a perda da renda per capita do trabalho relacionada à morte de jovens seja menor que a de não jovens⁸, o ganho derivado de outras rendas também o é. A morte de um jovem encerra todo trauma psicológico da perda inesperada associada a pior manifestação de violência, os homicídios, ceifando um potencial de geração de renda do trabalho prospectivo sem trazer consigo as mesmas compensações em termos de seguro social dos demais grupos etários. Ela implica em menor perda de renda do trabalho, mas também ganho menor em relação as outras rendas.

A segunda variante de impactos adversos de choques idiossincráticos se refere a morte de homens cujo o efeito redutor é estatisticamente nulo contra queda de 4,08% da morte das mulheres. No caso do falecimento dos homens a renda do trabalho cai 11,21% o dobro da queda das mulheres. Por outro lado, a renda não trabalho embora menor sobe 49,27% no caso da morte de homens contra 26,03% das mulheres. Características do nosso sistema de pensão que buscam proteger as viúvas e a prole podem explicar o resultado.

A última variante das consequências econômicas imediatas das tragédias familiares analisadas não se refere a causas mais provavelmente ligadas a violência, mas ao tempo do falecimento ocorrido, divididos aqui em menos de seis meses e de seis meses a um ano. O efeito redutor de renda total dos falecimentos recentes é 5,2% e estatisticamente igual a zero no caso de falecimentos com mais de 6 meses. O que explica esta diferença é o maior efeito redutor de renda do trabalho de 11,02% e 4,75%, respectivamente. Atuando na mesma direção há menor ganho de renda não trabalho no caso de falecimentos recentes 35,37% do que falecimentos menos recentes 43,83%. A atração de outros membros do domicílio para o mercado de trabalho pós-perda cresce no tempo assim como a oferta de outras rendas através da operação de mecanismos de seguro social.

⁸ Este inclui demais adultos, idosos e não idosos e as crianças.

6. Diferença em Diferença da Renda Média

a. Renda Domiciliar Per Capita Total

A fim de identificar os possíveis impactos das UPPs sobre a economia empilhamos os dados dos Censos 2000 e 2010 do município do Rio de Janeiro. Usamos os mesmos controles cujos sinais dos coeficientes coincidem com os apresentados nas equações de renda estimadas na seção 5. A análise controlada busca isolar os efeitos medidos das mudanças sociodemográficas observadas. Inicialmente rodamos um modelo sem variáveis interativas para captar as diferenças de nível entre áreas e a evolução controlada pelas variáveis acima da renda domiciliar per capita de todas as fontes na década passada. Conforme a parte debaixo da tabela 4, a renda foi 3,96% menor no conjunto das quatro grandes favelas que na Cidade de Deus. Esta proximidade sugere que as grandes favelas que correspondem a subdistritos inteiros da cidade constituem um grupo de controle razoável em relação ao grupo de tratamento representado pela Cidade de Deus. O restante da cidade apresenta um diferencial de renda 18,32% maior que a Cidade de Deus⁹. A soma destas duas diferenças nos dá uma medida do diferencial favela/asfalto ao longo da última década a partir de seus extremos como datas censitárias. Houve neste íterim ganho de renda controlado de 10,89% na cidade como um todo (ou 22,2% sem controles sociodemográficos).

Tabela 4: Equações de Tipos de Renda – Diferença em Diferença

Equação Minceriana - Log da RDPC Diferentes Fontes	Renda per Capita Todas as Fontes	Renda per Capita do Trabalho	Renda per Capita Outras Fontes
<i>termo interativo</i>			
Grandes Favelas 2010	-0,06938 *** <i>0,0229691</i>	0,043443 * <i>0,0234037</i>	-0,52534 *** <i>0,1259243</i>
Outros Subdistritos 2010	-0,13294 *** <i>0,0217789</i>	0,039608 * <i>0,0222989</i>	0,07269 <i>0,1165144</i>
<i>modelo sem interação</i>			
2010	0,108915 *** <i>0,0020202</i>	0,148597 *** <i>0,002127</i>	-1,22541 *** <i>0,0097244</i>
Grandes Favelas	-0,03961 ***	-0,03801 ***	-0,28338 ***

⁹ Os diferenciais de renda das quatro comunidades isoladas em relação a Cidade de Deus foi de -9,59% no Complexo do Alemão -12,93% no Jacarezinho, -2,52% na Maré, mas positivo de 10,59% na Rocinha.

	0,0108915	0,0106365	0,0523346
Outros Subdistritos	0,183256 ***	0,105964 ***	0,280364 ***
	0,0103171	0,0100783	0,0476218

Fonte: microdados da amostra do Censo Demográfico 2000 e 2010/IBGE, p-valor: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ Erro-padrão em itálico. Categoria espacial omitida: Cidade de Deus; Outros controles: sexo, idade, cor, imigração dos indivíduos e escolaridade do chefe e número de pessoas no domicílio

Partindo para a análise de diferença em diferença propriamente dita, incorporando o termo interativo de tempo e tipo de território não observamos queda relativa de renda domiciliar per capita total nos anos intercensitários da Cidade de Deus em relação a nenhum dos 32 demais subdistritos cariocas¹⁰. Em relação a outras grandes favelas tomadas como controle temos perdas destas comunidades em relação a Cidade de Deus correspondendo a -5,26% no Complexo do Alemão, -9,37% na Maré, -10,77% na Rocinha, mas não há diferença no Jacarezinho.

Há algumas ressalvas a serem frisadas aqui. A primeira é que a defasagem de 10 anos entre Censos não nos possibilita isolar o período pré-UPPs de forma satisfatória e de outro há pouco tempo pós-UPPs para observar a operação dos efeitos. Por outro lado, não há outras alternativas disponíveis para captar estes impactos nas pesquisas domiciliares implementadas pelo IBGE, ou por outras instituições. Além disso o impacto aferido se dá sobre um indicador de bem-estar geral de curto prazo. A renda capita a princípio reage mais rapidamente do que outras variáveis como educação e o que se torna possibilidade valiosa dada defasagem de pouco mais de 18 meses desde a implantação da UPP na Cidade de Deus.

Sintetizamos na Tabela 4 estes resultados a partir de equação agregando os subdistritos por tipologia territorial. Em primeiro lugar, notamos perda de -6,94% do grupo de controle formado pelo conjunto de grandes favelas em relação ao tratamento da Cidade de Deus o que corresponde a uma aproximação do “efeito-UPP” na renda total. Este resultado é razoavelmente robusto entre diferentes especificações quanto a abrangência territorial e a colocação de controles. Este resultado tomado a valor de face sugere que houve ganho relativo da Cidade de Deus em relação a outras comunidades onde as UPPs não haviam sido então implementadas.

O outro termo de diferença em diferença entre o restante da cidade e a Cidade de Deus cai ainda mais: -13,29%. Este termo interativo fornece conjuntamente com o primeiro,

¹⁰ Há dois empates estatísticos.

uma ideia de que o diferencial entre grandes favelas e o asfalto caiu na última década. Ou seja, a cidade partida estaria menos apartada.

b. Abertura por Tipos de Renda

A fim detalhar os mecanismos de transmissão abrimos a evolução dos diferenciais de renda domiciliar per capita do trabalho. Captamos o efeito sobre a ocupação e a desocupação trabalhista de todos os membros do domicílio e os respectivos rendimentos do trabalho auferidos de maneira formal ou informal. O conceito total inclui também rendimentos do capital e de alugueis mas capta predominantemente o efeito de transferências públicas como aposentadorias, pensões e programas de transferência de renda como Bolsa Família e o Benefício de Prestação Continuada (BPC). Desta forma, a decomposição de fontes de renda permite separar os canais públicos e privados de curto prazo das UPPs.

A segunda coluna da tabela 4 reproduz os resultados da primeira coluna olhando para a renda do trabalho em vez da renda de todas as fontes. Notamos diferenciais de níveis menores do grupo de tratamento em relação aos demais subdistritos mais similares em relação às grandes favelas. Esta combinação sugere que as favelas são mais próximas no trabalho do que na renda total. Apesar das agruras da vida privada nas grandes favelas captadas pela renda do trabalho, escassez maior é a de políticas públicas de transferência de renda e aposentadorias como confirmado pela terceira coluna da tabela 4 relacionada a renda não trabalho demonstra.

A análise do termo interativo da renda do trabalho mostra que o diferencial tratamento controle aumentou entre os dois últimos censos. Já o diferencial entre Cidade de Deus e os demais distritos da cidade cai -6,4%¹¹. Ou seja, não há “efeito-UPP” na renda do trabalho pelo contrário. Sugerindo que o maior acesso a rendas públicas e do capital foram os responsáveis pelo “efeito-UPP” como a terceira coluna da tabela 4 revela e ao mesmo tempo impulsionaram mais a queda do diferencial de renda favelas-asfalto.

Apesar da existência de diferenciais trabalhistas marcados entre favelas e asfalto (Pero, Cardoso e Elias 2008), Neri (2009) mostra que são ainda maiores os diferenciais de renda não trabalho, em especial as transferências que passam pelas mãos do Estado. O “efeito-UPP” diminuiria a dificuldade de acesso a estes programas nas comunidades contempladas. Este conjunto de resultados é consistente com a ideia de que a segurança

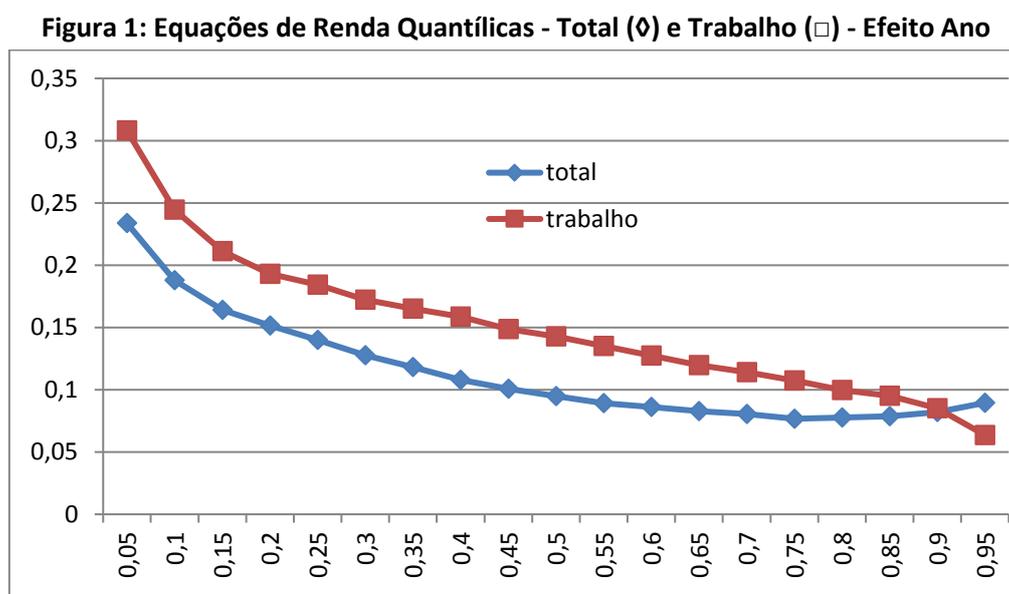
¹¹ Estes dois resultados são menos robustos ficando estatisticamente positivos ao retirarmos os controles sociodemográficos.

facilita o acesso aos programas de transferência de renda mediados pelo Estado, mas não necessariamente a renda do trabalho privada.

