

Escola de Pós-Graduação em Economia – EPGE

Fundação Getulio Vargas

Ensaaios em Demografia e Criminalidade

Tese submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas
como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia

Aluno: Gabriel Chequer Hartung

Professor Orientador: Samuel Pessoa

Rio de Janeiro

2009

Escola de Pós-Graduação em Economia – EPGE

Fundação Getulio Vargas

Ensaaios em Demografia e Criminalidade

Tese submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas
como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia

Aluno: Gabriel Chequer Hartung

Banca Examinadora:

Professor Samuel Pessoa (EPGE –FGV)

Professor Luiz Henrique Braidó (EPGE-FGV)

Professor João Manuel Pinho de Mello (PUC-RJ)

Professor Rodrigo dos Reis Soares (PUC-RJ)

Professor Túlio Kahn (SSP-SP)

Rio de Janeiro

2009

Agradecimentos

Esta tese conclui meu programa de doutorado, iniciados em 2005 na EPGE/FGV. Ao longo desta jornada, algumas pessoas e instituições foram fundamentais. Assim, deixo registrada nesta pagina a minha eterna gratidão:

Ao professor Samuel Pessoa, meu orientador, pelo apoio em todas as fases e por sua inesgotável paciência.

À Priscilla Burity pelo o amor e carinho. Sem sua ajuda e seu apoio incondicional essa tese não seria possível.

A toda a minha família, que sempre acreditou que este momento chegaria com destaque para os meus pais Paulo e Cristina, aos quais dedico esta tese.

Rio de Janeiro, 7 de Agosto de 2009

Gabriel Chequer Hartung

Índice

Apresentação.....I

Capítulo 1:

Fatores demográficos como determinantes da criminalidade1

Capítulo 2:

O papel das armas de fogo na queda dos homicídios em São Paulo.....41

Capítulo 3:

O impacto dos programas de transferência condicional de renda sobre a incidência de mães solteiras.....76

Apresentação

Os três artigos que compõem esta tese usam técnicas de microeconometria para investigar questões relacionadas à demografia e à criminalidade. O principal objetivo é entender a dinâmica recente das taxas de criminalidade no Brasil. Em particular, enfatizaremos o papel da demografia e do estoque de armas como importantes determinantes da criminalidade. Além disso, avaliaremos o impacto dos programas de proteção social adotados recentemente no Brasil sobre a variável demográfica que, de acordo com os nossos resultados, é a mais relevante para determinar as taxas de criminalidade: a fração de crianças entre 5 a 15 anos criadas em famílias monoparentais.

O primeiro artigo investiga o impacto de variáveis demográficas sobre as taxas de criminalidade. Nossos resultados indicam que variáveis associadas ao ambiente de criação das crianças são importantes determinantes da criminalidade. Usando dados do censo de 1991, mostramos que a fração de crianças entre 5 a 15 anos cujas mães eram adolescentes quando de sua gestação ou que eram criadas por mães solteiras em 1991 é um determinante importante das taxas de criminalidade dos municípios paulistas em 2000. Esse é o momento no qual aquelas crianças atingem a idade 15 e 25 anos e, portanto, se encontram na faixa etária de maior envolvimento criminal.

Mostramos evidências similares para os estados brasileiros entre 1980 e 2000: a taxa de homicídios dos estados brasileiros é positivamente correlacionada com a fração de crianças de 5 a 15 anos criadas sem um dos pais ou filhas de mães adolescentes dez anos antes. O efeito dessas variáveis sobre a taxa de homicídios é ainda mais forte em estados com alto grau de urbanização.

Além disso, a inclusão das variáveis demográficas numa regressão de criminalidade reduz a importância da desigualdade. Na maior parte de nossas regressões de crimes violentos, a desigualdade, medida pelo índice de Gini, deixa de ser relevante quando incluímos as variáveis demográficas. Nesse sentido, é possível que os artigos que não consideram estes importantes determinantes da criminalidade estejam superestimando o efeito da desigualdade sobre os homicídios, por um possível viés de omissão de variável.

A mensagem ruim que esse resultado nos fornece é que boa parte da criminalidade dos próximos anos já está predeterminada pelo que aconteceu na demografia brasileira dos últimos vinte e cinco anos. Além disso, políticas públicas que tentem modificar algum desses fatores demográficos só devem ter algum efeito sobre a criminalidade no momento em que as crianças entrarem na faixa etária de alto envolvimento criminal.

O segundo artigo analisa a relação entre o estoque de armas e as taxas de homicídios. Ao contrário do primeiro artigo, que apresenta determinantes da diferença de níveis das taxas de criminalidade, no segundo artigo, discutimos uma variável que determina a evolução temporal das taxas de homicídios.

O estado de São Paulo apresentou uma queda nas taxas de homicídios muito forte nos últimos oito anos. A taxa de homicídios por cem mil habitantes caiu aproximadamente 65% de 1999 a 2007. A magnitude dessa queda coloca São Paulo no mesmo patamar de conhecidos casos de sucesso de redução da criminalidade, como Nova Iorque, Cali e Bogotá. O interessante dessa queda é que ela não ocorreu em apenas uma cidade, mas em praticamente todos os municípios de um estado de aproximadamente 40 milhões de habitantes. Simultaneamente, ocorreu uma queda igualmente forte em todos os indicadores de estoque de armas de fogo no estado. Dependendo do indicador, a queda foi de mais de 60% entre 1999 e 2007. A queda nos indicadores de estoque de armas também ocorreu em praticamente todos os municípios do estado.

Mostramos evidências de que a queda da taxa de homicídios foi fortemente influenciada pela redução do estoque de armas. As políticas públicas do governo estadual de repressão ao porte ilegal de armas e a aprovação do Estatuto do Desarmamento em 2003 aumentaram muito o custo de portar uma arma e incentivaram a entrega voluntária de armas. Dessa forma, reduziram a demanda por armas, e isso teve um impacto negativo sobre as taxas de homicídios.

No Brasil, cerca de 70%¹ dos homicídios são cometidos com uso de armas de fogo. Apesar das armas de fogo serem usadas para cometer a maior parte dos homicídios, o efeito teórico de um aumento do estoque de armas é ambíguo. O aumento da proporção de pessoas com armas de fogo pode reduzir os homicídios, pois aumenta os riscos de se cometer um crime. Isso ocorreria porque, com mais pessoas armadas, existe uma chance maior de as potenciais vítimas estarem armadas e tentarem defender-se em caso de tentativa de homicídio. Assim, um homicida corre mais riscos em uma região com maior estoque de armas. Por outro lado, é possível que o aumento do estoque de armas eleve a chance das disputas e dos conflitos acabarem em assassinatos e, dessa forma, o estoque de armas teria um efeito positivo sobre a taxa de homicídios. Claramente, as duas histórias podem ser simultaneamente verdadeiras em algum grau. Por isso, mensurar o efeito líquido é uma questão empírica.

Este artigo está inserido num longo debate da literatura internacional sobre o efeito das armas sobre os homicídios. Grande parte da literatura analisa o efeito das leis que permitiam o porte de armas nos Estados Unidos da América (“Right to Carry”) sobre as taxas de homicídios. Donohue e Ayres (2003), Black e Nagin (1998) mostram que a lei aumentou a criminalidade, enquanto que Lott e Mustard (1997) concluem que a lei reduziu a criminalidade. O problema dessa literatura é que a adoção de uma lei como esta não é aleatória. A decisão de adotar a lei depende de diversas características da cidade e algumas delas são não observáveis, o que torna difícil a estimação do efeito causal. Outro artigo interessante é Duggan (2001) que constrói uma *proxy* interessante para o estoque de armas e encontra um efeito positivo de armas sobre a criminalidade.

Usando diversas técnicas econométricas, encontramos consistentemente evidências de que armas estão positivamente associadas às taxas de homicídios. Assim, a forte redução do estoque de armas parece ter sido um dos fatores que causaram a redução da taxa de homicídios no estado de São

¹ Dado do DATASUS de 2000.

Paulo. Nesse sentido, nossos resultados corroboram com os resultados de Donohue e Ayres (2003) e Duggan (2001).

O terceiro artigo analisa o impacto dos Programas de Transferência Condicional de Renda (PTCR) sobre a probabilidade das crianças serem criadas no mesmo domicílio do pai. As evidências do primeiro artigo mostram a relevância deste resultado. A fração de crianças criadas em famílias monoparentais emerge como um dos principais determinantes das taxas de crimes violentos. Este é claramente o determinante de crimes violentos mais robusto, sendo significativo em todas as formulações utilizadas. Assim, é fundamental entender o efeito de políticas públicas sobre esta variável.

A evidência internacional sugere que programas sociais tendem a aumentar as taxas de divórcio e a fração de crianças criadas em famílias monoparentais. A intuição por trás desse resultado é que, em um mundo de renda incerta, uma das motivações ao casamento é o compartilhamento de risco entre os membros do casal. Os programas sociais reduzem a dispersão da renda ao pagarem uma renda fixa às pessoas com baixa renda (um seguro gratuito), e, por isso, reduzem o ganho de compartilhamento de risco do casamento.

Os PTCRs brasileiros, antes da criação do Bolsa Família, eram pagos apenas a famílias com crianças. Como, em caso de divórcio, as crianças, em geral, ficam com a mãe, ao sair de casa, o pai deve deixar de receber o benefício do programa. Assim, estes programas aumentam a renda dos homens casados e não modificam sua renda caso fiquem solteiros. Isso claramente cria um desincentivo para o homem sair de casa. Entretanto, seu efeito sobre o comportamento da mãe não é tão claro. Os programas aumentam a renda da mulher tanto casada quanto solteira, o que tem um efeito ambíguo sobre a propensão da mulher a se divorciar. O sinal desse efeito depende de como a utilidade da mulher em estar casada varia com a renda. Caso o aumento da renda aumente o bem-estar de estar casada mais (menos) do que aumenta o potencial bem-estar de ficar solteira, a bolsa do governo reduzirá (aumentará) a propensão de separação da mulher. Assim, a teoria não consegue prever o sentido desse efeito, o que torna esse um problema empírico.

Encontramos um conjunto de fortes evidências de que esses programas aumentam a probabilidade de permanência do pai nas famílias beneficiárias: ocorreu um aumento da presença paterna nas famílias com renda familiar per capita abaixo R\$100 em relação às demais classes de renda após a criação dos programas de transferência; essa mudança é mais forte nos estados onde a cobertura dos programas sociais é maior e em domicílios com crianças na idade de receber benefícios; as famílias que recebem algum benefício possuem uma maior presença paterna do que famílias elegíveis que não eram beneficiárias; aumentos de cobertura desses programas em um município tendem a reduzir a fração de pais ausentes; as crianças que eram beneficiárias do programa Bolsa Escola em 2003 possuíam uma chance maior de ter o pai em casa que crianças inscritas no programa, mas que ainda não estavam recebendo o benefício. Apesar de cada uma dessas evidências ser frágil individualmente, quando somadas, elas constituem um forte indício de causalidade. A explicação para esse resultado está relacionada ao fato de que grande parte desses programas é direcionada às crianças, o que deve aumentar a atratividade de viver no mesmo domicílio dos filhos.