7. Mudanças da Distribuição de Renda (Equações Quantílicas de Renda - D em D)

Afim medir os impactos analisados na última seção sobre a média ao longo da distribuição de renda reproduzimos as equações de renda total e do trabalho analisadas acima usando o instrumental de regressões quantílicas. Como antes, começamos com a análise dos principais elementos de interesse de regressões sem termos de interação.

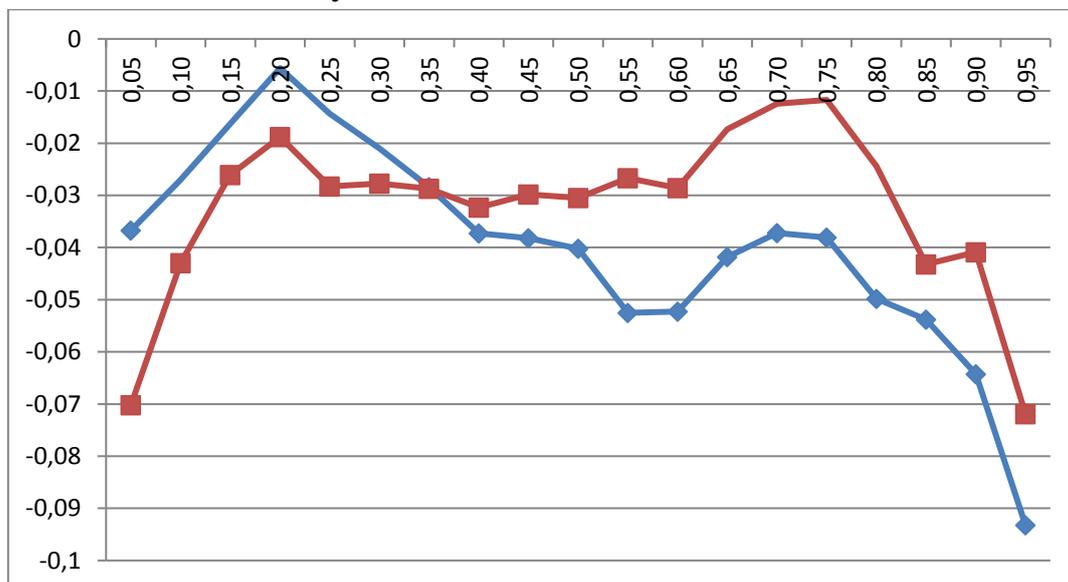
Efeito-Ano – A fim de contextualizar a evolução econômica carioca para diferentes faixas de renda no período intercensitário é interessante plotar a evolução dos diferenciais entre anos, conforme a Figura 1. O ganho acumulado de renda total é de 23,37% para os 5% mais pobres apresentando queda monotônica à taxas decrescentes até atingir 7,67% no percentil 75 e subir daí continuamente até atingir 8,94% no percentil 95. A renda do trabalho apresenta amplitude maior de variações que a da renda total e taxas de crescimento maiores em todos os percentis estimados até o percentil 90 o que implica que a renda do trabalho foi o maior propulsor de renda neste período para os cariocas mais pobres. Há queda monotônica estrita da renda do trabalho à medida que caminhamos em direção ao topo da distribuição saindo de 30,8% no percentil 5 até 6,36% no percentil 95. Estes resultados indicam mudança distributiva favorável aos segmentos de menor renda da cidade.



Fonte: microdados Censos 2000 e 2010 – Controles: sexo, idade, cor, imigração dos indivíduos e escolaridade do chefe e dummies ano e para Cidade de Deus, 4 grandes favelas e demais distritos

Diferencial Tratamento-Controle – Tomando a fotografia dos Censos 2000 e 2010 de forma conjunta, com exceção do primeiro vintil, o diferencial de níveis entre tratamento e controle não é estatisticamente diferente de zero, identificado pela ausência de marcadores da Figura 2, em quase todos os pontos até o percentil 35 quando apresenta o valor -2,84% o que significa a diferença desfavorável de renda das grandes favelas em relação ao grupo de tratamento. Há uma tendência de aumento do valor absoluto deste diferencial deste ponto em diante até atingir -9,32% no percentil 95. Isto significa que a elite da Cidade de Deus apresenta diferenciais maiores em relação as grandes favelas cariocas do que a própria a base destes respectivos lugares. No caso da renda do trabalho o diferencial atinge os maiores valores absolutos em torno de 7% favoráveis a Cidade de Deus nos extremos da distribuição. As duas curvas se cruzam no percentil 35. Na base outras rendas alternativas ao trabalho atenuam as diferenças tratamento e controle, mas exercem influencias opostas a medida que caminhamos em direção ao topo das respectivas distribuições.

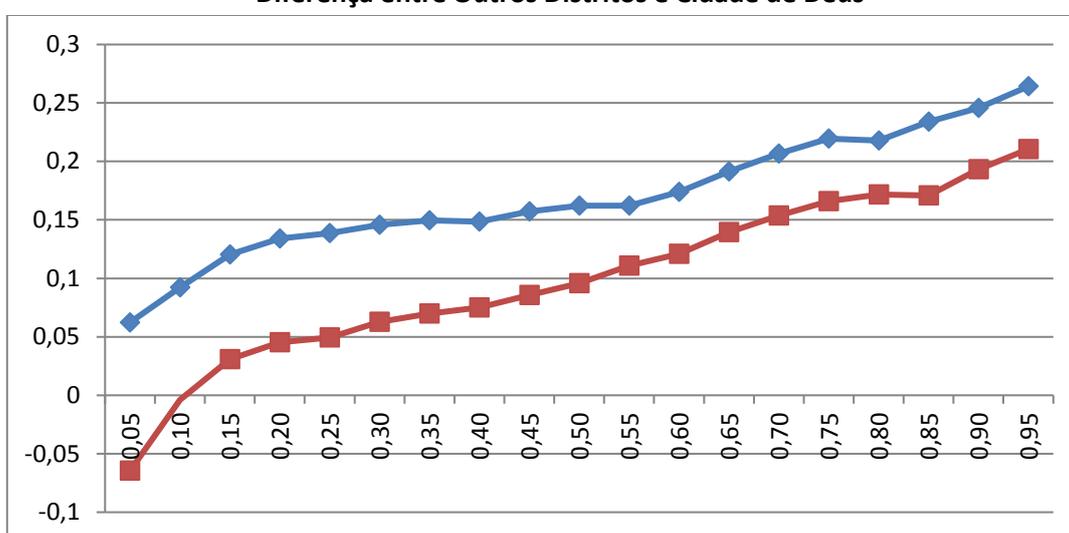
Figura 2: Equações de Renda Quantílicas - Total (◊) e Trabalho (◻)
 – Diferença entre Grandes Favelas e a Cidade de Deus



Fonte: microdados Censos 2000 e 2010 – Controles: sexo, idade, cor, imigração dos indivíduos e escolaridade do chefe e dummies ano e para Cidade de Deus. 4 grandes favelas e demais distritos

Diferencial Cidade de Deus-Outros Distritos – Conforme a figura 3 ilustra, o diferencial controlado de renda entre os outros subdistritos e Cidade de Deus é positivo e crescente ao longo da distribuição de renda total saindo de 6,23% no percentil 5 até 26,42% no percentil 95. Os diferenciais de renda do trabalho apresentam formato crescente similar, mas se encontram em níveis menores. A comparação das curvas sugere que a renda de outras fontes alternativas ao trabalho mais notadamente as transferências públicas exacerba os efeitos dos diferenciais trabalhistas privados sobre as diferenças de bem-estar nos dois universos.

Figura 3: Equações de Renda Quantílicas - Total (◊) e Trabalho (◻)
 – Diferença entre Outros Distritos e Cidade de Deus

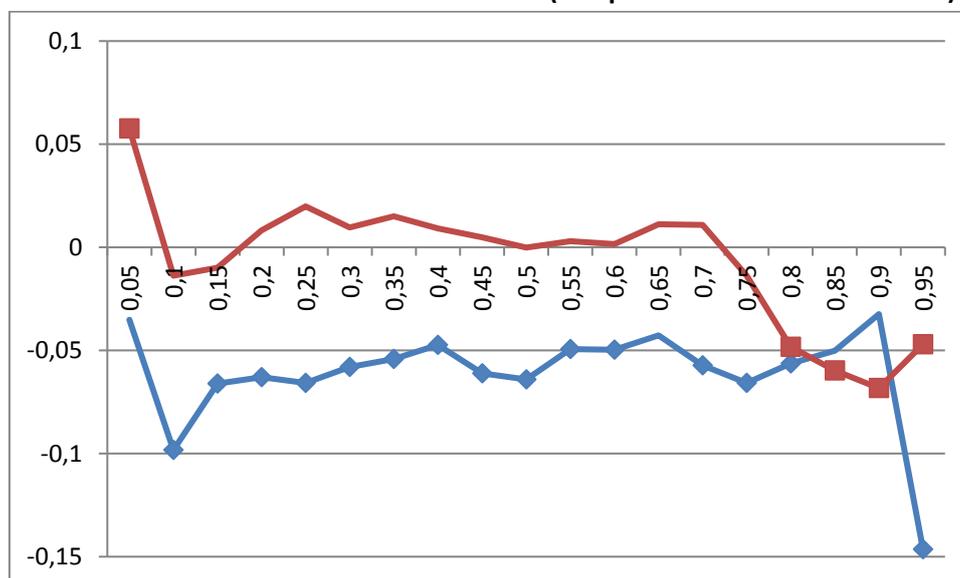


Fonte: microdados Censos 2000 e 2010 – Controles: sexo, idade, cor, imigração dos indivíduos e escolaridade do chefe e dummies ano e para Cidade de Deus. 4 grandes favelas e demais distritos

Diferença em Diferença Tratamento-Controle – O coeficiente de maior interesse de todos os aqui estimados é o termo interativo de tratamento e tempo pois fornece diretamente a diferença em diferença do tratamento e controle para o conceito base utilizado na literatura de bem-estar social baseada em renda. Conforme a figura 4, os extremos da distribuição de coeficientes apresentam alguma instabilidade com coeficientes não significativos (percentil 5 e percentil 90) ou com maior valor absoluto (-9,83% para o percentil 10 e -14,64 no percentil 95), fora dos extremos da distribuição há uma relativa estabilidade dos coeficientes entre -4,27% e -6,61%. Esta é a magnitude do “efeito-UPP” sobre a renda se aceitamos a hipótese básica de identificação que a diferença entre tratamento e controle se deve a implantação das UPPs no primeiro. O “efeito-UPP” médio de 6,97% seria influenciado pelo “efeito-UPP” de 14,64 observado no percentil

95. Para a maior parte da distribuição ele representa um limite superior das estimativas de incremento de renda relativa observada.

Figura 4: Equações de Renda Quantílicas - Total (◇) e Trabalho (□) - Diferença em Diferença entre Grandes Favelas e a Cidade de Deus (Recíproco do Efeito Tratamento)

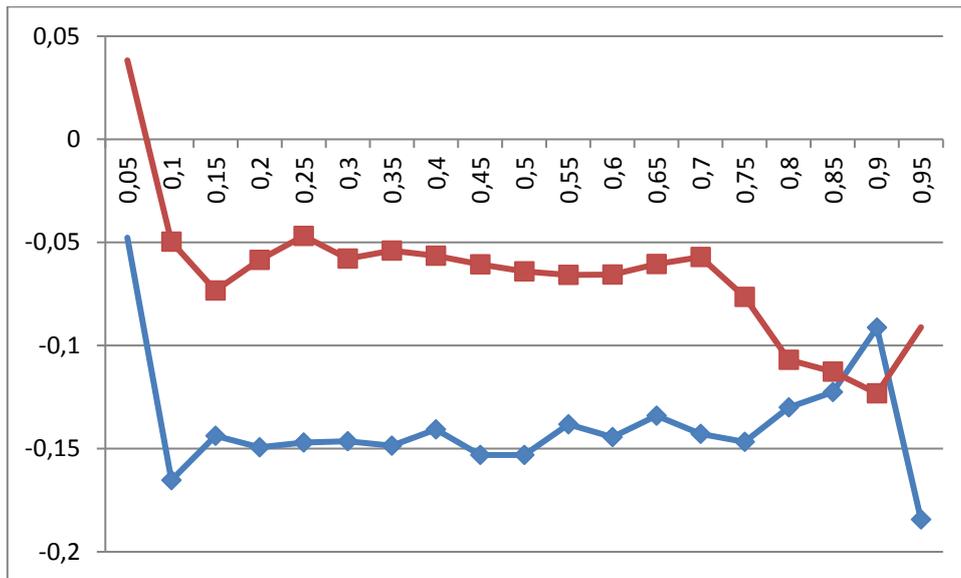


Fonte: microdados Censos 2000 e 2010 – Controles: sexo, idade, cor, imigração dos indivíduos e escolaridade do chefe e dummies ano e para Cidade de Deus. 4 grandes favelas e demais distritos

A quase ausência de “efeito-UPP” na renda do trabalho média estimada por regressões em mínimos quadrados ordinários também pode ser melhor entendida através das regressões quantílicas. O efeito médio encerra um incremento maior no grupo de controle na base (5,76% no percentil 5), efeitos na direção oposta no topo acima de -4,7% depois do percentil 80 e uma insignificância estatística do “efeito-UPP” para o resto da distribuição de renda do trabalho, isto é, do percentil 10 ao 70. Desta forma podemos afirmar para maior parte dos habitantes das UPPs não houve incremento de renda trabalhista, mas da renda total função do aumento de rendas alternativas ao trabalho.

Diferença em Diferença Cidade de Deus versus Outros Subdistritos – Em quase todos os percentis houve aumento de renda total relativo superior a 12% total da Cidade de Deus vis a vis aos demais áreas da cidade. No que tange à renda do trabalho, o respectivo ganho é em geral positivo entre percentis, mas em nível inferior ao da renda total como a figura 5 ilustra.

**Figura 5: Equações de Renda Quantílicas - Total (◊) e Trabalho (◻)
- Diferença em Diferença entre Outros Distritos e a Cidade de Deus**



Fonte: microdados Censos 2000 e 2010 – Controles: sexo, idade, cor, imigração dos indivíduos e escolaridade do chefe e dummies ano e para Cidade de Deus. 4 grandes favelas e demais distritos

De forma geral, a análise da distribuição de renda lato senso incluindo tanto a média como a desigualdade dentro de cada tipo de território é consistente na foto com a ideia de cidade partida e no movimento observado na última década com a ideia que as diferenças favela/asfalto caíram na última década, em particular no que tange ao efeito das UPPs.

Em primeiro lugar, a média de renda domiciliar per capita controlada por características sócio demográficas básicas ligadas ao conceito de igualdade de oportunidades mostra que a renda na favela é menor. Isto é, comparando pessoas com atributos individuais observáveis iguais na favela e no asfalto a renda das primeiras é cerca 15% menor que as últimas. Na década passada houve queda relativa de 6,9% das grandes favelas em relação a Cidade de Deus indicando a ocorrência de um efeito expansionista das UPPs. Já o diferencial entre a Cidade de Deus e os demais distritos da cidade cai ainda mais: 13,3% sugerindo que as grandes favelas tiveram maior crescimento que as do “asfalto” embora menor que a das UPPs. Este ponto sugere uma nova dicotomia para além do tradicional binômio favela/asfalto, mas entre favelas com UPPs e as sem UPPs, seja pelas condições iniciais de cada uma delas em relação a implementação, ou não, do programa, seja pela dinâmica diferenciada assumida pós-UPP. As UPPs podem produzir um aumento dos desníveis entre as favelas contempladas pelo programa e as demais.

Olhando para os efeitos ao longo da distribuição de renda através de regressões quantílicas, observamos maiores diferenciais controlados de níveis contra as favelas e as UPP no topo do que na base da distribuição. Isto sugere que a renda dos mais pobres das favelas não era tão menor que a do asfalto quanto a renda dos mais ricos de cada lugar.

A análise da mudança da distribuição de renda revela por sua vez que o topo das distribuições de renda da área com UPP teve maior avanço relativo que o resto da distribuição, seja na comparação com as grandes favelas, seja na comparação com o resto da cidade. Este movimento é consistente com um aumento de desigualdade dentro das favelas¹².

Embora boa parte da renda das pessoas seja oriunda do trabalho, a análise da distribuição de renda do trabalho revela efeitos UPPs menos expressivos que os da renda do total sugerindo um efeito transicional de uma vez por todas associada a UPP no acesso a transferências de renda que passam pelo Estado e uma consequente menor durabilidade dos efeitos UPPs. O mesmo tipo de consideração se aplica aos diferenciais entre favela e asfalto em geral.

Os resultados são consistentes com a ideia de que a cidade está menos apartada entre favelas e asfalto. Há, porém, um efeito expansionista maior sobre as favelas contempladas por UPPs que já apresentavam inicialmente maior renda média que as demais, uma espécie de favela partida. Há ainda indicação de que a desigualdade dentro das favelas com UPPs tenha aumentado e convergido também neste caso para níveis mais próximos do resto da cidade. Quem melhorou mais nas favelas foram aqueles que já estavam mais próximos dos mecanismos de mercado e dos programas do Estado. Neste sentido é preciso pensar em ações complementares aos segmentos mais pobres dos territórios pacificados e na própria pacificação de favelas mais pobres.

¹²Segundo nossas estimativas, as UPPs parecem ter tido um efeito homogeneizador das desigualdades não só entre territórios como dentro dos territórios o que neste caso significa incremento relativo da desigualdade dentro das favelas. Este último atributo é subjacente aos territórios e são analisados no Anexo III relativo a mesodados. Estes exercícios aplicados ao Grande Rio com uma seleção diferente de áreas com UPPs em relação aos exercícios de microdados reportado no corpo do artigo, indicam um “efeito-UPP” positivo tanto sobre a média de renda das áreas com UPPs como sobre a desigualdade dentro das áreas. Como as favelas em geral e aquelas que já foram objeto do programa de UPPs, em particular, apresentam menores médias e desigualdade de renda, podemos constatar convergência em ambos os momentos da distribuição de renda. O efeito líquido da combinação destes dois elementos pode ser sintetizado pela medida de bem-estar proposta em Sen (1976). O resultado empírico obtido é um ganho de bem-estar social.

8. Modelos Discretos de Acesso a Ativos e Serviços Públicos – D em D

De forma complementar a análise econômica feita a partir de renda estimamos modelos com as mesmas variáveis explicativas que as equações de renda incluindo termos de tipos de territórios em diferença e outros em diferença em diferença para a posse de alguns ativos, serviços públicos e políticas públicas. Dado o caráter discreto das variáveis em questão usamos modelos logísticos binomiais detalhados no Anexo II.

a. Carro, computador e casa própria

Os habitantes das grandes favelas apresentam na última década menores probabilidades de acesso a ativos físicos de maior valor como automóvel, casa própria e computador que a da Cidade de Deus. Já os termos de diferença em diferença indicam que as probabilidades relativas nos grupos de controle vis a vis o de tratamento caíram em geral ainda mais ao longo do tempo. A primeira linha da segunda coluna da tabela 5 mostra que a diferença entre Cidade de Deus e a linha seguinte que os demais distritos (“asfalto”) mostra que o diferencial de acesso automóveis caiu no tempo. Já a terceira coluna da tabela 5 relativas ao modelo de acesso a computador no domicílio mostra que não há mudanças relativas significativas ao longo do tempo. A última coluna da tabela revela que o diferencial de acesso a moradia própria na Cidade de Deus tem caído no tempo. Este efeito pode estar relacionado a própria origem da Cidade de Deus como reassentamento de favela para conjuntos residenciais. Este conjunto de resultados de diferença em diferença corrobora a ideia de maior progresso de renda relativo na Cidade de Deus, embora como vimos o mesmo não se deva ao desempenho trabalhista, mas devido as transferências públicas.

Tabela 5: Acesso a Ativos Físicos – Diferença em Diferença

Regressão Logística	Automóvel	Computador	Casa Própria
<i>termo interativo</i>			
Grandes Favelas 2010	-0,218 *** 0,078	-0,0344 0,0911	-0,2857 *** 0,0799
Outros Subdistritos 2010	-0,1833 ** 0,0719	-0,9292 *** 0,0848	0,1585 ** 0,0765
<i>modelo sem interação</i>			
2010	-0,0641 ***	2,1233 ***	-0,0947 ***

	0,0054		0,0062		0,0057
Grandes Favelas	-0,5382 ***		-0,1485 ***		-0,3092 ***
	<i>0,0372</i>		<i>0,0396</i>		<i>0,0381</i>
Outros Subdistritos	0,5136 ***		0,336 ***		-0,4887 ***
	<i>0,0341</i>		<i>0,0373</i>		<i>0,0364</i>

Fonte: microdados da amostra do Censo Demográfico 2000 e 2010/IBGE, p-valor: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ Erro-padrão em itálico. Categoria espacial omitida: Cidade de Deus; Outros controles: sexo, idade, cor, imigração dos indivíduos e escolaridade do chefe e número de pessoas no domicílio

b. Serviços Públicos

Outra maneira de encarar as favelas é pelo lado da ausência de infraestrutura de serviços públicos (Cavaliere 1986). A tabela 6, relativa à cobertura de serviços públicos como água, esgoto e lixo coletado nas grandes favelas em relação a Cidade de Deus revela níveis menores de acesso nas primeiras, mas não há no interim censitário aumento relativo generalizado na cobertura dos vários serviços analisados na Cidade de Deus. Na verdade, há estabilidade estatística na distância de rede de águas e queda relativa na cobertura da rede geral de esgoto e de coleta de lixo da Cidade de Deus em relação às grandes favelas. A aplicação do chamado PAC das Favelas anunciado a partir dos idos de 2008, portanto antes da implantação das UPPs, em duas das quatro grandes favelas (Complexo do Alemão e Rocinha) poderiam explicar o resultado. Na verdade, há uma certa estagnação no nível de cobertura destes serviços públicos na Cidade de Deus vis a vis aos demais subdistritos cariocas¹³. O aumento de cobertura relativa de serviços públicos pelo menos neste caso não é automática e quando acontece vem acompanhada de um adicional de custo para as famílias¹⁴.