Nosso artigo complementa uma literatura recente mostrando que os possíveis efeitos colaterais indesejados dos PTCR utilizados por países latino-americanos são bastante limitados ou inexistentes. Os trabalhos de Skoufias e Di Maro (2006) e de Barro e Fogel (2008) indicam que os PTCR não reduzem significativamente a oferta de trabalho dos beneficiários. Já Stecklov (2006) apresenta evidências de que tais programas não aumentam a fecundidade. Neste artigo, mostramos que os PTCR brasileiros parecem ter um efeito importante sobre a estrutura familiar dos beneficiários no sentido de reduzir o número de crianças criadas por mães solteiras. Esse resultado é contrário às evidências existentes, particularmente as apresentadas em trabalhos que avaliam programas sociais americanos.

Em particular, mostramos que os PTCRs podem ter um importante efeito colateral desejado. Ao aumentar a presença paterna entre as famílias de renda mais baixa, estes programas podem ter um efeito indireto sobre a criminalidade. No sentido de reduzir a taxa de criminalidade quando as primeiras coortes de crianças beneficiadas por estes programas entrarem faixa etária de maior envolvimento criminal (15 a 25 anos).

Fatores demográficos como determinantes da criminalidade

Gabriel Hartung

June 7, 2009

Abstract

O artigo mostra que fatores demográficos são importantes determinantes da criminalidade 20 anos mais tarde. Usando dados dos municípios de São Paulo e dos estados brasileiros apresentaremos evidências que taxa de fecundidade, porcentagem de mães adolescentes, porcentagem de crianças criadas sem o pai são fatores relevantes para explicar a variação de crimes violentos e de crimes contra o patrimônio.

The article shows that demographics factors are determinants of crime rates 20 years later. Using data of São Paulo state cities and Brazilian states we show evidences that fertility rate, fraction of teenager motherhood and fraction of single mothers are important determinants of both violent crime and property crime.

Palavras chaves: Criminalidade, Mães solteiras, Mães adolescentes, Taxa de fecundidade.

Key words: Crime, Single motherhood, Teenager motherhood, Fertility rate.

1 Introdução

Os economistas têm tentado, desde o artigo clássico de Becker (1968), usar teoria econômica e econometria para entender os fatores determinantes da criminalidade. Ehrlich (1973) foi o primeiro a desenvolver um modelo explícito para entender a participação em atividades criminosas, em que cada agente decide a alocação de seu tempo entre lazer, trabalho em atividades legais ou trabalho em atividades criminosas. Nessa formulação, os agentes enxergam atividade criminal como um trabalho qualquer, que remunera a um retorno esperado, mas com a particularidade de existir, associada à atividade criminal, um risco de prisão. O modelo prevê que as taxas de criminalidade devam ser positivamente relacionadas à desigualdade na distribuição de renda e negativamente relacionadas à probabilidade de prisão e à taxa de crescimento da economia; o efeito da renda é indeterminado. Apesar de muito trabalho ter sido feito nesse campo, essa é ainda a visão básica que os economistas têm sobre o tema.

As variáveis demográficas associadas às características das famílias em que os jovens são criados foram pouco exploradas na literatura como determinantes do nível agregado criminalidade. Uma exceção é o trabalho de Levitt e Donohue (2001). Os autores mostram que a legalização do aborto, ocorrida após uma decisão da suprema corte em 1973, foi fator determinante para a redução da criminalidade nos Estados Unidos durante a década de 90. Nesse período, os EUA experimentaram uma queda de mais de 40 por cento na taxa de homicídio, e de mais de 30 por cento em crimes contra o patrimônio. O interessante é que essa redução de criminalidade ocorreu por todo o país, e começou nos estados que legalizaram mais cedo o aborto. Isso fornece um forte indicativo que a legalização do aborto realmente causou a redução de criminalidade. As estimativas apresentadas naquele artigo¹ mostram que de 25% a 40% da redução de criminalidade nos EUA foi causada pelo fim da proibição do aborto em 1973.

Outra evidência interessante é Glaeser e Sacerdote (1999). Os autores mostram que cerca de 45% da diferença da criminalidade entre cidades grandes e pequenas é explicada pela diferença entre a fração de famílias chefiadas por mulheres: cidades maiores possuem mais famílias chefiadas por mulheres, e essa diferença explica, em grande medida, por que cidades grandes possuem mais crimes do que cidades menores.

Estudos de economistas, psicólogos e criminólogos mostraram, usando dados individuais, que fatores demográficos (associados ao ambiente em que a criança é criada) são importantes para determinar a propensão de um indivíduo a participar de atividades criminosas. Por exemplo, Rasanen (1999) mostra que a probabilidade de um finlandês nascido em 1966 ter cometido um crime até os 30 anos de idade é uma função crescente (em ordem de importância) da baixa educação da mãe, de ser filho de mãe adolescente, de ser filho de mãe solteira e de ter nascido de uma gravidez indesejada. Já Dagg (1991) apresenta evidências que um filho de uma gravidez indesejada tem uma probabilidade 60% maior de cometer um crime em sua vida, mesmo controlando pela renda e educação dos pais.

Apresentamos uma evidência similar para o Brasil, usando os dados de 1190 entrevistas de internos da Febem². Essa pesquisa foi realizada em março de 2006 pelo Instituto Uniemp. Contrastamos essas informações com os dados de adolescentes que viviam no estado de São Paulo, usando a PNAD de 2005. Os internos da Febem apresentavam um padrão familiar bem diferente de adolescentes de São Paulo da mesma faixa etária que não estavam presos. Enquanto 67% dos adolescentes paulistas moram com o pai e mãe no mesmo domicílio, apenas 23% dos internos da Febem viviam juntos de seus pais. Mesmo se compararmos com famílias com renda familiar per capita inferior a R\$100, a fração de crianças que viviam com o pai e com a mãe é duas vezes maior nesta classe de renda do que entre os adolescentes da Febem (46% contra 23%).

O principal objetivo desse artigo é mostrar evidências de que os resultados obtidos com dados individuais de criminalidade se mantêm quando analisamos dados agregados.

¹No artigo original Levitt (2001) as estimativas eram que a legalização do aborto causou mais de 40% por cento da redução. Já num artigo mais recente Levitt (2003) as estimativas são mais próximas de 25%.

²Atual Fundação Casa

Apresentaremos indicativos de que fatores demográficos como proporção de crianças que nascem de mães solteiras ou de mães adolescentes, taxa total de fecundidade e fração de jovens na população são fatores que influenciam os dados agregados de criminalidade. Para tanto, analisamos dados de diversos crimes em 643 municípios paulistas nos anos de 1998 a 2007 e de homicídios entre 1980 e 2000 dos 27 estados brasileiros.

Os dados dos municípios de São Paulo nos fornecem um grande número de observações, o que nos permite incluir uma boa quantidade de controles. Além disso, essa amostra nos fornece uma expressiva variabilidade de taxas de criminalidade. Em 2000, a taxa de homicídios por cem mil habitantes foi de apenas 2,3 em Monte Alto enquanto que, em Diadema, ocorreram 122,9 homicídios para cada cem mil habitantes.

Apresentaremos evidências de que, adicionando certas variáveis demográficas à formulação Becker-Ehrlich, que leva em conta apenas o ambiente econômico em que os agentes estão inseridos (desigualdade, crescimento e renda), conseguimos aumentar consideravelmente nosso entendimento dos determinantes da criminalidade. Usando o *set up* do modelo de Ehrlich, seria como se incluíssemos heterogeneidade entre os agentes. Pensando de maneira simplificada, seria como se os agentes tivessem diferentes propensões a se envolver em atividades criminosas, o que definimos como o tipo do agente, e as variáveis demográficas teriam o efeito de modificar a distribuição de tipos da sociedade. Se, por exemplo, a fração das crianças que são filhos de mães solteiras aumentasse hoje, a nossa tese é que isso afetaria a distribuição de tipos dos jovens dentro de quinze a vinte anos no sentido de aumentar a proporção de jovens com alta propensão a se envolver atividades criminosas, e isso aumentaria a quantidade de crimes.

O argumento de que os indivíduos têm diferentes propensões a cometer crimes parece mais forte quando tratamos de crimes violentos do que quando analisamos crimes contra o patrimônio: fatores psicológicos ligados à criação do indivíduo devem ser mais importantes para se compreender por que um indivíduo comete um homicídio do que para entender por que alguém comete um roubo. Crimes contra o patrimônio são mais claramente motivados por razões econômicas, e deve ser nesses casos que a teoria de Ehrlich funciona melhor. De fato, as variáveis econômicas explicam uma grande parte da variação das taxas de criminalidade entre os municípios paulistas. Entretanto, mostraremos a relevância das variáveis demográficas também na explicação de crimes contra o patrimônio ³: em geral, os coeficientes das variáveis porcentagem de jovens na população, taxa de fecundidade e porcentagem de crianças criadas em famílias monoparentais se mostraram significantes nas regressões de crimes com motivações econômicas⁴.

Nossos resultados indicam que variáveis associadas ao ambiente de criação das crianças são importantes determinantes da criminalidade. Usando dados do censo de 1991, mostramos que a fração de crianças entre 5 a 15 anos cujas mães eram adoles-

³Entretanto, os resultados das regressões que utilizam crimes contra o patrimônio são bem menos confiáveis, tendo em vista que as ocorrências de roubos e furtos apresentam um grande erro de medida, como discutido em Soares (2004).

⁴A diferença entre os determinantes de crimes violentos e crimes contra o patrimônio já foi apresentada em outros artigos da literatura de criminalidade (por exemplo, Soares (2004)).

centes quando de sua gestação ou que eram criadas por mães solteiras em 1991 é um determinante importante das taxas de criminalidade dos municípios paulistas em 2000. Esse é o momento no qual aquelas crianças atingem a idade 15 e 25 anos e, portanto, se encontram na faixa etária de maior envolvimento criminal. Mostramos evidências similares para os estados brasileiros entre 1980 e 2000: a taxa de homicídios dos estados brasileiros é positivamente correlacionada com a fração de crianças de 5 a 15 anos criadas sem um dos pais ou filhas de mães adolescentes dez anos antes. O efeito dessas variáveis sobre a taxa de homicídios é ainda mais forte em estados com alto grau de urbanização.

Uma contribuição importante deste trabalho é reforçar as evidências de Donohue e Levitt (2001), as de Glaeser e Sacerdote (1999) e os resultados obtidos através da análise de dados individuais. Além disso, mostramos que há uma ligação clara entre estes resultados.

Em primeiro lugar, corroboramos, usando dados agregados, as evidências encontradas através de dados individuais (Rasanen (1999), Dagg (1991) e Beck (1993)). De fato, a maior probabilidade de um jovem, filho de mãe adolescente ou criado em uma família monoparental, cometer um crime é refletida nos dados agregados: encontramos que, quanto maior a parcela desses jovens em uma cidade, mais elevadas são as taxas de criminalidade desta cidade. Verificamos que esses fatores demográficos são quantitativamente relevantes para determinar, em especial, as taxas de homicídios.

Nosso artigo também permite uma melhor compreensão da dinâmica responsável pelo resultado encontrado por Glaeser e Sacerdote (1999): o diferencial da frequência de famílias chefiadas por mulheres explica parte significativa da diferença das taxas de criminalidade entre cidades grandes e pequenas porque, como mostraremos, a fração de crianças e adolescentes criadas em famílias monoparentais está positivamente relacionada com taxas de criminalidade⁵.

No mesmo sentido, encontramos um dos canais através do qual o resultado encontrado por Donohue e Levitt (2001) foi gerado. A legalização do aborto deve ter um impacto sobre a fração de crianças nascidas de mães solteiras e/ou adolescentes, pois entre essas mulheres deve ser maior a incidência de gravidez indesejada. Levine (1996) mostra que mães solteiras e mães adolescentes são mais propensas a abortar. Assim, a abertura da possibilidade de essas mulheres realizarem aborto diminuiu a criminalidade 20 anos depois porque, de acordo com as nossas evidências, a fração de jovens filhos de mãe solteira e/ou adolescente está positivamente relacionada com taxas de criminalidade⁶.

⁵Vale ressaltar, entretanto, uma diferença importante entre nosso estudo e o de Glaeser e Sacerdote (1999): avaliamos o impacto de adolescentes inseridos em famílias monoparentais com taxas de criminalidade 10 anos depois, ou seja, quando esses adolescentes entram na faixa etária de maior envolvimento criminal (15 a 24 anos); Glaeser e Sacerdote (1999), por outro lado, associam taxas de criminalidade com a estrutura contemporânea das famílias. Acreditamos que, se utilizassem dados defasados de estrutura familiar, os autores encontrariam que o diferencial da frequência de famílias intactas explica uma parcela ainda maior da diferença das taxas de criminalidade entre cidades grandes e pequenas.

⁶Os próprios autores notam que é possível que a redução crianças filhas de mães solteiras e/ou ado-

Dessa forma, o efeito que encontramos de fatores demográficos sobre índices de criminalidade é a manifestação em dados agregados das evidências obtidas através de análises individuais; além disso, esse efeito está por trás do impacto da legalização do aborto e da estrutura familiar sobre taxas de criminalidade estimados por Donohue e Levitt (2001) e por Glaeser e Sacerdote (1999).

Além disso, a inclusão das variáveis demográficas numa regressão de criminalidade reduz a importância da desigualdade. Na maior parte de nossas regressões de crimes violentos, a desigualdade, medida pelo Gini, deixa de ser relevante quando incluímos as variáveis demográficas. Nesse sentido, é possível que os artigos que não consideram estas variáveis estejam superestimando o efeito da desigualdade sobre os homicídios, por um possível viés de omissão de variável.

O artigo está dividido em nove seções, além desta introdução. Na segunda seção, discutiremos cada uma das variáveis demográficas analisadas nesse trabalho e como elas devem afetar a criminalidade. Na terceira, descreveremos os dados utilizados e, na quarta, explicaremos a metodologia utilizada e cada uma das regressões que foram estimadas. Na quinta seção, demonstraremos o efeito das variáveis demográficas sobre crimes contra o patrimônio. Na sexta, analisaremos crimes violentos. Na sétima seção, testaremos a robustez dos resultados, na oitava, discutiremos o impacto das variáveis demográficas sobre o efeito fixo de uma regressão em painel dos municípios do estado de São Paulo. Na nona seção, mostraremos que o impacto das variáveis demográficas defasadas sobre a taxa de homicídios se mantém quando analisamos um painel dos estados brasileiros. A última seção é a conclusão do artigo.

2 Variáveis demográficas

Nessa seção, discutiremos cada uma das variáveis utilizadas em nossas regressões, à exceção das variáveis mais tradicionais na literatura de criminalidade como Gini, crescimento, urbanização, PIB e educação média. Estas últimas são amplamente discutidas em outros artigos⁷. Explicaremos nesta seção a razão da inclusão das variáveis demográficas usadas nesse trabalho, e a maneira pela qual cada uma delas deve afetar a criminalidade. Além disso, discutimos a evidência empírica na literatura a respeito do impacto de cada variável sobre as taxas de criminalidade.

lescentes pode um canal através do qual a legalização do aborto pode impactar índices de criminalidade. Nossos resultados corroboram a tese.

⁷Uma discussão mais profunda a respeito do efeito de desigualdade pode ser encontrado em Chiu and Madden (1998), o efeito de PIB e problemas com o uso de dados oficiais foram recentemente discutidos em Soares (2003). Educação foi abordada em Locner (2000). Finalmente, uma discussão sobre o efeito do grau de urbanização pode ser encontrado em Glaeser e Sacerdote (1996)

2.1 Porcentagem da população entre 15 e 24 anos

A relação entre idade e envolvimento em atividades criminosas é bem estabelecida na literatura de criminalidade no nível individual. Blumstein (1986), Goring (1913) e Wilson e Hernstein (1985) documentam um rápido aumento no envolvimento em atividades criminais a partir dos 15 ou 16 anos. Esses artigos mostram evidências de que a probabilidade de um indivíduo cometer um crime continua crescendo até aos 24 anos, quando começa a diminuir lentamente. A partir dos 29 anos, o envolvimento em atividades criminosas cai bruscamente. Consequentemente, a faixa etária de 15-24 anos é parte importante do pico da atividade criminal de um indivíduo.

O estudo com dados agregados de proporção de jovens na população e de taxa de criminalidade é mais controverso⁸, ao menos quando tratamos de dados americanos. Cohen e Land (1987), por exemplo, estimam uma elasticidade maior que um e significativa. Marvel e Moody (1991), em um *survey* dessa literatura, argumentam que a maioria dos trabalhos encontram coeficientes de elasticidade baixos e algumas vezes estatisticamente insignificantes, apesar de documentarem alguns trabalhos com coeficientes altos. Levitt (1999), por sua vez, mostra que a estrutura etária exerceu um impacto muito pequeno sobre as taxas de criminalidade americanas entre 1960 e 1995. Dessa forma, esta variável parece pouco importante quando analisamos dados americanos. O artigo de Mello e Schneider (2005) mostra uma evidência diferente para o Brasil: segundo os autores, as variações da fração de jovens explica cerca de 50% das variações das taxas de homicídios no estado de São Paulo entre 1991 e 2005.

2.2 Taxa de fecundidade em 1980

A taxa de fecundidade de 1980 afeta a criminalidade de 2000 por três canais. O primeiro é através da educação da mãe: estudos mostram que fecundidade, mesmo controlando por renda, é negativamente correlacionada com a escolaridade da mãe e que filhos de mães com baixa educação têm maior probabilidade de cometer crimes. Usando dados brasileiros de 1991, Berquó e Cavenaghi (2004) documentam que, considerando o grupo de mães que viviam em domicílios com renda per capita menor que um quarto de salário mínimo, as que tinham uma escolaridade mais baixa tendiam a ter mais filhos: mulheres sem escolaridade tinham taxa de fecundidade de 6,8 filhos e as com mais de 12 anos de escolaridade tinham 1,1 filhos, em média. A tabela I mostra a fecundidade por faixa de educação das pessoas que tinham renda domiciliar per capita de até 1/4 de salário mínimo em 1991. Já Rasanen (1999), mostra que filhos de mães com baixa educação ou baixa renda têm maior probabilidade de cometer crimes.

O segundo canal pelo qual taxa de fecundidade afeta a criminalidade é através da proporção de casos de gravidez indesejada. Joyce (2003), documenta uma correlação

⁸Desde o artigo clássico de Ehrlich (1973), proporção de jovens tem sido incluída em regressões de criminalidade, sem que a literatura tenha chegado a um consenso quanto a sua relevância. Essa variável era significativa apenas em algumas das formulações de Ehrlich.

positiva entre fecundidade e a taxa de aborto nos municípios americanos indicando que lugares onde as pessoas têm em média mais filhos ocorre uma proporção maior de gravidez indesejada. Além disso, sabemos que filhos de gravidez indesejada são mais propensos a cometer crimes (Levitt (2001) e Dagg(1991)). Esses são os efeitos da taxa de fecundidade em 1980 sobre a propensão a cometer um crime de um jovem em 2000.

Por último, existe o efeito de fecundidade sobre a proporção de jovens vinte anos depois. Uma variação da taxa de fecundidade em 1980 deve causar uma variação na fração de jovens em 2000. Assim, a fecundidade de 1980 pode afetar a criminalidade de 2000 através da variação que ela causa na porcentagem de homens entre 15 e 25 anos. Vamos incluir conjuntamente as variáveis porcentagem de jovens e taxa de fecundidade com intuito de separar os primeiros efeitos desse último, e para que possamos testar se há algum efeito intrínseco de fecundidade sobre a criminalidade.

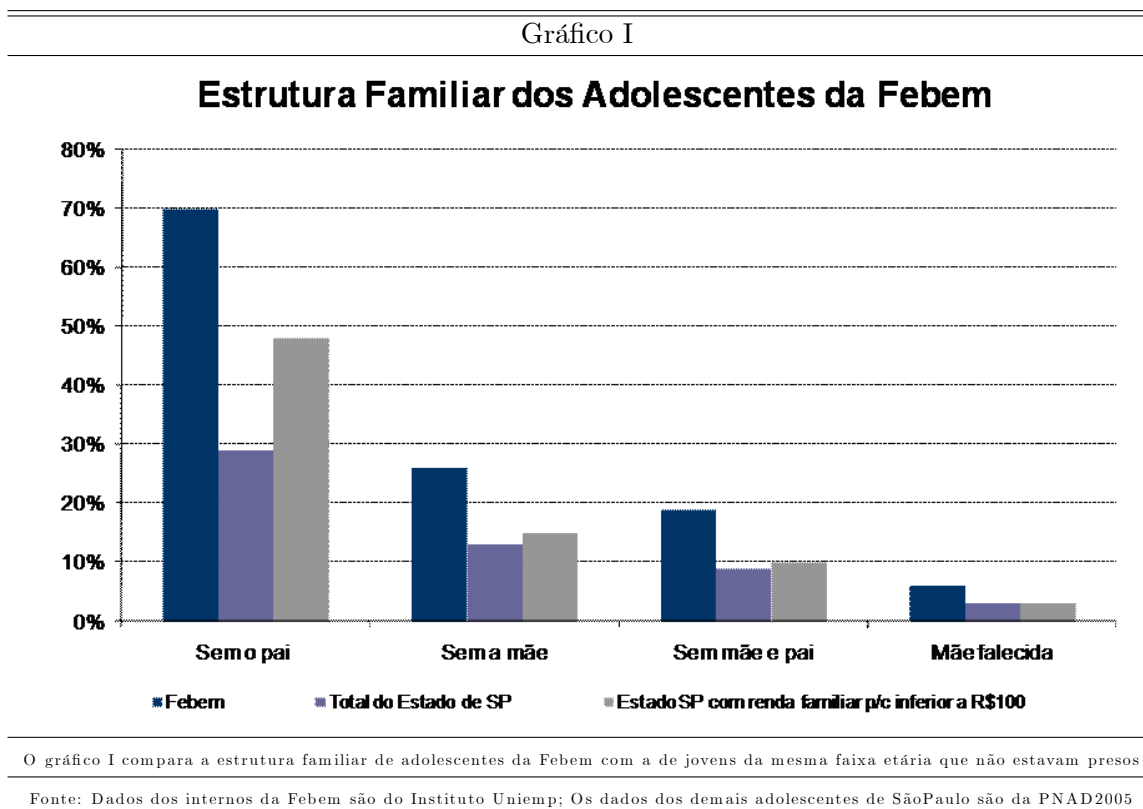
2.3 Porcentagem de crianças de 5 -15 anos criadas em famílias monoparentais

Existem diversas evidências de que crianças criadas por apenas um dos pais têm uma probabilidade maior de se envolver em atividades criminosas. Beck (1993) pesquisou os presos americanos em 1991 e verificou que 14 por cento deles cresceram sem nenhum dos pais presentes e que 43 por cento deles cresceram com apenas um dos pais presente. Na população americana essas proporções eram de apenas 3 e 24 por cento, respectivamente. Comanor e Phillips (2002) concluem que a ausência do pai é o fator mais relevante para determinar a probabilidade de envolvimento em crimes violentos para homens (gênero mais envolvido em atividades criminosas). Segundo os autores, essa variável é muito mais importante que a renda da família ou a educação da mãe. A ausência do pai também influencia a probabilidade de um indivíduo cometer um crime contra o patrimônio, mas, neste caso, ela não é a variável mais importante. Os artigos de psicologia defendem que a saída do pai de casa leva a criança a ter um trauma causado pelo sentimento de abandono que a torna mais suscetível a cometer crimes violentos. Rasanen (1999) e Conseur, Rivara, Barnoski e Emanuel (1997), que investigam a relação da variável porcentagem de crianças nascidas de mães adolescentes com criminalidade, também mostram que crianças criadas sem a mãe ou sem o pai têm maior probabilidade de cometer crimes, mesmo controlando por renda e educação dos pais.