Tabela 6: Cobertura de Serviços Públicos – Diferença em Diferença

Regressão Logística	Rede Geral de Água	Rede de Esgoto	Coleta de Lixo
<i>termo interativo</i>			
Grandes Favelas 2010	-0,1337 ***	1,3642 ***	0,5731 ***
	<i>0,3567</i>	<i>0,15</i>	<i>0,0669</i>
Outros Subdistritos 2010	-0,772 **	1,361 ***	0,2636 ***

¹³ Entre os 32 subdistritos considerados no caso do esgoto 28 subdistritos apresentaram variações controladas maiores e no caso de lixo foram 20 subdistritos. A análise de mesodados do Anexo III para o Grande Rio, encontra impacto negativo e significativo das UPPs sobre coleta de lixo está em consonância com a piora relativa da Cidade de Deus que abriga UPP observada nos microdados.

¹⁴ Eletricidade é um serviço universal em 2010 com 100% de cobertura mesmo nas favelas ao mesmo tempo não há comparabilidade das perguntas entre os dois últimos censos, estes dois pontos dificultam a análise de diferença em diferença. O novo censo tem como o Censo de 1991 perguntas relativas a forma de fornecimento e financiamento da eletricidade que vão além da cobertura pura e simples.

	0,3412	0,146	0,0642
<i>modelo sem interação</i>			
2010	0,3952 *** <i>0,0174</i>		-0,4081 *** <i>0,0072</i>
Grandes Favelas	-0,032 <i>0,1223</i>		-0,7443 *** <i>0,0324</i>
Outros Subdistritos	-1,0501 *** <i>0,1159</i>		0,5675 *** <i>0,0311</i>

Fonte: microdados da amostra do Censo Demográfico 2000 e 2010/IBGE, p-valor: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ Erro-padrão em itálico. Categoria Omitida: Cidade de Deus; Outros controles: sexo, idade, cor, imigração dos indivíduos e escolaridade do chefe e número de pessoas no domicílio

c. Educação

De forma a aferir os possíveis efeitos das UPPs sobre variáveis educacionais replicamos na tabela 7 a análise de diferença em diferença utilizando os dois últimos censos demográficos. Estudamos variáveis educacionais de estoque e de fluxo, mais especificamente anos completos de estudo para a população com 15 anos ou mais e frequência escolar na população entre 4 e 29 anos de idade. Estes modelos revelam melhora significativa de ambas as variáveis e que as grandes favelas apresentam piores níveis educacionais do que a Cidade de Deus tomando os dois censos conjuntamente. Partindo para a análise de diferença em diferença propriamente dita, incorporando o termo interativo de tempo e tipo de território observamos não observamos mudança significativa nos anos intercensitários das grandes favelas nosso grupo de controle, em relação a Cidade de Deus, nosso grupo de tratamento. A insignificância estatística do termo interativo se mantém quando usamos dados de frequência escolar para faixas etárias mais restritas como 0 a 3 anos, 4 a 6 anos, 7 a 14 anos e 15 a 17 anos de idade, ou ainda quando restringimos nossa análise para o universo apenas de tratamento e controle. Em resumo, não há qualquer evidência estatística de “efeito-UPP” na frequência escolar a partir de microdados, mas este resultado pode ser influenciado pelos menores graus de liberdade oferecidos pela análise de grupos escolares mais restritos¹⁵ e pela existência de efeitos em direção oposta, em diferentes subfaixas etárias¹⁶.

¹⁵ A análise de mesodados do Anexo III pela sua natureza não perde graus de liberdade quando trabalhamos com faixas etárias mais restritas.

¹⁶ De fato, nos exercícios com mesodados no Anexo III aplicado a região metropolitana do Rio de Janeiro encontramos “efeitos-UPP” em diferentes direções para diferentes grupos etários: positivos nos extremos de 0 a 5 anos e de 25 a 29 anos, efeitos negativos na faixa de 6 a 17 anos e estatisticamente iguais a zero na faixa de 18 a 24 anos de idade. O Anexo III analisa a de frequência por nível escolar com efeitos UPP positivos no Ensino Fundamental e no Ensino Superior e efeitos negativos no Ensino Médio.

Tabela 7: Educação – Diferença em Diferença

Equação log-linear# e Regressão Logística	Anos de Estudo#		Frequente a Escola 4 a 29 Anos	
<i>termo interativo</i>				
Grandes Favelas 2010	0,0157677		0,1481	
	<i>0,01448137</i>		<i>0,1228</i>	
Outros Subdistritos 2010	-0,074576	***	-0,1448	
	<i>0,01356333</i>		<i>0,1166</i>	
<i>modelo sem interação</i>				
2010	0,1208555	***	0,1296	***
	<i>0,00089632</i>		<i>0,0109</i>	
Grandes Favelas	-0,0503099	***	-0,2782	***
	<i>0,00780231</i>		<i>0,0571</i>	
Outros Subdistritos	0,0494314	***	0,052	
	<i>0,00731932</i>		<i>0,054</i>	

*Fonte: microdados da amostra do Censo Demográfico 2000 e 2010/IBGE, p-valor: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ Erro-padrão em itálico. # Equação log-linear para anos completos de estudo população acima de 15 anos de idade. Categoria espacial omitida: Cidade de Deus; Outros controles usados: sexo, idade, cor, migração dos indivíduos e escolaridade do chefe e número de pessoas no domicílio*

d. Imigração Recente

Os Censos Demográficos pela sua abertura espacial e densidade amostral são a principal base sobre imigração permitindo montar mapas e matrizes de origens e destinos detalhadas sobre o fluxo de imigrantes entre municípios, unidades da federação e países. O campo do questionário censitário qualifica o tempo desde a imigração o que nos permite descrever a temporalidade dos fluxos pregressos de pessoas para cada área. A existência de múltiplas categorias temporais nos permite superar a clivagem imigrante e não imigrante assim como ajustar a pergunta retrospectiva ao cronograma de implementação das UPPs, o que sugere o uso de um modelo logístico multinomial cuja especificação se encontra no Anexo II do artigo.

Alguns caracterizam as favelas como verdadeiras portas de entrada de pessoas pobres vindas de fora. De fato, em 2010 a proporção de imigrantes nas grandes favelas cariocas era de 31,11% contra 26,4% dos demais distritos da cidade. A Cidade de Deus pela sua origem de conjunto habitacional de pessoas vindas de áreas removidas de favelas na Zona Sul na década de 1960 apresenta uma taxa de imigrantes ainda menor 18,17%.

A pergunta chave aqui endereçada é em que medida as UPPs mudam a atratividade efetiva das favelas às pessoas vindas de fora. Em particular, a imigração com menos de um ano permite qualificar em que medida as UPPs atraíram pessoas de fora da cidade após a sua implementação. Neste aspecto a taxa de imigração pós UPP na Cidade de Deus aumentou de 0,41% para 1,28% ao passo que a mesma caiu tanto nas grandes favelas de 3,2% para 2,43% como nos demais áreas da cidade de 1,89% para 1,85%.

O modelo multinomial de imigração estimado mostra tomando esta categoria com menos de um ano como base que a diferença em diferença das chances de imigração recente no nosso grupo de controle caiu em relação ao grupo de tratamento em todas as demais categorias de status migratório versus tempo analisadas que esta queda foi maior para migrações de prazo mais longo conforme a tabela 8 ilustra. Movimento semelhante é observado no diferencial entre Cidade de Deus e os demais subdistritos cariocas. De forma geral, os resultados não nos permitem rejeitar a hipótese que a Cidade de Deus objeto da UPP passou a atrair relativamente mais pessoas de fora do município do que antes. A possibilidade de expansão das favelas pacificadas através de imigração de pessoas de fora da cidade e de outras favelas não pacificadas impõe limitações e desafios às políticas públicas. Assim como a migração de traficantes das favelas pacificadas para outras áreas da cidade e fora dela torna mais complexa a operação da política de segurança. A lição exemplificada aqui é que a população é móvel respondendo a incentivos fornecidos pelo Estado.

Tabela 8: Migração para o Município – Diferença em Diferença

Modelo Logístico Multinomial	Não imigrou Município		Mais de 10 anos		5 a 9 anos		2 a 4 anos		
<i>termo interativo</i>									
Grandes Favelas 2010	2,049	***	1,722	***	1,4865	***	1,2935	***	
	<i>0,3271</i>		<i>0,3365</i>		<i>0,423</i>		<i>0,4553</i>		
Outros Subdistritos 2010	1,7758	***	1,6666	***	1,4229	***	1,3976	***	
	<i>0,3214</i>		<i>0,3303</i>		<i>0,4158</i>		<i>0,4486</i>		
<i>modelo sem interação</i>									
2010	0,0693	***	-0,1965	***	-0,0586	**	-0,2017	***	
	<i>0,0177</i>		<i>0,0185</i>		<i>0,0231</i>		<i>0,0228</i>		
Grandes Favelas	-1,3574	***	-0,4795	***	0,1016		0,5009	**	
	<i>0,1497</i>		<i>0,1541</i>		<i>0,1972</i>		<i>0,2106</i>		
Outros Subdistritos	-0,8877	***	-0,5749	***	0,0949		0,4627	**	
	<i>0,1471</i>		<i>0,1513</i>		<i>0,194</i>		<i>0,2078</i>		

Fonte: microdados amostra do Censo Demográfico 2000 e 2010/IBGE, p-valor: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ Erro-padrão em itálico. Categoria Omitida: imigrou a menos de 1 ano; Outros controles: sexo, idade, cor, imigração dos indivíduos e escolaridade do chefe e número de pessoas no domicílio.

9. Conclusões

Este artigo aplicou um conjunto de técnicas empíricas em pesquisas domiciliares a fim de testar as relações entre o binômio violência e UPPs, de um lado, e uma miríade de indicadores sociais, de outro, tais como: renda, educação, posse de ativos privados, cobertura de serviços públicos e imigração. O cerne temático do artigo são os impactos econômicos da violência e de políticas de segurança, em particular sobre a renda fechando a trilogia de componentes do desenvolvimento humano conjuntamente com Butelli e Neri (2015a e 2015b) que trabalham a partir de registros administrativos policiais e os de proficiência escolar. Analisamos também a partir de pesquisas domiciliares os determinantes da violência e suas consequências sobre renda e frequência escolar.