2.3.1 Evidência com dados brasileiros

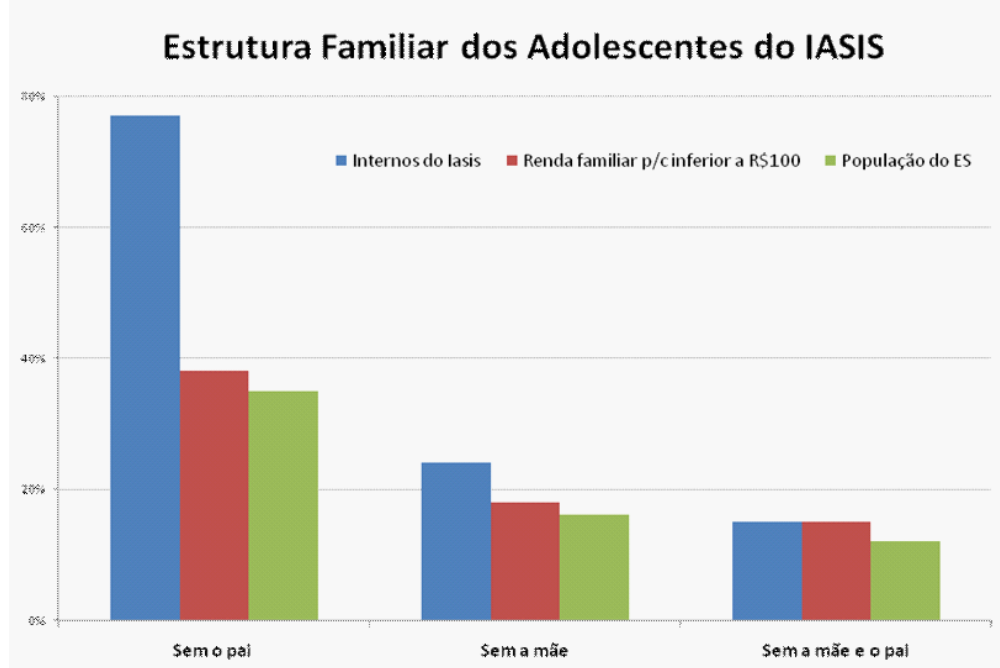
Podemos ver evidências similares no Brasil analisando dados de 1190 entrevistas de internos da Febem, retirados de uma pesquisa realizada em março de 2006 pelo Instituto Uniemp. Contrastamos essas informações com os dados de adolescentes que viviam no

estado de São Paulo, usando a PNAD de 2005. A comparação é feita com jovens da mesma faixa etária 14 a 18 anos. O gráfico I apresenta esta comparação.



O gráfico I mostra que os internos da Febem apresentavam um padrão familiar bem diferente da população de São Paulo. Enquanto 67% dos adolescentes paulistas moram com o pai e mãe no mesmo domicílio, apenas 23% dos internos da Febem viviam juntos de seus pais. Mesmo se compararmos com adolescentes com renda familiar per capita inferior a R\$100, a fração de adolescentes que viviam com o pai e com a mãe é duas vezes maior nesta classe de renda do que entre os adolescentes da Febem (46% contra 23%). Aproximadamente 70% dos adolescentes da Febem eram criados sem o pai presente. Essa fração é de menos de 30% entre os adolescentes do estado de São Paulo e de aproximadamente 48% entre os adolescentes com renda familiar *per capita* inferior a R\$100.

Gráfico II



O gráfico II compara a estrutura familiar de adolescentes do IASIS com a de jovens da mesma faixa etária que não estavam presos

Fonte: Dados dos internos do IASIS; Os dados dos demais adolescentes do Espírito Santo são da PNAD2005

Retpetimos a análise para adolescentes internos do Instituto de Atendimento Sócio-Educativo do Espírito Santo (IASIS). O gráfico II mostra que os internos do IASIS apresentavam um padrão familiar bem diferente da população do Espírito Santo. Aproximadamente 77% dos internos foram criados sem o pai em casa. Entre os adolescentes capixabas menos de 40% eram criados sem o pai. Mesmo se compararmos com adolescentes com renda familiar per capita inferior a R\$100, a fração de adolescentes que viviam sem o pai era inferior a 40%.

No entanto, assim como acontece para a porcentagem de crianças nascidas de mães adolescentes, próxima variável a ser apresentada, todas as evidências são no nível individual.

2.4 Porcentagem de crianças de 5 -15 anos que nasceram de uma mãe adolescente

Existem dois grupos de artigos mostrando que crianças nascidas de mães adolescentes possuem maior propensão a cometer crimes. O primeiro grupo apresenta uma evidência direta: Rasanen (1999) e Comanor e Phillips (1999) mostram que a probabilidade de se cometer um crime violento é maior para filhos de mães adolescentes. Assim como

ocorre para crianças criadas em famílias monoparentais, esse efeito é mais importante para crimes violentos.

Além disso, existem algumas evidências indiretas. Alguns artigos mostram que uma gravidez na adolescência tem maior probabilidade de ser uma gravidez indesejada, já que em geral as pessoas se programam para ter filhos quando possuem uma situação financeira razoavelmente estável. Levine (1996) fornece evidência de que ocorre mais gravidez indesejada na adolescência e que, por isso, esse é o grupo com maior chance de buscar um aborto. Este fato associado à evidência de que o filho de uma gravidez indesejada tem uma probabilidade maior de cometer um crime violento em sua vida (Dagg (1991)), gera uma evidência indireta que filhos de mães adolescentes devem ter maior propensão a cometer crimes.

2.5 População total do município

Essa variável foi incluída para testar se por alguma razão os criminosos tendem a se aglomerar em cidades grandes. Isso deve ocorrer por duas razões: primeiro, o maior anonimato das cidades grandes torna mais fácil para o criminoso se esconder, quando procurado pela polícia. Além disso, em cidades maiores devem ocorrer economias de redes, por haver um mercado mais desenvolvido para itens roubados, o que torna os frutos de roubo itens com maior liquidez. Também deve ser mais fácil para os criminosos adquirirem equipamentos para as suas atividades, pois em cidades maiores o mercado de armas e explosivos deve ser mais desenvolvido.

2.6 Polícia

Incluimos o efetivo da polícia militar por habitante como variável explicativa do modelo. Acreditamos que essa variável seja endógena, tendo em vista que, em cidades com maior criminalidade, a produtividade marginal da polícia deve ser mais elevada (Levitt (1997)). Dessa forma, cidades com taxas de criminalidades crescentes devem apresentar crescimento de seus efetivos policiais, mesmo que a polícia reduza a criminalidade. Os habitantes da cidade devem aumentar a demanda por efetivo policial em momentos em que a criminalidade seja mais elevada, o que aumenta a propensão dos governantes a aumentar o efetivo policial.

Desde o trabalho seminal de Becker (1968), diversos artigos tentaram mensurar o efeito causal da polícia sobre as taxas de criminalidade. Em virtude da simultaneidade dessas duas variáveis, os estudos que não lidam esse problema reportam efeito positivo ou nenhum efeito da polícia sobre a criminalidade (Cameron (1988)). A estratégia de identificação mais semelhante a que usaremos neste artigo é a metodologia utilizada por Levitt (1996), que utiliza os anos de eleição para governador e prefeito como fonte de variação exógena para a alocação de policiais. Infelizmente, esse artigo possuía um erro de programação e um erro de classificação. Por isso, seus principais resultados não eram válidos.

Usaremos uma especificidade institucional brasileira para identificar o efeito de polícia sobre a criminalidade: no Brasil, o efetivo policial de cada cidade é escolhido pelo governo estadual e não pela prefeitura. Assim, é possível que fatores políticos ligados à relação do governo estadual com o município influenciem a decisão de alocação espacial da polícia. Testaremos os seguintes instrumentos: proximidade política entre o prefeito e o governador, votação recebida pelo governador naquele município nas últimas eleições e transferências voluntárias do estado para os municípios.

Imaginamos que o governador tende a favorecer os prefeitos mais próximos. Assim, utilizamos uma variável que indica se o prefeito pertence um dos partidos da coligação do governador. Além disso, consideramos que as transferências voluntárias do estado para o município sejam outro bom indicador da proximidade do prefeito com o governador. Caso o governador beneficie os prefeitos mais próximos com mais polícia, estes serão bons instrumentos.

Conjecturamos também outra forma de alocação política do efetivo policial: o governador pode beneficiar as cidades onde ele possui uma base eleitoral mais sólida. Usamos como *proxy* para base eleitoral a votação percentual recebida pelo governador em cada município nas últimas eleições.

3 Dados

Os dados utilizados nas principais estimações são de 643 dos 645 municípios paulistas. Os municípios de Canas e Barra do Chapéu foram excluídos da amostra porque não dispunham de dados de criminalidade para o período de 1999 a 2001, já que nesse período ainda não havia unidades policiais nessas localidades. A escolha do período e da região foi dirigida pela disponibilidade de dados: São Paulo é o único estado brasileiro que divulga dados de criminalidade por município. A escolha do ano 2000 como período central da nossa análise ocorreu porque muitos dos dados tiveram que ser retirados do censo 2000. Os dados de criminalidades são da Secretaria de Segurança do Estado de São Paulo⁹.

A porcentagem de crianças nascidas de mãe adolescentes e a de crianças de 5 a 15 anos criadas em famílias monoparentais foram calculadas a partir dos dados da amostra do Censo 1991. A porcentagem de mães adolescentes é a fração das crianças nascidas em 1991 que eram filhas de mulheres com a idade igual ou inferior a 19 anos. Para descobrir a idade que a mãe possuía quando o filho nasceu, subtraímos a idade do filho da idade da mãe nos dados do Censo. Consideramos que uma criança era criada em família monoparental caso ela não vivesse com mãe e pai ou com a mãe e o companheiro da mãe ou com o pai e a companheira do pai. Ou seja, crianças que moravam com os dois pais ou com a mãe e o padrasto ou com o pai e a madrasta não foram consideradas pertencentes a famílias monoparentais. Por outro lado, crianças que moravam só com

⁹Esses dados podem ser encontrados em <http://www.seade.gov.br/produtos/imp/index.php>

a mãe ou só com o pai ou ainda com avós ou tios foram consideradas em famílias monoparentais.

O dado de educação utilizado é a educação média da população acima de 25 anos. Os dados de PIB, Gini, educação média, crescimento, urbanização, população total, fração de jovens, porcentagem de domicílios com água encanada, porcentagem de domicílios com coleta de lixo e porcentagem de crianças entre 5 e 6 anos fora da escola são dados do IPEA¹⁰.

Os dados de criminalidade usados nas regressões são a média da quantidade de crimes por cem mil habitantes ocorridos em cada um dos municípios nos anos de 1999 a 2001. A utilização dos dados em média nos permite analisar um dado mais estável, já que, como nossa amostra inclui alguns municípios pequenos, os dados anuais de criminalidade são bastante voláteis.¹¹

Algumas variáveis independentes são a média dos três anos e outras são simplesmente a variável no ano 2000. O critério foi por disponibilidade do dado e a volatilidade anual da variável. As variáveis Gini, taxa de urbanização, porcentagem de domicílios com água encanada e porcentagem de crianças de 5 a 6 anos na escola foram incluídas somente a observação do ano 2000. Essas variáveis não têm grandes modificações de um ano para o outro, o que torna desnecessário usar a média trienal. Para as demais variáveis, são utilizadas as médias de três anos. A taxa de crescimento utilizada nas regressões é a taxa de crescimento do PIB per capita municipal, acumulada entre 1999 a 2001. Os dados eleitorais são dados oficiais do Tribunal Superior Eleitoral (TSE).

Os dados de criminalidade geralmente sofrem de erro de medida, mas, no caso das taxas de homicídios, principal variável dependente deste artigo, esse problema é menos intenso. O número de homicídios deve ser bem medido tendo em vista que um cadáver (*output* de todos os homicídios) gera obrigatoriamente uma ocorrência de policial de homicídio. Entretanto, os resultados das regressões que utilizam crimes contra o patrimônio como variável dependente são bem menos confiáveis, tendo em vista que as ocorrências de roubos e furtos apresentam um grande erro de medida, como discutido em Soares (2003).

4 Metodologia

Para testarmos a possibilidade de as variáveis demográficas afetarem a criminalidade dos municípios, estimaremos três regressões para cada forma de crime analisado. As três são estimadas usando mínimos quadrados. Veremos como variam os coeficientes e ajustamento das regressões quando incluímos cada grupo de variáveis. As regressões estimadas são as seguintes:

¹⁰Esses dados podem ser encontrados em www.ipeadata.gov.br.

¹¹Também estimamos nossas regressões retirando os municípios com menos de 4.000 habitantes. Veremos que os resultados praticamente não se alteram.

$$Crim_i = \beta_0 + \beta_1 gini_i + \beta_2 urb_i + \beta_3 PIB_i + \beta_4 cre_i + \beta_5 educ_i + \beta_6 pop_i + \beta_7 pre_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\begin{aligned} Crim_i = & \beta_0 + \beta_1 gini_i + \beta_2 urb_i + \beta_3 PIB_i + \beta_4 cre_i + \beta_5 educ_i + \beta_6 pop_i \\ & + \beta_7 pre_i + \beta_8 pres_i + \beta_9 jov_i + \beta_{10} fav_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} Crim_i = & \beta_0 + \beta_1 gini_i + \beta_2 urb_i + \beta_3 PIB_i + \beta_4 cre_i + \beta_5 educ_i + \beta_6 pop_i + \beta_7 pre_i + \\ & \beta_8 pres_i + \beta_9 jov_i + \beta_{10} fav_i + \beta_{11} fec_i + \beta_{12} ado_i + \beta_{13} sem_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

A regressão I é a formulação clássica, reproduz a formulação mais simples usada por Soares (2003) e é muito parecida com a usada por Ehrlich (1973) no seu artigo clássico, com a diferença de que não incluímos o número de policiais por cem mil habitantes. Isso porque o número de policiais tem um problema de endogenidade bem conhecido: se, por um lado, mais policiais tendem a aumentar a probabilidade de prisão e por isso causam uma redução na criminalidade, por outro, os lugares com alta criminalidade tendem a demandar mais policiais¹². Na seção VII incluiremos essa variável, utilizando instrumentos para lidar com o problema.

Na regressão I *urb* é o logaritmo do grau de urbanização do município *i* no ano de 2000, *PIB* é o logaritmo da renda per capita média do município *i* entre os anos 1999 a 2001 e *cre* é a taxa de crescimento acumulado entre 1999 e 2001 do produto per capita do município *i*. Ainda na primeira equação, *gini* é o logaritmo do índice de Gini do município *i*, *educ* é o logaritmo da média de escolaridade da população com mais de 15 anos, e *pre* é a porcentagem de crianças entre 4 e 6 anos fora da escola, todos referentes ao ano de 2000. A variável *pop* é o logaritmo da média da população total do município *i* entre os anos 1999 e 2001.

A regressão II adiciona três variáveis à regressão I relativas a características do município *i*: *pres*, que é uma medida da presença do Estado, *jov*, que é a porcentagem de homens entre 15 e 25 anos e *fav*, que é a fração de domicílios subnormais (nome que o IBGE usa para se referir às favelas). Para medir presença do estado, utilizamos a porcentagem de domicílios com água encanada e a fração de residências com coleta lixo, usando sempre dados referentes a 2000. A variável *pres* é a soma dessas duas porcentagens, ou seja, quanto maior a variável *pres*, maior a presença do estado naquele município. Note que, dessa forma, o valor do coeficiente β_8 não tem interpretação

¹²O tema é bem discutido em Levitt (1997), onde o autor usa a variação exógena ocorrida em decorrência de ciclos eleitorais como um possível instrumento para o número de policiais. Entretanto, havia um erro no artigo que invalidava seus resultados.

clara. Apenas o sinal desse coeficiente nos interessa: um β_8 negativo (positivo) significa que, quanto maior a presença do Estado num determinado município, menor (maior) a criminalidade.

Na regressão III, *fec* é a taxa de fecundidade total em 1980. O sentido de incluir essa variável foi bastante discutido na seção anterior. Incluímos *fec* e *jov* conjuntamente para testarmos se a fecundidade 1980 tem algum efeito sobre a criminalidade de 2000 que não seja apenas porque a fecundidade de 1980 influencia a fração de pessoas entre 15 e 25 anos em 2000. Não existe perfeita multicolineariedade entre essas variáveis porque a fração de jovens em um determinado ano depende também das taxas de mortalidade e das migrações que ocorram no município. Logo, a taxa de fecundidade de um ano não pode determinar completamente a fração de jovens. A tabela II mostra a correlação entre fecundidade e fração de jovens.

A variável *ado* é a porcentagem de crianças de mães adolescentes em 1991 no município *i* e *sem* é a porcentagem de crianças de 5 a 15 anos criadas em famílias monomarentais em 1991 no município.

A regressão I reproduz a abordagem tradicional introduzida por Ehrlich (1973); a segunda regressão tenta captar o efeito da proporção de jovens, da presença do Estado e da favelização; finalmente, a regressão III inclui as variáveis demográficas que acreditamos que estejam associadas à propensão de um indivíduo a cometer crime. A idéia por trás de fazer três regressões, adicionando um grupo de variáveis explicativas em cada passo, é analisar se a inserção desses fatores gera um aumento de poder explicativo do modelo. Além disso, essa metodologia nos permitirá avaliar se, em cada passo, ocorrem mudanças nos coeficientes estimados das variáveis do modelo tradicional, derivadas da eliminação de um possível viés de variável omitida.

4.1 Polícia

Em certas formulações, também usaremos como variável explicativa o número de policiais militares por habitante. Em todas as formulações, consideraremos a simultaneidade na determinação das variáveis *Crim* e *Polícia*. Suporemos que a relação entre polícia e criminalidade pode ser sumarizada pelas seguintes equações:

$$Crim_i = \beta_0 + \beta X_i + \gamma Demográficas_{it-1} + \alpha Polícia_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$Polícia_i = \delta_0 + \delta Z_i + \phi(Variáveis\ Eleitorais)_i + \theta Crim_i + u_i \quad (5)$$

Em que: *Crim_i* é a taxa de criminalidade da cidade *i*; *X_i* são as variáveis explicativas da equação (2); *Demográficas_{it-1}* são as variáveis da equação (3) que não estão na equação (2); *Polícia_i* é o número de policiais por habitante da cidade *i*; *Z_i* é uma matriz de variáveis que impacta o número de policiais por habitantes e *Variáveis Eleitorais_i* são a votação do governador nas últimas eleições, as transferências voluntárias do estado para o município como fração do PIB do município e uma *dummy* igual um caso o

prefeito seja de um partido da coligação que elegeu o governador. ε_i e u_i são distúrbios aleatórios.

Nossa estratégia de identificação supõe duas hipóteses:

- (1) $\phi \neq 0$
- (2) $E[(VariáveisEleitorais)_i \cdot \varepsilon_i] = 0$.

O teste da primeira hipótese é apresentado na tabela III no anexo, onde mostramos os resultados estimados no primeiro estágio do modelo. Por concisão apresentamos apenas os determinantes mais relevantes do efetivo policial. As variáveis usadas no primeiro estágio são as mesmas do segundo estágio, com a única diferença que no primeiro estágio é incluído um conjunto de instrumentos. As regressões estimadas são variações da seguinte equação:

$$Polícia_i = \sigma_0 + \sigma_1 X_i + \sigma_2 (Variáveis Eleitorais)_i + e_i$$

Podemos notar que os coeficientes associados a transferências voluntárias e votação do governador são significativos, indicando que essas variáveis atendem à hipótese (1). As duas variáveis estão positivamente associadas ao tamanho do efetivo policial. O coeficiente associado ao partido do prefeito é positivo, mas insignificante. Não utilizamos o partido do prefeito como instrumento para reduzir o potencial viés de utilizar um instrumento fraco.

A segunda hipótese não é diretamente testável. Entretanto, é difícil argumentar que as variáveis eleitorais influenciem diretamente a criminalidade. O que poderia ocorrer é a relação inversa, ou seja, a votação dos candidatos pode ser influenciada pela criminalidade da região. Caso a criminalidade seja uma variável relevante para determinar a votação de um determinado grupo político, nosso instrumento será inválido¹³. Por exemplo, se os eleitores de cidades muito violentas preferem votar em candidatos de direita (ou de esquerda), as escolhas eleitorais de uma cidade seriam determinadas em parte pela criminalidade, o que impediria o uso dessas variáveis como instrumento. Este problema é amplificado porque ocorreu a reeleição do governador do estado de São Paulo em 1998. É provável que a votação do governador tenha sido influenciada pela evolução recente da criminalidade. Assim, a restrição de exclusão pode não ser válida para este conjunto de instrumentos.

É interessante notar que a fração de crianças criadas em famílias monoparentais em 1991 é positivamente relacionada com o efetivo policial¹⁴. Esse resultado poderia ser explicado da seguinte forma: a fração de crianças criadas em famílias monoparentais de uma cidade afeta positivamente as taxas de criminalidade desta cidade, e a criminalidade mais alta faz com que o governo estadual aumente o efetivo policial da cidade.

¹³O objetivo desse artigo não é avaliar o efeito do efetivo policial sobre a criminalidade. Dessa forma, não iremos avaliar rigorosamente os possíveis problemas desta estimação.