Os resultados do artigo estão organizados em três grandes blocos. O primeiro analisa a partir de uma análise transversal do último censo as inter-relações do trinômio violência, educação e renda. O segundo aplica análises de diferença em diferença para detectar os níveis e a evolução dos diferenciais de uma vasta gama de indicadores sociais entre áreas com UPPs e demais áreas da cidade entre os últimos dois censos. O terceiro bloco sintetiza as principais mudanças da distribuição de renda nas favelas e nas UPPs. As principais conclusões estão elencadas a seguir:

a. Correlações com Causas e Consequências da Morte de Rapazes

- O Censo incluiu pela primeira vez em 2010 um conjunto de variáveis sobre a morte de um dos moradores do domicílio durante o último ano, seu mês de ocorrência e o perfil de sexo e idade do falecido. A utilização destes dados constitui uma contribuição original deste trabalho. Eles permitiram analisar nos detalhes microeconômicos diferenciais territoriais da violência e suas implicações sobre a renda familiar e a frequência escolar.
- A morte de jovens entre 15 e 29 anos atingiu 0,13% dos domicílios cariocas, cerca de 83% das mortes de jovens reportadas foram de rapazes, reflexo provável da violência cotidiana.
- A proporção de domicílios com mortes de rapazes nas quatro maiores favelas cariocas, que se confundem com subdistritos da cidade, foi de 0,22% contra 0,11% nos demais distritos e um índice nulo exemplar na Cidade de Deus, o único subdistrito carioca onde a UPP tinha sido aplicada de forma integral antes da data do Censo. Cidade de Deus foi a segunda UPP inaugurada mais a primeira em ocupação policial que é quando os efeitos da política de segurança pública começam a se fazer sentir.
- O modelo multivariado estimado mostra que a morte de rapazes é mais frequente em domicílios maiores chefiados por jovens, mulheres, pretas e analfabetas. Mais

importante, o coeficiente das quatro grandes favelas tomadas de forma conjunta é maior que o da Cidade de Deus.

- Não há qualquer relação significativa entre a ocorrência de falecimentos nas famílias no último ano de jovens homens, de jovens, de homens, tomadas como aproximações de violência e a frequência escolar entre 4 e 17 anos ou em subfaixas. Por outro lado, todas estas correlações entre violência e frequência escolar são significativas quando ampliamos a faixa etária para 4 a 29 anos, sugerindo que a violência afeta em particular a faixa jovem.
- Indo na direção contrária a dos números dos graus de liberdade quando estimamos modelos apenas no universo das quatro maiores favelas cariocas e a Cidade de Deus que cobre apenas 5,4% da população carioca, encontramos uma correlação negativa e significativa entre choques idiossincráticos associados violência e frequência escolar, mesmo na faixa etária de 4 a 17 anos de idade. Este resultado indica que nas favelas há uma maior sensibilidade da frequência escolar em relação à violência, e não apenas maiores índices de violência.
- Testamos as correlações parciais entre dados de mortalidade e o conceito de renda domiciliar per capita que é a principal referência da literatura de bem-estar social. A renda daqueles que sofreram a morte de um jovem no último ano é 10,87% inferior aos demais domicílios onde não faleceu ninguém. Correlações negativas, porém, mais brandas são encontradas para outros perfis de mortalidade: não homem jovem (-2,4%), jovem (-7,14%), não jovem (-2,62%), homem (-2,09%) e mulher (-4,08%).
- A análise aberta por fontes de renda permite rastrear os canais de transmissão econômicos da morte de rapazes nos domicílios. Perda de 9,68% na renda do trabalho e estabilidade na renda não trabalho. O efeito redutor de renda trabalhista não difere muito entre perfis do falecido o que muda mais são os outros tipos de renda predominantemente públicas como aposentadoria, pensões e Bolsa Família. No caso da morte de não rapazes (mulheres e/ou não jovens) há uma ampliação das outras fontes de renda de 41,1% neutralizando boa parte da perda de renda trabalhista.
- Notamos que os efeitos sociais da mortalidade, em geral, nos domicílios diferem ao longo do tempo. No caso de mortes mais recentes com menos de seis meses há mais perdas trabalhistas e menos ampliação das rendas não trabalho. Os impactos adversos sobre a frequência escolar também são maiores no próprio período letivo.

b. “Efeitos-UPP”

- Não há hoje disponíveis pesquisas domiciliares oficiais ou não, que permitam a comparação de grupos de tratamento e controle imediatamente pré e pós UPP. Perseguimos algumas possibilidades usando as amostras dos dois últimos Censos Demográficos. Esta abordagem tem como problema os 8 anos e meio de defasagem antes do início da difusão do programa de UPPs e o pouco tempo posterior para amadurecerem os potenciais "efeitos-UPP". A análise de diferença

em diferença é realizada a partir de microdados e de mesodados permitindo testar a robustez das estimativas obtidas.

i. Microdados

- A única possibilidade de análise no nível de observações domiciliares individuais que vislumbramos de comparar comunidades antes e depois das intervenções é utilizar os 32 subdistritos pois esta possibilidade foi mantida nos dados de uso público das amostras dos Censos 2000 e 2010 que inclui a Cidade de Deus e quatro grandes favelas cariocas leia-se Complexo do Alemão, Jacarezinho, Maré e Rocinha. A Cidade de Deus funciona como grupo de tratamento e as quatro grandes favelas cariocas que se confundem com subdistritos da cidade como grupo de controle.
- O modelo log-linear também é útil pela sua conformidade com o componente de renda do IDH para avaliar impactos das UPPs sobre a renda. Observamos “efeito-UPP” de 6,94% na renda total. Regressões quantílicas mostram que entre os percentis 15 e 80 da distribuição de renda as estimativas pontuais do “efeito-UPP” oscila entre 5% e 7,5%.
- Outros efeitos UPP de ordem econômica são observados acesso a ativos como moradia, carros, mas não termos de acesso a computadores.
- O aumento relativo de renda média no grupo de tratamento foi impulsionado pela renda não trabalho, sugerindo que a UPP talvez tenha potencializado a operação de políticas de rendas mediadas pelo Estado nos territórios ocupados. Por outro lado, não encontramos nos microdados impactos das UPPs no sentido de aumentar a frequência escolar, a escolaridade média, ou a cobertura de serviços públicos. Estes resultados tomados a valor de face sugerem que as UPPs são mais condições necessárias do que suficientes à operação de avanços sociais.
- As favelas se mostram como portas de entrada a pobres vindos de fora do município. Há evidências a partir de um modelo logístico multinomial de categorias de tempo de imigração de incremento da imigração recente nos territórios pacificados no período pós-UPP. A possibilidade de expansão das favelas pacificadas através de imigração de pessoas de fora da cidade e de outras favelas não pacificadas impõe limitações e desafios às políticas públicas.

ii. Mesodados

- Dada as dificuldades de comparação entre as amostras dos censos por áreas de ponderação, optamos pelo uso de trabalhos que já realizaram o trabalho de compatibilização de territórios entre Censos como o Atlas do Desenvolvimento Humano realizado pelo consórcio IPEA/PNUD/FJP em conjunção com institutos estaduais de pesquisa. Esta abordagem permite interagir os dados do Censo com bases oriundas de diferentes fontes como registros administrativos diversos.
- Uma contribuição deste trabalho é analisar como as limitações dos dados disponibilizados afetam as estimativas do “efeito UPP” obtidas oferecendo a possibilidade de avaliar criticamente outros resultados da tese.

- Na análise de mesodados usamos como grupo de controle os bairros que abrigaram as primeiras 10 UPPs implantadas até a data do Censo atuaram como unidade de tratamento e as demais como grupo de controle.
- A análise de mesodados em geral revela robustez das principais conclusões tiradas a partir dos microdados, a saber: impactos positivos na renda per capita média e em diferentes percentis da distribuição de renda e impactos positivos sobre a coleta de lixo.
- Desigualdade é um atributo relacional subjacente à grupos e não à indivíduos, portanto sujeito a análise empírica por mesodados e não por microdados. A análise de diferença em diferença dos tipos de territórios aplicados ao tanto ao município do Rio de Janeiro como a metrópole homônima sugerem que as UPPs tiveram um efeito homogeneizador das desigualdades dentro dos territórios medidos pelos índices de Gini e Theil-T. Cabe lembrar que neste caso significa incremento relativo da desigualdade dentro das favelas com UPPs vis a vis os grupos de controle.
- Na análise de frequência escolar os mesodados ao preservar graus de liberdade em segmentos populacionais mais restritos permitiram ir além das limitações dos microdados e detectar efeitos UPP em diferentes direções para diferentes grupos etários: positivos nos extremos de 0 a 5 anos e de 25 a 29 anos, efeitos negativos na faixa de 6 a 17 anos e efeitos UPP estatisticamente iguais a zero na faixa de 18 a 24 anos de idade.

c. Considerações sobre a Cidade Partida

- De forma geral, a análise da distribuição de renda lato senso incluindo tanto a média como a desigualdade dentro de cada tipo de território é consistente na foto com a ideia de cidade partida com marcados diferenciais de renda média controlados, ou não, entre favela e asfalto. Análise similar do movimento destas séries observado na última década sugerem que estas diferenças caíram.
- Já no que tange ao “efeito-UPP”, as mesmas parecem ter tido um efeito homogeneizador das desigualdades não só entre territórios como dentro dos territórios o que neste caso significa incremento relativo da desigualdade dentro das favelas. Como as favelas em geral e aquelas integrantes do programa de UPPs em particular apresentam menores média e desigualdade de renda, podemos constatar convergência em ambos os momentos da distribuição de renda. Como as favelas em geral e aquelas que já foram objeto do programa de UPPs, em particular, apresentam menores médias e desigualdade de renda, podemos constatar convergência em ambos os momentos da distribuição de renda que no caso indica ganho de bem-estar social.
- Embora boa parte da renda das pessoas seja oriunda do trabalho, a análise da distribuição de renda do trabalho revela efeitos UPPs menos expressivos que os da renda do total sugerindo um efeito transicional de uma vez por todas associada a UPP no acesso a transferências de renda que passam pelo Estado. Há um consequente questionamento sobre a durabilidade dos efeitos econômicos das UPPs na ausência de outras ações na geração de renda.

- A análise da mudança ao longo da distribuição de renda revela por sua vez que o topo das distribuições de renda da área com UPP teve maior avanço relativo que o resto da distribuição. Quem melhorou mais nas favelas foram aqueles que já estavam mais próximos dos mecanismos de mercado e dos programas do Estado. Neste sentido é preciso pensar em ações complementares aos segmentos mais pobres dos territórios pacificados e na própria pacificação de favelas mais pobres.
- Em suma, os resultados são consistentes com a visão de que a cidade ao longo da última década ficou menos apartada entre favelas e asfalto. Há, porém, um efeito expansionista maior sobre as favelas contempladas por UPPs que já apresentavam inicialmente maior renda média que as demais, criando uma espécie de partição das favelas o que impõe novos desafios as políticas públicas.

Anexo I: Subdistrito de Grandes Favelas, Aglomerados Subnormais e a Amostra do Censo

Existe uma carência crônica de microdados públicos oficiais de originários de pesquisas domiciliares espacialmente desagregadas fora da amostra do Censo Demográfico que é aplicada a cada dez anos.