¹⁴As demais variáveis demográficas não são significantes nesta regressão.

Assim, parece existir uma relação em forma reduzida entre este fator demográfico e o efetivo policial.

5 Resultados

5.1 Crime contra o patrimônio

Crimes contra o patrimônio são aqueles com clara motivação financeira, ou seja, aqueles em que fica claro que o criminoso está recebendo uma recompensa financeira por seu delito. Esperamos que os fatores econômicos sejam altamente relevantes como determinantes das diversas formas de crimes contra o patrimônio e que, por isso, expliquem uma grande parte da variação desses dados; fatores demográficos que modificam a propensão dos indivíduos a cometer crimes devem ser menos importantes.

Nessa seção, faremos as três regressões apresentadas na seção de metodologia. Como visto acima, a primeira regressão conta apenas com os fatores econômicos tradicionais como regressores. Os resultados são apresentados na tabela IV. A maioria dos coeficientes estimados têm seus sinais esperados pela teoria, e que já foram obtidos anteriormente em outros artigos dessa literatura. Os coeficientes de Gini e de grau de urbanização são positivos; o coeficiente de crescimento tem sinal negativo e não significativo, e o efeito de PIB é positivo e significativo. O único coeficiente que não tem o sinal esperado¹⁵ pela teoria é o de educação, que tem um coeficiente positivo, mas não significativo.

Podemos ver nessa formulação inicial que boa parte da variação entre municípios paulistas de crimes dessa natureza é explicada por fatores econômicos. Os coeficientes de determinação (R^2) da regressão I são maiores que 0,4 para todos os crimes contra o patrimônio analisados, exceto para fraudes e estelionatos, o que demonstra que boa parte da ocorrência desses crimes é bem descrita pelas variáveis econômicas.

A regressão III adiciona conjuntamente fração de jovens na população e taxa de fecundidade. Os coeficientes das duas variáveis são positivos. Entretanto, a taxa de fecundidade, defasada 20 anos não é significativa. Além disso, note que o coeficiente de porcentagem de jovens, que pode ser interpretado como a elasticidade de crime contra o patrimônio em relação à fração de jovens, é maior do que 1, número mais alto que os coeficientes estimados usando dados americanos. Provavelmente, isso ocorre porque, no Brasil, a punição para menores de 18 anos que cometem crimes são muito brandas. O Estatuto da Criança e do Adolescente não permite que nenhum menor de 18 anos seja condenado a mais de três anos de prisão integral. Já para maiores de 18 anos, a punição máxima é de 30 anos.

O interessante é notar que mesmo para crimes que tem clara motivação econômica as variáveis demográficas parecem ter um papel bem relevante, ainda que controlando

¹⁵Lochner (1999) mostra que pessoas com capital humano mais elevado tendem a ter um menor envolvimento em atividades criminais.

por fatores econômicos. Veremos na próxima seção que, quando tratamos de crimes violentos, as variáveis demográficas são ainda mais importantes. Apesar de o resultado da próxima seção ser mais contundente e provavelmente mais relevante, o resultado dessa seção é mais surpreendente, já que em geral imaginamos que crimes contra o patrimônio podem ser completamente explicados por fatores econômicos. Os modelos clássicos de Becker-Ehrlich, por exemplo, assumem que a decisão de cometer um crime contra o patrimônio é uma decisão puramente racional.

Os resultados das regressões que utilizam crimes contra o patrimônio como variável dependente são menos confiáveis, tendo em vista que as ocorrências de roubos e furtos apresentam importante erro de medida, como discutido em Soares (2003). O autor mostra que número de registros de ocorrência de crimes contra o patrimônio é uma medida imperfeita do número real de crimes contra o patrimônio, e que esse erro de medida é correlacionado com as condições econômicas e sociais da região: pessoas de áreas mais pobres costumam registrar menos esses crimes que aquelas de regiões mais ricas, tudo mais constante. Assim, devemos ter cautela ao interpretar os resultados dessa regressão. Nas próximas seções, utilizaremos dados de homicídios, que possuem um erro de medida menor.

5.2 Homicídios

É muito mais difícil usar a teoria econômica para analisar crimes violentos, exatamente porque não compreendemos muito bem a motivação desse tipo de crime. Esse artigo não irá procurar entender as motivações de crimes violentos; iremos apenas mostrar que certos fatores associados à concepção e criação de uma criança aumentam a predisposição de indivíduos a cometer esses crimes.

Veremos que a formulação tradicional baseado no modelo Becker-Ehrlich não consegue explicar satisfatoriamente a incidência de crimes violentos. As variáveis demográficas, por outro lado, se mostram bastante relevantes. Os resultados a seguir mostram evidências de que, para explicar a incidência de crimes violentos, é mais importante a propensão dos indivíduos a cometer esse tipo de crime que o ambiente econômico em que eles estão inseridos.

Os resultados são apresentados na tabela V. A regressão I usa a formulação tradicional para explicar os casos de homicídios dos municípios de São Paulo. O total da variação das taxas de homicídios explicado pela regressão I é de apenas 17%. As variáveis urbanização, pré-escola (proporção das crianças de 4 a 6 anos fora da escola) e Gini são as únicas significantes a 5%. Os coeficientes dessas três variáveis são positivos, de acordo com esperado teoricamente.

A regressão II inclui presença do Estado, grau de favelização e porcentagem de jovens. As três são significantes, com os sinais esperados pela teoria. Presença do Estado e grau de favelização são negativamente relacionados com a taxa de homicídios, indicando que em municípios onde o estado está mais presente ocorrem menos crimes violentos.

A regressão III adiciona conjuntamente fração de jovens na população e taxa de fecundidade. Os coeficientes das duas variáveis são positivos e significantes, indicando que a taxa de fecundidade, defasada 20 anos, impacta a taxa de homicídios não apenas através do seu efeito sobre a proporção de jovens. Ou seja, é possível uma maior taxa de fecundidade, além de aumentar a fração de jovens 20 anos depois, aumente também a propensão desses jovens a cometer homicídios.

Quando, na regressão III, incluímos todas as variáveis demográficas, Gini deixa de ser significativo. De fato, o ambiente econômico parece pouco importante quando tratamos de crimes violentos¹⁶. A presença do Estado permanece com coeficiente negativo, indicando que, em lugares onde o Estado é mais presente, ocorrem menos crimes violentos. O coeficiente de população total permanece não significativo.

Nenhuma das variáveis econômicas é estatisticamente significativa a 5%, o que reforça o argumento de que o modelo tradicional explica pouco a ocorrência de crimes violentos. Os resultados indicam também que os fatores demográficos são determinantes importantes desse tipo de crime: as variáveis demográficas incluídas nas regressões são todas significantes a 5% e com os sinais esperados.

6 Robustez

Nesta seção, vamos testar a robustez dos nossos principais resultados. Além disso, mostraremos que a interpretação dos resultados das seções anteriores também parece correta.

6.1 *Timing* correto

Em primeiro lugar, queremos verificar se as variáveis demográficas realmente têm um efeito defasado sobre a criminalidade. Para isso, incluímos nas regressões cada uma das variáveis demográficas contemporâneas e testamos se a variável que realmente influencia a criminalidade em 2000 é o fator demográfico em 1991 ou em 2000. Este teste é crucial para a interpretação que estamos fazendo do nosso resultado. Acreditamos que a percentagem, em 1991, de crianças entre 5 e 15 anos que vivem em famílias monoparentais e/ou que são filhos mães adolescentes influencia a taxa de criminalidade em 2000 porque essa condição familiar eleva a propensão do indivíduo a cometer crime e porque, em 2000, essas crianças estarão na faixa etária (15 a 25 anos) de mais alto envolvimento criminal. Assim, uma cidade com alto percentual de crianças com estas características em 1991 poderá ter uma maior taxa de criminalidade em 2000, uma vez

¹⁶ A baixa robustez do impacto estimado da desigualdade sobre crimes violentos vai de encontro à teoria da tensão. Merton (1938) defende que as pessoas mal sucedidas, ao verem o sucesso dos outros ao seu redor, tendem a sentir uma frustração crescente por sua situação e, assim, surge a tensão. Quanto maior a desigualdade, maior é a tensão e maior a propensão dos "low-status individuals" a cometer crimes.

que neste momento a cidade terá uma grande fração de jovens com elevada propensão a cometer crimes.

Se verificássemos que a percentagem de crianças entre 5 e 15 anos que vivem em famílias monoparentais e/ou que são filhos mães adolescentes em 2000 influencia a taxa de criminalidade em 2000, teríamos evidência contra a nossa tese, já que crianças entre 5 e 15 anos em geral não cometem crimes. Isso indicaria que os resultados encontrados nas seções anteriores de que fatores demográficos defasados impactam criminalidade devem na verdade ser fruto de alguma correlação espúria entre essas variáveis.

Os resultados são apresentados na tabela VI para homicídios e na tabela VII para crimes contra o patrimônio. No caso de homicídios, podemos ver que nenhuma das variáveis contemporâneas é significativa. É importante também perceber que a inclusão dessas variáveis não afeta a significância das variáveis demográficas defasadas. Este resultado é coerente com a nossa tese.

O mesmo resultado não ocorre quando analisamos crimes contra o patrimônio. A variável porcentagem de crianças de 5 a 15 anos nascidas de uma mãe adolescente afeta de forma contemporânea a taxa de criminalidade. No entanto, é importante notar que essa não era uma variável relevante para crimes contra o patrimônio no modelo original (tabela IV, regressão III). Além disso, a variável crianças criadas em famílias monoparentais continua afetando de forma defasada a taxa de crimes contra patrimônio.

Uma vez que mostramos que as variáveis demográficas têm um efeito defasado sobre a criminalidade, surge uma nova pergunta: as variáveis demográficas poderiam ser apenas um *proxy* para uma determinada condição social no passado, e esta condição ser o fator que realmente afeta o crime? As variáveis demográficas defasadas, por exemplo, poderiam ser muito correlacionadas com desagregação social ou problemas econômicos de anos anteriores, e essas variáveis poderiam ter um efeito causal sobre a criminalidade. Assim, a correlação entre crimes e demografia defasada poderia surgir em consequência da demografia ser uma boa *proxy* para alguma variável que afeta de forma defasada a criminalidade.

Incluímos diversas variáveis sociais e econômicas defasadas na regressão de criminalidade, com o objetivo de testar esta possibilidade. Os resultados são apresentados na tabela VIII para homicídios e na tabela VIII para roubos e furtos (as duas tabelas são apresentadas no apêndice). Podemos ver que nenhuma dessas variáveis defasadas é significativa. Esse resultado se verifica tanto para crimes contra o patrimônio quanto para homicídios. Além disso, a inclusão dessas variáveis não afeta a significância das variáveis demográficas.

6.2 Efetivo Policial

Nesta seção incluímos a variável efetivo policial em nossa equação básica (equação 3). Este é um importante determinante da criminalidade (já que afeta a probabilidade de apreensão dos criminosos) que foi negligenciado nas seções anteriores. O efetivo policial é claramente correlacionado com o erro da equação 3.

A estratégia de identificação para lidar com esse problema é utilizar variáveis políticas como instrumentos para a polícia. Usaremos uma especificidade institucional brasileira para identificar o efeito da polícia sobre a criminalidade: no Brasil, o efetivo policial de cada cidade é escolhido pelo governo estadual e não pela prefeitura. Assim, é possível que fatores políticos ligados à relação do governo estadual com o município influenciem a decisão de alocação espacial da polícia. Usaremos os seguintes instrumentos: proximidade política entre o prefeito e o governador e votação recebida pelo governador naquele município nas últimas eleições.

Pensamos em duas variáveis que podem ser tidas como *proxies* da proximidade política entre o prefeito e o governador: uma *dummy* que indica se o prefeito pertence um dos partidos da coligação do governador e as transferências voluntárias do estado para o município. Os resultados da tabela III mostram que a primeira variável (*dummy* que indica se o prefeito pertence um dos partidos da coligação do governador) não é relevante para explicar a alocação do efetivo policial. Por isso, utilizamos apenas as transferências voluntárias do estado para o município como instrumento. Esta variável está positivamente associada com o tamanho do efetivo policial da cidade. Além disso, vemos também na tabela III que a votação recebida pelo governador naquele município nas últimas eleições se relaciona positivamente e de forma estatisticamente significativa com efetivo policial. O sinal dessa relação é o esperado, já que é provável que o governador favoreça suas bases eleitorais, aumentando o efetivo policial dos municípios em que ele foi bem votado.

Os resultados são apresentados nas tabelas XI e XII. Podemos ver que o efetivo policial tem coeficiente positivo quando estimamos uma regressão OLS. Esse é um resultado padrão na literatura. Todavia, o coeficiente muda de sinal e torna-se negativo e significativo quando estimamos a regressão por mínimos quadrados dois estágios, incluindo os instrumentos políticos. Assim, os instrumentos políticos utilizados aparentemente nos ajudam a encontrar o sinal teórico do efeito do efetivo policial sobre a criminalidade. A elasticidade da polícia sobre os homicídios é maior para homicídios do que para crimes contra o patrimônio. Este resultado é similar ao encontrado por Levitt (1997).

O mais interessante para os objetivos deste artigo é notar que inclusão desta variável praticamente não altera a significância das variáveis demográficas. Apenas o coeficiente associado à fração de filhos de mães adolescentes deixa ser significativo a 5% para explicar a taxa de homicídios. Entretanto, a variável permanece significativa a 10% e o coeficiente permanece positivo e sua estimativa pontual permanece praticamente inalterada. Os coeficientes das demais variáveis não sofrem nenhuma alteração relevante em suas estatísticas. Em especial, o coeficiente da variável fração de crianças criadas em famílias monoparentais permanece positivo e significativo a 5% tanto para homicídios quanto para roubos e furtos e sua estimativa pontual não se altera com a inclusão desta variável.

7 Efeitos fixos dos municípios de São Paulo

Nesta seção repetiremos a análise dos determinantes da taxa de homicídios similar a apresentada nas últimas seções, usando dados em painel dos municípios do estado de São Paulo entre 1997 e 2007.

7.1 Dados

Os dados utilizados nesta seção são um painel dos 645 municípios de São Paulo no período de 1997 a 2007. Os dados de homicídios, efetivo policial, encarceramento, armas apreendidas e tráfico de drogas são dados oficiais da Secretaria de Segurança de São Paulo.

Os dados de demográficos e sociais são da fundação SEADE, do IPEA e dos Censos Demográficos de 2000 e 1991. Os dados do mercado de trabalho são do CAGED e Rais.

7.2 Estimação

Como os fatores demográficos que estamos interessados possuem baixa variabilidade temporal, analisaremos exclusivamente o efeito fixo da regressão. Estimamos um painel com efeitos fixos com os dados dos municípios paulistas entre 1997 e 2007. A equação básica usada para estimar o efeito fixo pode ser sumarizada da seguinte forma:

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Em que: Y_{it} é a taxa de homicídios da cidade i no período t ; X_{it} é a matriz de variáveis explicativas que inclui dados de eficiência policial, variáveis socioeconômicas, apreensões de armas e variáveis demográficas; δ_i é o efeito fixo não observável específico da cidade i , e λ_t é um fator não observável específico do período t .

A metodologia e os dados utilizados para estimar a equação 6 são explicados detalhadamente em Hartung e Pessoa (2009)¹⁷. Recuperamos da seguinte forma os efeitos fixos da equação 6 utilizando os resultados da regressão:

$$\sum_{t=1}^T Y_{it} - \sum_{t=1}^T \beta^* X_{it} - \sum_{t=1}^T \lambda_t^* - \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} = \delta_i^*$$

Em que: β^* e λ_t^* são os coeficientes estimados usando a equação 6;

Em seguida, regredimos o efeito fixo em alguns potenciais determinantes das taxas de homicídios com baixa variação temporal. Assim, entenderemos os determinantes da

¹⁷Capítulo 2 desta tese.

parte do efeito fixo que é determinada por variáveis observáveis com baixa variação temporal. A regressão estimada é a seguinte:

$$\delta_i^* = \gamma Z_i + u_i \quad (7)$$

Em que: δ_i^* é o efeito fixo estimado usando a equação 6; Z_i são variáveis observáveis (entre elas os fatores demográficos) com baixa variação temporal que influenciam a taxa de homicídios.

7.3 Resultados

Os resultados são apresentados detalhadamente tabela XIV. Podemos notar na equações 1 que tanto fração de crianças criadas em famílias monoparentais quanto fração de filhos de mães adolescentes são significantes para explicar a variação *cross section* do efeito fixo. Educação média, população da cidade e porcentagem de domicílios subnormais também são significantes. Sendo que população e domicílios subnormais têm efeito positivo, e a educação média tem efeito negativo.

Esses fatores conjuntamente explicam mais de 40% da variação *cross section* (equações 1 e 3) do efeito fixo. Além disso, o R^2 aumenta significativamente com a inclusão das variáveis demográficas. Isso pode ser visto analisando as diferenças entre a equação 1 e a equação 2, quando retiramos a variável filhos de famílias monoparentais o R^2 cai de 0.43 para 0.27. A variável filhos de famílias monoparentais é ainda mais relevantes quando utilizamos mínimos quadrados ponderado (regressão 3), considerando pesos proporcionais ao tamanho da cidade. É Interessante notar que (mais uma vez) quando incluímos a fração de filhos de mães solteiras, desigualdade da renda (gini) deixa de ser significativa. Analisando a regressão 3 vemos que, quando consideramos pesos amostrais, a variável fração de crianças nascidas de mães adolescentes deixa de ser estatisticamente significativa.

8 Painel dos estados brasileiros

Nesta seção, repetiremos a análise dos determinantes da taxa de homicídios usando dados dos 27 estados brasileiros. Apesar de ser uma base de dados com um menor número de observações onde trabalharemos com menos graus de liberdade, essa base nos permite fazer estimações com dados em painel. Os dados em painel nos permitem superar alguns problemas da estimação dos determinantes da criminalidade com dados em cross-section. Combinando as variações da série de tempo com as variações cross-section entre os estados podemos ver como as diferentes variações das variáveis demográficas defasadas afetam a variações das taxas de homicídios correntes de cada

estado. Poderemos testar se a correlação entre dados demográficos defasados e a criminalidade contemporânea ocorre como consequência de fatores específicos das regiões (não observáveis) que são fixos no tempo, ou de algum fator específico do período (não observável) analisado.

8.1 Dados

Os dados usados nesta seção são dos 27 estados brasileiros em 1980, 1991 e 2000. Os dados são decenais de tal forma que todas as observações são de anos em que ocorreram os censos demográficos. As observações de Goiás e Tocantins em 1980 foram excluídas porque o estado de Tocantins foi criado a partir do estado de Goiás em 1988. Assim, não conseguimos diferenciar esses dois estados antes de 1988. Dessa forma, usaremos um painel não balanceado com 79 observações.

Os dados de homicídios são de causas de morte extraídos do Sistema de Informação do Ministério da Saúde (SIM/DATASUS). Dado que todos os cadáveres possuem de uma certidão de óbito que descreve a causa da morte, essa variável deve ter um erro de medida baixo, o que é raro em artigos que utilizam dados de criminalidade de países latino-americanos.

Os dados demográficos, econômicos e sociais são calculados a partir dos microdados da amostra dos censos demográficos de 1970, 1980, 1991 e 2000. Os dados de PIB são do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

8.2 Estimação

A regressão a ser estimada é semelhante a da seção 3, com a diferença de que agora os dados estão estruturados em painel. Isso nos permite identificar de forma mais apropriada o efeito das variáveis demográficas sobre a criminalidade. Incluímos na equação efeitos específicos não observáveis de cada região e efeitos específicos não observáveis de cada período. A regressão estimada pode ser escrita da seguinte forma:

$$\log(\text{hom}_{jt}) = \alpha + \beta X_{jt} + c_j + \gamma \text{Demografia}_{jt-1} + \delta_t + \varepsilon_{jt} \quad (8)$$

Em que: hom_{jt} - A taxa de homicídios do estado j no período t ; Demografia_{jt-1} - São as Variáveis Demográficas do estado j no período $t - 1$; X_{jt} - É uma matriz de covariadas; c_j - É o efeito fixo não observável específico do estado j ; δ_t - É o efeito não observável específico do período t ; ε_{jt} - É um distúrbio aleatório.

8.3 Resultados

A tabela XV¹⁸ apresenta os resultados das regressões. A variável taxa de fecundidade defasada é omitida desta tabela por concisão. A taxa de fecundidade não é significativa

¹⁸A variável taxa de fecundidade defasada é omitida desta tabela por concisão. A taxa de fecundidade não é significativa em nenhuma formulação.

em nenhuma formulação. Os resultados são qualitativamente bem parecidos com os resultados obtidos para os municípios do estado de São Paulo. As variáveis econômicas explicam pouco das variações das taxas de homicídios entre os estados brasileiros. Na primeira coluna da tabela XV, notamos que crescimento econômico e desigualdade da renda são as únicas variáveis econômicas relevantes para determinar as taxas de homicídios (com 5% de significância). Assim como na análise em cross-section, desigualdade deixa de ser significativa quando incluímos as defasagens das variáveis demográficas.

As variáveis demográficas continuam importantes determinantes da criminalidade. Entretanto, nesse caso, notamos um importante efeito cruzado com urbanização: as variáveis fração de famílias monoparentais e fração de crianças nascidas de mães adolescentes afetam a criminalidade mais intensamente em estados mais urbanizados.

Vale ressaltar que a interação é com a urbanização no período $t - 1$ com as variáveis demográficas no mesmo período. Isso significa que o impacto das variáveis demográficas são bem menores caso as crianças filhas de mães adolescentes ou criadas em famílias monoparentais sejam criadas numa região pouco urbanizada. Dessa forma, em regiões rurais o efeito das variáveis demográficas é bem mais baixo ou inexistente. Está completamente fora do escopo deste artigo justificar esta evidência. Um possível caminho para esta explicação pode estar na interação entre famílias desestruturadas com os valores das cidades grandes. Além disso, as cidades grandes possuem um mercado criminal mais bem estabelecido, dessa forma, fica mais fácil para pessoas com maior propensão a cometer crimes entrar neste mercado em regiões mais urbanizadas.

A tabela XVI apresentada no anexo mostra que as variáveis demográficas relevantes para a criminalidade são as defasadas, e não as contemporâneas. Dessa forma, documentamos uma clara antecedência das variáveis demográficas sobre a criminalidade, resultado equivalente ao encontrado para os municípios paulistas.