O Censo permite analisar as tendências de longo prazo da população em nível dos Municípios isolados. Trata-se de uma pesquisa aos domicílios ocupados. O desenho amostral adotado compreende a seleção sistemática e com equiprobabilidade, dentro de cada setor censitário, de uma amostra dos domicílios particulares e das famílias ou componentes de grupos conviventes recenseados em domicílios coletivos, com fração amostral constante para setores de um mesmo município.

A pesquisa foi restrita aos domicílios ocupados. Além da investigação, efetuada através do Questionário da Amostra, das características socioeconômicas das pessoas residentes no Território Nacional na data de referência do Censo, para os domicílios particulares permanentes foram indagados a sua localização, o material predominante nas paredes e na cobertura, a forma de abastecimento de água, o tipo de escoadouro e o uso da instalação sanitária, a condição de ocupação, o aluguel mensal, o combustível usado para cozinhar, o número de cômodos, o número de dormitórios, o número de banheiros, o destino do lixo, o número de linhas telefônicas, o número de automóveis particulares, a existência e a propriedade de automóvel para trabalho, a existência e a forma de iluminação, a existência de geladeira, a existência e o número de aparelhos de televisão em cores e a existência de filtro de água, rádio, televisão preto e branco, freezer, máquina de lavar roupa e aspirador de pó.

O mapa abaixo apresenta a subdivisão da cidade do Rio em 32 Regiões Administrativas (RAs) também chamadas de subdistritos¹⁷, cinco destas Regiões Administrativas que são favelas, ou inicialmente tratadas como áreas de remoção ou de urbanização de antigas favelas são de especial interesse neste estudo, a saber: Complexo do Alemão, Jacarezinho e Rocinha (3 Favelas), Maré (antiga Favela) e Cidade de Deus (área de remoção).

17

Subdistritos do Município do Rio de Janeiro



WWW.FGV.BR/CPS

A PNAD e consequentemente seus suplementos especiais não estão inicialmente disponíveis por municípios, mesmo os das maiores capitais e desde 2009 a característica de seus setores censitários entrevistados não é publicada nos arquivos de dados individualizados. Outras pesquisas domiciliares como a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) e Pesquisa Mensal do Emprego (PME) apesar de permitirem o isolamento do município da capital fluminense, não permitem a identificação dos setores subnormais.

Inicialmente, usamos o Censo Demográfico que é a base quantitativa mais usual para a análise social das favelas na tentativa de comparar estas cinco grandes comunidades de baixa renda aos aglomerados subnormais do IBGE que constitui uma aproximação alternativa ao problema que foi descartado o acesso nos microdados de uso público da amostra do Censo de 2010. Estudos do Instituto Pereira Passos da Prefeitura do Rio de Janeiro avaliaram que em 2000, havia uma coincidência entre os aglomerados subnormais do IBGE e nas favelas cadastradas na prefeitura na ordem de 92% da sua população. Aglomerado subnormal é característica atribuída pelo próprio IBGE aos setores censitários fixados com institutos de estatística municipais antes de o Censo ir para o campo. Um mesmo subdistrito é composto por setores não especiais e os especiais entre os quais se incluem os aglomerados subnormais, penitenciárias, asilos entre outros. O

objetivo deste exercício aqui é aferir a validade dos resultados apresentados abaixo. Senão vejamos:

Cidade de Deus e Maré possuem proporções de moradores habitando em aglomerados subnormais inferiores as três demais Regiões Administrativas consideradas. A Cidade de Deus, embora tecnicamente um conjunto habitacional de baixa renda, foi ocupado por população removida de favelas. A RA da Maré, por sua vez, teve uma parte de sua população moradora em favelas reassentada em conjuntos habitacionais na própria área. Apresentamos a seguir uma série de indicadores de escolaridade e renda utilizando o contraste entre as cinco maiores comunidades de baixa renda identificadas como subdistritos censitários e Regiões Administrativas da Cidade (RAs) e os aglomerados subnormais. De maneira geral, a escolaridade média da população é consistente nos dois cortes de análise, convergindo em exatamente 5,52 anos completos de estudo nos aglomerados subnormais e nas cinco Regiões Administrativas selecionadas. Na renda per capita de todas as fontes auferida por mês há também alguma convergência de valores médios: R\$ 192,09 das cinco RAs de baixa renda e R\$ 177,74 dos setores censitários subnormais. As demais RAs e os setores censitários não especiais cariocas também se aproximam R\$ 615,01 e R\$ 688,15, respectivamente.

Em suma, há similaridade de valores das chamadas favelas identificadas como RAs isoladas e os aglomerados subnormais cariocas, o que sugere a validade de uso do primeiro na análise entre Censos.

Anexo II: Metodologia Multivariada aplicada a Microdados

A análise multivariada visa proporcionar um experimento melhor controlado que a análise bivariada. O objetivo foi captar o padrão de correlações parciais entre as variáveis de interesse e as variáveis explicativas. Por outras palavras, na análise multivariada captamos as relações de cada variável mantendo as demais variáveis constantes. Por exemplo, compare duas regiões onde todos os atributos das pessoas com exceção da distribuição de escolaridade, sejam iguais. O potencial de implantação de programas de geração de renda na região mais educada é superior ao da região menos educada. Pois a baixa escolaridade inibe o sucesso de políticas. O objetivo da análise dos coeficientes das variáveis *dummies* espaciais numa regressão multivariada é justamente identificar áreas com potencial de expansão de cobertura de sistema.

Trabalhamos com duas variantes do modelo de regressão multivariada (os conceitos técnicos serão explicados de maneira didática no texto):

- Regressão em mínimos quadráticos ordinários para variáveis contínuas.

Ex: renda.

- Regressão logística envolvendo variáveis categóricas ou discretas.

Ex: a probabilidade de um indivíduo ser pobre ou de frequentar a escola

a. Equação de Renda

A equação minceriana de salários serve de base a uma vasta literatura empírica de economia do trabalho. O modelo de Jacob Mincer (1974) é utilizado para estimar prêmios de educação, entre outros determinantes da renda do trabalho. Mincer concebeu uma equação para rendimentos que seria dependente de fatores explicativos associados à escolaridade e à experiência, além de possivelmente outros atributos, como idade, por exemplo.

Essa equação é a base da economia do trabalho em particular no que tange aos efeitos da educação. Sua estimação já motivou milhares de estudos, que tentam incorporar diferentes custos educacionais, como impostos, mensalidades, custos de oportunidades, material didático, assim como a incerteza e a expectativa dos agentes presentes nas decisões, o progresso tecnológico, não linearidades na escolaridade etc. Identificando os custos da educação e os rendimentos do trabalho, viabilizou o cálculo da taxa interna de retorno da educação, que é a taxa de desconto que equaliza o custo e o ganho esperado de se investir em educação — a taxa de retorno da educação, que deve ser comparada com a

taxa de juros de mercado para determinar a quantidade ótima de investimento em capital humano. A equação de Mincer também é usada para analisar a relação entre crescimento e nível de escolaridade de uma sociedade, além dos determinantes da desigualdade.

O modelo econométrico de regressão típico decorrente da equação minceriana é:

$$\ln w = \beta_0 + \beta_1 \text{educ} + \beta_2 \text{exp} + \beta_3 \text{exp}^2 + \gamma' x + \epsilon$$

Onde:

w é o rendimento do trabalho recebido pelo indivíduo;

educ é a sua escolaridade, geralmente medida por anos de estudo;

exp é sua experiência, geralmente aproximada pelo idade do indivíduo;

x é um vetor de características observáveis do indivíduo, como raça, gênero, região;
e

ϵ é um erro estocástico.

Este é um modelo de regressão no formato log-nível, isto é, a variável dependente – o salário – está em formato logaritmo e a variável independente mais relevante - a escolaridade – está em nível. Portanto, o coeficiente β_1 mede quanto um ano a mais de escolaridade causa de variação proporcional no salário do indivíduo. Por exemplo, se β_1 é estimado em 0,18, isso quer dizer que cada ano a mais de estudo está relacionado, em média, com um aumento de rendimento de 18%.

Derivando, encontramos que $(\partial \ln w / \partial \text{educ}) = \beta_1$

Por outro lado, pela regra da cadeia, tem-se que:

$$(\partial \ln w / \partial \text{educ}) = (\partial w / \partial \text{educ}) (1 / w) = (\partial w / \partial \text{educ}) / w$$

Logo, $\beta_1 = (\partial w / \partial \text{educ}) / w$, correspondendo, portanto, à variação percentual do salário decorrente de cada acréscimo unitário de ano de estudo.

b. Regressão logística

O tipo de regressão utilizado nos simuladores, assim como para determinar as diferenças-em-diferenças, é o da regressão logística, método empregado para estudar variáveis *dummy* -- aquelas compostas apenas por duas opções de eventos, como “sim” ou “não”.

Por exemplo:

Seja Y uma variável aleatória *dummy* definida como:

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{se a pessoa frequenta a escola} \\ 0 & \text{se a pessoa não frequenta} \end{cases}$$

Onde cada Y_i tem distribuição de Bernoulli, cuja função de distribuição de probabilidade é dada por:

$$P(y | p) = p^y (1 - p)^{1-y}$$

Onde: y identifica o evento ocorrido e p é a probabilidade de sucesso de ocorrência do evento.

Como se trata de uma sequência de eventos com distribuição de Bernoulli, a soma do número de sucessos ou fracassos neste experimento tem distribuição binomial de parâmetros n (número de observações) e p (probabilidade de sucesso). A função de distribuição de probabilidade da binomial é dada por:

$$P(y | n, p) = \binom{n}{y} p^y (1 - p)^{n-y}$$

A transformação logística pode ser interpretada como o logaritmo da razão de probabilidades sucesso *versus* fracasso, no qual a regressão logística nos dá uma ideia do risco de uma pessoa frequentar a escola, dado o efeito de algumas variáveis explicativas que serão introduzidas mais à frente.

A função de ligação deste modelo linear generalizado é dada pela seguinte equação:

$$\eta_i = \log\left(\frac{p_i}{1 - p_i}\right) = \sum_{k=0}^K \beta_k x_{ik}$$

Onde a probabilidade p_i é dada por:

$$p_i = \frac{\exp\left(\sum_{k=0}^K \beta_k x_{ik}\right)}{1 + \exp\left(\sum_{k=0}^K \beta_k x_{ik}\right)}$$

Razão de vantagens

Às vezes temos interesse em conhecer a vantagem do sucesso de um grupo, mais especificamente em como conseguiu crédito e, não, um outro grupo. Um exemplo para esse caso seria a seguinte questão: será que a vantagem de um homem entrar para é maior que a de uma mulher? A razão de vantagens seria uma boa forma de medir isso.

A razão de vantagens é dada pela seguinte relação:

$$\theta = \frac{\left(\frac{p_1}{1-p_1}\right)}{\left(\frac{p_2}{1-p_2}\right)}$$

onde p_1 e p_2 são as probabilidades de sucesso dos grupos 1 e 2, respectivamente.

Assim, percebe-se que a razão de vantagens, ou razão condicional, difere da probabilidade. Exemplificando-se novamente: se um cavalo tem 50% de probabilidade de vencer uma corrida, sua razão condicional é de 1 em relação aos outros cavalos, isto é, sua chance de vencer é de um para um. O conceito de razão condicional é de extrema importância para a compreensão deste trabalho, pois nos indicará se a variável gerada por diferenças-em-diferenças aumentou ou diminuiu a chance de sucesso em relação à variável estudada.

c. Modelo Logit Multinomial¹⁸

Muitos estudos de relevância social são mensurados através de variáveis qualitativas múltiplas não ordenadas. É um dos muitos métodos utilizados para analisar variáveis de resposta categórica não ordenada (nominal) nas pesquisas de ciências sociais. O modelo logit multinomial é uma generalização do modelo *logit binomial*; é equivalente para o modelo log-linear com dados agrupados.

Quando dizemos que uma variável é não ordenada, dizemos que cada categoria é única em comparação com outras categorias.

Para o resultado da variável (y) com J categorias ($j=1, \dots, J$), vejamos a diferença da j -ésima ($j>1$) categoria com a primeira ou a categoria base, derivando a base logit para a j -ésima categoria.

$$B_j = \log \left[\frac{P(y=j)}{P(y=1)} \right] = \log \left(\frac{p_j}{p_1} \right), j = 2, \dots, J \longrightarrow (1)$$

Onde p_j e p_1 denotam as probabilidades da j -ésima e primeira categoria. A escolha do uso da primeira categoria como base foi arbitrária.

Alguma outra categoria poderia ser usada como base. Na transformação da estrutura, nós podemos retornar a base do logit especificado na Eq. (1) como função linear de x . Entretanto, é necessário especificar a categoria de contraste (isto é j) como também

¹⁸ Esta seção baseia-se no livro *Statistical Methods for Categorical Data Analysis* - Daniel A Powers, Yu Xie - capítulo 7.

a categoria base (1 neste caso) quando modelamos resultados qualitativos não ordenados. Existe J-1 bases não redundantes para resultados de variáveis com J categorias.

Agora consideramos o caso de termos apenas uma variável independente x com um número limitado de categorias (x=1,...,I). Este caso é equivalente a tabela de contingência, cada valor de x (x=i), a base é:

$$\log \left[\frac{P(y = j / x = i)}{P(y = 1 / x = i)} \right] = \log \left[\frac{P_{ij}}{P_{i1}} \right] = B_{ij} \longrightarrow (2)$$

Considerando neste contexto temos especificado um modelo saturado, a estimação da Eq (2) pode ser obtida como:

$$\log \left[\frac{F_{ij}}{F_{i1}} \right] = \log \left[\frac{f_{ij}}{f_{i1}} \right], \longrightarrow (3)$$

onde f_{ij} e F_{ij} , são as frequências observada e esperada na i-ésima linha e j-ésima coluna para a classificação da tabela X x Y. Nós podemos facilmente rescrever o resultado na forma de Modelo Linear Generalizado:

$$B_{ij} = \sum_{i=1}^I \log \left(\frac{F_{ij}}{F_{i1}} \right) \cdot I(x = i) \longrightarrow (4)$$

onde $I(\cdot)$ é a função indicadora, $I=1$ se verdadeira, 0, caso contrário. Com variável dummy codificando e a primeira categoria como referência, Eq. (4) é usualmente escrita como:

$$B_{ij} = \alpha_j \sum_{i=1}^I \beta_{ij} \cdot I(x = i), x > 1, \longrightarrow (5)$$

onde α_j é a base para $x=1$, e β_{ij} é a diferença na base entre $x=i$ e $x=1$, Nesse caso simples, α_j e β_{ij} podem ser estimados separadamente para todo i e j. Estimações simultâneas resultarão num modelo equivalente neste caso. Para outros modelos do que o modelo saturado, separar e estimar simultaneamente em geral gera resultados diferentes.

Modelo Logit Multinomial padrão

Vejamos agora a uma situação mais geral com dados individuais e mudanças na notação dado que i agora represente o i-ésimo indivíduo. Seja y_i uma variável com resultados politômicos com categorias codificadas por 1, ..., J. Associando com cada categoria é uma probabilidade de resposta, $(P_{i1}, P_{i2}, \dots, P_{iJ})$ representam a chance do i-ésimo respondente numa categoria particular.

Como no caso de resultados binários, assumimos a presença de um vetor que mede características dos respondentes, x_i (incluindo 1 como o primeiro elemento), como preditores das probabilidades respondente.

Utilizando a notação da função índice, a resposta para a probabilidade depende de transformações não lineares da função linear $X_i\beta_{ij} = \sum_{k=0} \beta_{jk} x_{ik}$, onde k é o número de preditores (na notação, o primeiro parâmetro B_0 é o termo de intercepto, o mesmo alfa da eq. 8). É importante notar que, os casos para modelo binomial logit, os parâmetros no modelo multinomial logit apresentam vários resultados categóricos.

O modelo multinomial logit pode ser visto como uma extensão do modelo binário logit, expresso pela eq. 2 e 3, situações em que o resultado das variáveis tem múltiplas categorias não ordenadas. Por exemplo, no caso de três categorias ($J=3$), nós podemos escrever as probabilidades:

$$\Pr(y_i = 1 / x_i) = P_{i1} = \frac{1}{1 + \exp(x_i' \beta_{12}) + \exp(x_i' \beta_{13})},$$

$$\Pr(y_i = 2 / x_i) = P_{i2} = \frac{\exp(x_i' \beta_2)}{1 + \exp(x_i' \beta_{22}) + \exp(x_i' \beta_{23})}$$

$$\Pr(y_i = 3 / x_i) = P_{i3} = \frac{\exp(x_i' \beta_3)}{1 + \exp(x_i' \beta_{32}) + \exp(x_i' \beta_{33})},$$

onde β_2 e β_3 denotam os efeitos das covariáveis especificadas para a segunda e terceira categorias de resposta com a primeira categoria usada como referência. Note que a equação P_{i1} é derivada do contraste entre a soma das três probabilidades que é 1. Isto é, $P_{i1} = 1 - (P_{i2} + P_{i3})$, onde $y_i = 1$ define a base.

$$\begin{aligned} P_{i1} &= \frac{\eta_{i1}}{\eta_{i1} + \eta_{i2} + \eta_{i3}}, \\ P_{i2} &= \frac{\eta_{i2}}{\eta_{i1} + \eta_{i2} + \eta_{i3}}, \longrightarrow (10) \\ P_{i3} &= \frac{\eta_{i3}}{\eta_{i1} + \eta_{i2} + \eta_{i3}}, \end{aligned}$$

As probabilidades da equação acima podem ser expressas em termos da função exponencial dos termos lineares $\eta_{ij} = \exp(x_i' \beta_j)$:

Estimação

A estimação é obtida iterativamente usando máxima verossimilhança. É conveniente definir um conjunto de J variáveis dummy: $d_{ij} = 1$ se $y_i = j$ e 0, caso contrário.

Este resultado em um e apenas um $d_{ij}=1$ para cada observação. O log da verossimilhança é:

$$\log L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J d_{ij} \log P_{ij} \longrightarrow (13)$$

Interpretando os resultados de um Modelo Logit Multinomial - Vantagem e Razão de vantagem

Uma importante parte do modelo multinomial somente como elas são em respostas binárias e modelos loglineares. Na estrutura modelo multinomial logit, a vantagem entre categorias j e 1 é dada por i simplesmente:

$$\frac{P_{ij}}{P_{i1}} = \frac{\eta_{ij}}{\eta_{i1}} = \exp(x_i' \beta_j) \longrightarrow j = 2, \dots, J \longrightarrow (14)$$

O log da vantagem, ou logit, está na função linear de x_i :

d. Estimador de diferença em diferença

Em economia, muitas pesquisas são feitas analisando os chamados experimentos. Para analisar um experimento natural sempre é preciso ter um grupo de controle, isto é, um grupo que não foi afetado pela mudança, e um grupo de tratamento, que foi afetado pelo evento, ambos com características semelhantes. Para estudar as diferenças entre os dois grupos são necessários dados de antes e de depois do evento para os dois grupos. Assim, a amostra está dividida em quatro grupos: o grupo de controle de antes da mudança, o grupo de controle de depois da mudança, o grupo de tratamento de antes da mudança e o grupo de tratamento de depois da mudança.

A diferença entre a diferença verificada entre os dois períodos, entre cada um dos grupos é a diferença em diferença, representada com a seguinte equação:

$$g_3 = (y_{2,b} - y_{2,a}) - (y_{1,b} - y_{1,a})$$

Onde cada Y representa a média da variável estudada para cada ano e grupo, com o número subscrito representando o período da amostra (1 para antes da mudança e 2 para depois da mudança) e a letra representando o grupo ao qual o dado pertence (A para o grupo de controle e B para o grupo de tratamento). E g_3 é a estimativa a partir da diferença em diferença. Uma vez obtido o g_3 , determina-se o impacto do experimento natural sobre a variável que se quer explicar.

Anexo III: Diferença em Diferença de dados Sociais a partir de Mesodados

Tabela?: Índice de Gini - Desigualdade de Renda Per Capita – Diferença em Diferença

VARIÁVEIS	(1) Gini	(2) Gini	(3) Gini	(4) Gini	(5) Gini	(6) Gini	(7) Gini
UPP1km	0.0200*** (0.00676)						
UPP2km		0.0204*** (1.18e-05)					
UPP3km			0.0172*** (1.36e-06)				
UPP4km				0.0156*** (4.86e-07)			
UPP5km					0.0161*** (1.37e-08)		
UPP6km						0.0140*** (1.08e-07)	
UPP7km							0.0137*** (3.33e-08)
Constante	0.445*** (0)	0.445*** (0)	0.445*** (0)	0.445*** (0)	0.445*** (0)	0.445*** (0)	0.445*** (0)
Observações	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179
R ²	0.021	0.030	0.034	0.039	0.039	0.037	0.035

Tabela?: Índice de Theil - Desigualdade de Renda Per Capita – Diferença em Diferença

VARIÁVEIS	(1) Theil-T	(2) Theil-T	(3) Theil-T	(4) Theil-T	(5) Theil-T	(6) Theil-T	(7) Theil-T
UPP1km	0.0241* (0.0649)						
UPP2km		0.0252*** (0.00222)					
UPP3km			0.0215*** (0.000628)				
UPP4km				0.0185*** (0.000698)			
UPP5km					0.0196*** (8.83e-05)		
UPP6km						0.0153*** (0.00103)	
UPP7km							0.0140*** (0.00140)
Constante	0.357*** (0)	0.356*** (0)	0.355*** (0)	0.354*** (0)	0.355*** (0)	0.354*** (0)	0.354*** (0)
Observações	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179
R ²	0.010	0.019	0.023	0.028	0.026	0.023	0.022

Fonte: mesodados do Ipea/Pnud/FJP (2013) a partir dos microdados amostra do Censo Demográfico 2000 e 2010/IBGE, p-valores sob parêntesis: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabela?: Renda Per Capita Média – Diferença em Diferença

VARIÁVEIS	(1) rdpc	(2) Rdpc	(3) rdpc	(4) rdpc	(5) rdpc	(6) rdpc	(7) rdpc
UPP1km	171.9 (0.262)						
UPP2km		262.3*** (0.00603)					
UPP3km			229.5*** (0.00156)				
UPP4km				190.4*** (0.00259)			
UPP5km					162.3*** (0.00512)		
UPP6km						119.4** (0.0281)	
UPP7km							91.60* (0.0734)
Constante	695.1*** (0)	671.1*** (0)	648.4*** (0)	631.4*** (0)	623.7*** (0)	615.2*** (0)	596.7*** (0)
Observações	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179
R ²	0.058	0.090	0.102	0.105	0.095	0.085	0.085

Tabela?: Bem Estar Social: Média* (1- Gini) – Diferença em Diferença

VARIABLES	(1) BES	(2) BES	(3) BES	(4) BES	(5) BES	(6) BES	(7) BES
UPP1km	26.73 (0.732)						
UPP2km		80.89* (0.0968)					
UPP3km			74.84** (0.0430)				
UPP4km				62.44* (0.0527)			
UPP5km					51.53* (0.0812)		
UPP6km						35.09 (0.205)	
UPP7km							22.93 (0.379)
Constante	380.8*** (0)	367.9*** (0)	355.6*** (0)	346.7*** (0)	342.0*** (0)	337.6*** (0)	327.5*** (0)
Observações	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179
R ²	0.061	0.090	0.102	0.105	0.096	0.087	0.087

Fonte: mesodados do Ipea/Pnud/FJP (2013) a partir dos microdados amostra do Censo Demográfico 2000 e 2010/IBGE, p-valores sob parêntesis: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela?: Cobertura de Água e Esgoto Adequada: Serviços Públicos - Diferença em Diferença

VARIÁVEIS	(1) A&E	(2) A&E	(3) A&E	(4) A&E	(5) A&E	(6) A&E	(7) A&E
UPP1km	1.085 (0.162)						
UPP2km		0.951* (0.0520)					
UPP3km			0.990*** (0.00783)				
UPP4km				1.115*** (0.000555)			
UPP5km					1.225*** (2.88e-05)		
UPP6km						1.294*** (1.88e-06)	
UPP7km							1.381*** (4.93e-08)
Constant	3.003***	3.098** *	3.230***	3.369***	3.512***	3.661***	3.871***
Observações	(0) 4,179	(0) 4,179	(0) 4,179	(0) 4,179	(0) 4,179	(0) 4,179	(0) 4,179
R ²	0.034	0.043	0.054	0.067	0.079	0.090	0.107

Tabela?: Cobertura de Coleta de Lixo: Serviços Públicos - Diferença em Diferença

VARIABLES	(1) Lixo	(2) Lixo	(3) Lixo	(4) Lixo	(5) Lixo	(6) Lixo	(7) Lixo
UPP1km	-3.151 (0.113)						
UPP2km		-3.678*** (0.00334)					
UPP3km			-3.794*** (6.90e-05)				
UPP4km				-4.207*** (3.70e-07)			
UPP5km					-4.360*** (6.53e-09)		
UPP6km						-4.504*** (1.08e-10)	
UPP7km							-4.924*** (0)
Constante	92.40***	92.13***	91.79***	91.41***	91.06***	90.70***	90.15***
Observações	(0) 4,179	(0) 4,179	(0) 4,179	(0) 4,179	(0) 4,179	(0) 4,179	(0) 4,179
R ²	0.052	0.061	0.070	0.082	0.092	0.101	0.116

Fonte: mesodados do Ipea/Pnud/FJP (2013) a partir dos microdados amostra do Censo Demográfico 2000 e 2010/IBGE, p-valores sob parêntesis: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabela?: Frequência Escolar 0 a 5 anos: Educação - Diferença em Diferença

VARIÁVEIS	(1) 0a5	(2) 0a5	(3) 0a5	(4) 0a5	(5) 0a5	(6) 0a5	(7) 0a5
UPP1km	2.311 (0.246)						
UPP2km		2.400* (0.0536)					
UPP3km			2.478*** (0.00852)				
UPP4km				2.669*** (0.00107)			
UPP5km					2.160*** (0.00377)		
UPP6km						1.747** (0.0120)	
UPP7km							1.405** (0.0311)
Constante	32.26*** (0)	31.95*** (0)	31.66*** (0)	31.42*** (0)	31.26*** (0)	31.05*** (0)	30.72*** (0)
Observações	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179
R ²	0.404	0.421	0.431	0.440	0.438	0.439	0.443

Tabela?: Frequência Escolar 6 a 17 anos: Educação - Diferença em Diferença

VARIÁVEIS	(1) 6a17	(2) 6a17	(3) 6a17	(4) 6a17	(5) 6a17	(6) 6a17	(7) 6a17
UPP1km	-1.813*** (0.00746)						
UPP2km		-1.843*** (1.60e-05)					
UPP3km			-1.871*** (9.79e-09)				
UPP4km				-1.915*** (0)			
UPP5km					-1.958*** (0)		
UPP6km						-1.987*** (0)	
UPP7km							-2.000*** (0)
Constante	91.53*** (0)	91.43*** (0)	91.34*** (0)	91.24*** (0)	91.15*** (0)	91.04*** (0)	90.89*** (0)
Observações	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179
R ²	0.139	0.148	0.150	0.157	0.161	0.166	0.175

Fonte: mesodados do Ipea/Pnud/FJP (2013) a partir dos microdados amostra do Censo Demográfico 2000 e 2010/IBGE, p-valores sob parêntesis: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabela?: Frequência Escolar 18 a 24 anos: Educação - Diferença em Diferença

VARIÁVEIS	(1) 18a24	(2) 18a24	(3) 18a24	(4) 18a24	(5) 18a24	(6) 18a24	(7) 18a24
UPP1km	-0.331 (0.881)						
UPP2km		-0.0290 (0.983)					
UPP3km			-0.582 (0.581)				
UPP4km				-0.636 (0.489)			
UPP5km					-1.293 (0.123)		
UPP6km						-1.098 (0.161)	
UPP7km							-0.597 (0.416)
Constante	31.36*** (0)	30.98*** (0)	30.62*** (0)	30.36*** (0)	30.11*** (0)	29.95*** (0)	29.67*** (0)
Observações	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179
R ²	0.034	0.060	0.068	0.073	0.072	0.070	0.077

Tabela?: Frequência Escolar 25 a 29 anos: Educação - Diferença em Diferença

VARIÁVEIS	(1) 25a29	(2) 25a29	(3) 25a29	(4) 25a29	(5) 25a29	(6) 25a29	(7) 25a29
UPP1km	1.545 (0.189)						
UPP2km		1.718** (0.0191)					
UPP3km			1.337** (0.0166)				
UPP4km				1.405*** (0.00381)			
UPP5km					1.217*** (0.00603)		
UPP6km						1.234*** (0.00280)	
UPP7km							1.165*** (0.00259)
Constante	11.31*** (0)	11.13*** (0)	10.99*** (0)	10.89*** (0)	10.80*** (0)	10.71*** (0)	10.55*** (0)
Observações	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179	4,179
R ²	0.136	0.162	0.169	0.175	0.175	0.177	0.184

Fonte: mesodados do Ipea/Pnud/FJP (2013) a partir dos microdados amostra do Censo Demográfico 2000 e 2010/IBGE, p-valores sob parêntesis: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Referências Bibliográficas:

ANGRIST, J. e LAVY, V. “The Effects of High-Stakes High School Achievements Awards: Evidence from Group-Randomized Trial”, **American Economic Review**, 99(4), 1384-1414, 2009.

CARVALHO, M. A. R. de. **Quatro vezes Cidade**. Rio de Janeiro, Sete Letras, 1994.

CAVALLIERI, P. F. **40 Anos de Favelas na Cidade do Rio de Janeiro**, mimeo, Instituto Pereira Passos, 2011.

_____. **Favelas cariocas: mudanças na infra-estrutura**. In: Instituto de Planejamento Municipal, Secretaria Municipal de Planejamento, Prefeitura da Cidade do Rio de Janeiro. *Quatro estudos*. Rio de Janeiro, 1986.

DE SOTO, H. “**O Mistério do Capital**”. Rio de Janeiro: Record, 2000.

FERREIRA, F. H. G.; LANJOUW, P.; NERI, M. C. “**A Robust Poverty Profile for Brazil Using Multiple Data Sources**”, in *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, Jan/Mar /2003. 57 v. nº 2, 59-92 p.

HANUSHEK, E. and WOESSMANN, L. “**The Role of Cognitive Skills in Economic Development**”, *Journal of Economic Literature*, 46(3), pp 607-688, 2008.

HARRIS, J. R. and TODARO, M. “**Migration, Unemployment and Development**”, *American Economic Review*, 1970. 60 v., 126-142 p.

Ipea/PNUD/FJP **Atlas do Desenvolvimento Humano nas Regiões Metropolitanas Brasileiras**, Brasília, 2014, www.atlasdobrasil.org.br

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. Nova York: NBER, 1974.

NERI, M. C. **Trabalho e Condições de Vida nas Favelas**. In: Governo do Estado do Rio de Janeiro - Secretaria de Estado de Fazenda. (Org.). Coletânea I Prêmio SEFAZ-SEDEIS Finanças Públicas Desenvolvimento Econômico 2009. Rio de Janeiro: IETS, 2010, p. 82-115.

PERLMAN, J. **O Mito da Marginalidade**. Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1977.

PERO, V.; CARDOSO, A.; ELIAS, P. **Segregação Espacial e Discriminação no Mercado de Trabalho: O caso das favelas do Rio de Janeiro**. In: Nadya Araújo Guimarães, Adalberto Cardoso, Peter Elias e Kate Purcel (org.). *Mercado de Trabalho e Oportunidades*. 1 ed. Rio de Janeiro: FGV, 2008, v. 1.

RIBEIRO, L. C. Q. (org.); KAZTMAN, Ruben (org.). **A cidade contra a escola? Segregação urbana e desigualdades educacionais em grandes cidades da América Latina**. 1. ed. Rio de Janeiro: Letra Capital, 2008. v. 1. 367p.

SILVA, M. O. **Rio Nacional, Rio Local: Mitos e Visões Sobre a Crise Carioca e Fluminense**. Rio de Janeiro: SENAC, 2005. v. 1. 200p.

URANI, A. **Trilhas para o Rio**. Ed. Campus Elsevier, 2008.

URANI, A. e GIAMBIAGI, F.A Rio: **A Hora da Virada**, Ed. Campus Elsevier, 2011.

VALLADARES, L. do P. **Passa-se uma casa: análise do programa de remoção de favelas do Rio de Janeiro**. Rio de Janeiro, Zahar, 1978.

VENTURA, Z. **Cidade Partida**. São Paulo, Companhia das Letras, 1994.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data**. Ed. MIT, 2001.

ZALUAR, A.; ALVITO, M. (orgs.). **Um Século de Favela**. 3ª Ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2003. 372p.



Praia de Botafogo, 190, Sl. 1501 - CEP: 22.250-900 - Rio de Janeiro - RJ
Tel.: 21.3799-2320 / E-mail: fgvsocial@fgv.br
www.fgv.br/fgvsocial