Assim, as variáveis demográficas defasadas permanecem relevantes controlando por: uma série de covariadas, efeitos específicos dos estados que são fixos no tempo e efeitos específicos de cada período. Dessa forma, os resultados da seção anterior não parecem ter sido gerados por nenhum fator não observável fixo no tempo, como por exemplo, fatores culturais. Também não parece que o resultado foi gerado por nenhum fator não observável específico do período analisado.

Esta regressão tem um grave problema relacionado ao baixo número de observações. O problema é que os estados brasileiros constituem um conjunto pequeno de regiões (27) e usamos um número pequeno de períodos de tempo (3). Isso ocorre porque precisamos de dados demográficos que só podem ser obtidos com precisão usando os censos demográficos. O baixo número de observações compromete a precisão de nossas estimativas. Todavia, o fato de as variáveis demográficas serem significantes mesmo quando usamos uma base de dados tão pequena indica que a relação entre a demografia defasada e a criminalidade é bem forte.

9 Conclusão

A literatura de crime já encontrou fortes evidências de que crianças nascidas de mães solteiras, criadas sem o pai ou nascidas de mães com baixa escolaridade têm maior probabilidade de se envolver em atividades criminosas, principalmente em crimes violentos. Este artigo mostra, além disso, que essas variáveis são capazes de afetar significativamente as taxas de criminalidade no nível agregado, e que elas afetam a criminalidade cerca de 20 anos depois. A defasagem pode ser explicada pelo fato de que, apenas após 15 anos, o filho de uma mãe solteira, por exemplo, entra na fase da vida de maior envolvimento criminal (dos 15 aos 24 anos). Esse resultado mostra mais uma evidência no sentido que crianças nascidas em lares com alguma destas características descritas acima têm maior propensão a cometer crimes. Além disso, fornecemos uma evidência de que a propensão a cometer crimes é um importante determinante da criminalidade, contrariando argumentos de que a criminalidade brasileira estaria associada somente à desigualdade e à pobreza do país¹⁹. Nossos resultados vão de encontro a essa tese: Gini e PIB se mostram pouco relevantes, quando controlamos pelas variáveis demográficas.

O efeito das variáveis demográficas sobre a criminalidade é robusto a inclusão de diversos controles socioeconômicos defasados e contemporâneos e ao uso de diferentes bases de dados. Em especial, a fração de crianças criadas em famílias monoparentais é significativa em todas as regressões apresentadas neste artigo. Mostramos também as variáveis demográficas relevantes são as defasadas. Uma vez controlado por fatores demográficos defasados, as variáveis demográficas contemporâneas não tem qualquer efeito sobre a criminalidade. Assim, o resultado não parece ser gerado por uma relação espúria entre demografia e criminalidade.

O mais interessante é que, quando tratamos de crimes violentos, as variáveis econômicas se mostram pouco relevante. Por outro lado, as variáveis demográficas são altamente significativas e positivamente correlacionadas com a criminalidade de 20 anos depois. Além disso, a regressão com as variáveis demográficas parecem explicar boa parte da variação cross-section de crimes violentos e homicídios. Desta forma, além de apresentarmos evidências que as variáveis demográficas têm um impacto significativo sobre a criminalidade, mostramos que essas variáveis aumentam consideravelmente nosso entendimento sobre a incidência de crimes violentos.

A mensagem ruim que esse resultado nos fornece, é que boa parte da criminalidade dos próximos anos já está predeterminada pelo que aconteceu na demografia brasileira dos últimos vinte e cinco anos. Além disso, políticas públicas que tentem modificar algum desses fatores demográficos só devem ter algum efeito sobre a criminalidade no momento em que as crianças entrarem na faixa etária de alto envolvimento criminal.

É possível fazer uma relação direta entre os resultados de Levitt (2001), e os resultados obtidos nesse artigo. Mostramos que a porcentagem de crianças criadas sem o pai, a porcentagem de filhos de mães adolescentes e taxa total de fecundidade em

¹⁹É claro que essas variáveis devem influenciar os fatores demográficos. Assim, deve haver um efeito indireto das variáveis econômicas sobre a criminalidade.

1980, afetam positivamente a criminalidade do ano 2000. Mas, todas essas variáveis são positivamente correlacionadas com a probabilidade de aborto²⁰, pois, mulheres que têm filhos em condições mais adversas têm uma chance maior de fazer um aborto. A legalização do aborto reduz a criminalidade, justamente porque diminui a fecundidade das mães com essas características, que teriam filhos com maior probabilidade de cometer crimes. Logo, nosso resultado pode ser tomado como uma evidência adicional, que a legalização do aborto reduz a criminalidade²¹.

Outro importante resultado do artigo é que a inclusão das variáveis demográficas numa regressão de criminalidade reduz a importância da desigualdade. Na maior parte de nossas regressões de crimes violentos, a desigualdade, medida pelo Gini, deixa de ser relevante quando incluímos as variáveis demográficas. Nesse sentido, é possível que os artigos que não consideram estas variáveis estejam superestimando o efeito da desigualdade sobre os homicídios, por um possível viés de omissão de variável.

References

- [1] Andrade, M. V. E., Lisboa, M. B. Desesperança de vida: homicídio em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo: 1981 a 1997. Desigualdade e pobreza no Brasil. Rio de Janeiro. IPEA, 2000
- [2] Barnoski, Robert, Amy Conser, Irvin Emanuel, Frederick Rivara. "Maternal and parinatal risk factors for later delinquency", *Pediatrics* Vol 99 No. 66 june1997, pp785-790.
- [3] Beck, Allen, et al., "Survey of State prison Inmates, 1991" Bureau of Justice Statistics Bulletin, NCJ 136949, Março 1993.
- [4] Becker, Gary, A Treatise on the family, University of Chicago Press, 1981.
- [5] Berquó e Cavenaghi S., "Mapeamento sócio-econômico e demográfico dos regimes de fecundidade no Brasil e sua variação entre 1991 e 2000". XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP, Caxambu-MG, 2004
- [6] Blumstein, A. Criminal careers and "career criminals". National Academy Press 1986
- [7] Cameron, Samuel. "The economics of crime deterrence: a survey of theory and evidence". *Kyklos*, vol. 41 (1988), 301-323.

²⁰Levine (1996) mostra que mães adolescentes e mães solteiras têm maior probabilidade de fazer um aborto. E Joyce (1987) mostra que nas cidades americanas com taxa de fecundidade maior ocorria uma porcentagem maior de abortos.

²¹Essa afirmação só é válida se somarmos nosso resultado a evidência de Levine (1996).

- [8] Cano, I., Santos, N. Violência letal, renda e desigualdade no Brasil. Rio de Janeiro: 7. Letras, 2001.
- [9] Cerqueira, D. R. C., Lobão, W. A. J. L. Condicionantes sociais, poder de polícia e o setor de produção criminal. IPEA, 2002, mimeo.
- [10] Coelho, E. C. A criminalidade urbana violenta. Dados. Revista de Ciências Sociais, Rio de Janeiro: Iuperj, 1988.
- [11] Chiu, W. e P. Madden. "Burglary and Income Inequality". Journal of Public Economics, 69 (1998), 123-141.
- [12] Comanor, William, S., Llad Phillips, "The Impact of Income and Family Structure on Delinquency", working paper, University of California, Santa Barbara 1999.
- [13] Cohen, Lawrence E., Kenneth C. Land. "Age Structure and Crime: Symmetry Versus Asymmetry and the Projection of Crime Rates Through the 1990s". American Sociological Review, Vol. 52, No. 2 (Apr., 1987) , pp. 170-183.
- [14] Curtis, L., "Violence, race, and culture". Lexington Books 1975
- [15] Dagg, P. K., "The Psychological Sequelae of Therapeutic Abortion– Denied and Completed", American Journal of Psychiatry, 1991, 578-585.
- [16] Donohue, John J., III, Steven Levitt, "The Impact of Legalized Abortion on Crime." Quarterly Journal of Economics, 2001, 116(2), pp. 379-420
- [17] Ehrlich, I. Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. Journal of Political Economy, v.81, n.3, 1973, 521-565.
- [18] Glaeser, E. and B. Sacerdote. Why is there more crimes in cities? Journal of Political Economy, Vol. 107, no. 6: S225-S258
- [19] Gruber, Jonathan, Philip Levine e Douglas Staiger, "Abortion Legalization and Child Living Circumstances: Who Is the Marginal Child" Quarterly Journal of Economics, CXIV (1999), 263-291.
- [20] Joyce, T. "Did Legalized Abortion Lower Crime?" NBER Working Paper No. W8319. 2001
- [21] Kelly, M., "Inequality and Crime " Review of Economics and Statistics, 2000 - MIT Press. pp 530-539
- [22] Peebles, F., R Loeber. "Do individual factors and neighborhood context explain ethnic differences in juvenile delinquency?". - Journal of Quantitative Criminology, 1994

- [23] Levine, P., D. Staiger, T. J. Kane, D. J. Zimmerman. "Roe vs Wade and american fertility", National Bureau of Economic Research Working Paper No 5616, Junho 1996.
- [24] Levitt, Steven, "The Effect of Prison Population Size on Crime rates: Evidence from Prison Overcrowding Litigation", Quarterly Journal of Economics, CXI (1996), 319-352.
- [25] ———, "Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime", American Economic Review, LXXXVII (1997), 270-290.
- [26] ———, "Understanding Why Crime Fell in the 1990s: Four Factors That Explain the Decline and Six That Do Not." Journal of Economic Perspectives, 2004, 18(1), pp. 163-90.
- [27] Lochner, L., " Education, Work, and Crime: A Human Capital Approach". NBER Working Paper No. 10478.
- [28] Loureiro, P., Mário Jorge Mendonça, Adolfo Sachsida. "Criminalidade e interação social". TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 968. IPEA 2003
- [29] Rasanen, Pijikko, "Maternal Smoking during Pregnancy and Risk of Criminal Behavior among Adult Male Offspring in the Northern Finland 1996 Birth Cohort, "American Journal of Psychiatry, CLVI (1999), 857-862.
- [30] Mendonça, M. J. Um modelo de criminalidade para o caso brasileiro. IPEA, 2000, mimeo.
- [31] Merton, R. K. Social structure and anomie. American Sociological Review, v. 3, p. 672-682, 1938.
- [32] Paixão, A. L. Crime, controle social e consolidação da democracia. In: Reis & O'Donnell (eds.). A democracia no Brasil. Vértice: São Paulo, 1988.
- [33] Pezzin, L. Criminalidade urbana e crise econômica. São Paulo: IPE/USP, 1986.
- [34] Saporiti, L. F., Wanderley, C. B. A relação entre desemprego e violência na sociedade brasileira: entre o mito e a realidade, p. 1-24, mimeo, 2001.
- [35] Soares, Rodrigo, "Development, Crime, and Punishment: Accounting for the International Differences in Crime Rates". Journal of Development Economics, 73(1), February 2004, 155-184.

10 Anexos

Tabela I	
Anos de estudo	Taxa de Fecundidade
Sem instrução	6,8
1 a 3 anos	6,0
4 a 7 anos	4,6
8 anos	3,5
9 a 11 anos	2,3
12 ou mais	1,1
Brasil	5,5
Dados de Berquó e Cavenaghi(2004)	
Fecundidade de Famílias com renda de até 1/4 de SM	

Tabela II		
	Taxa de fecundidade	Fração de jovens
Taxa de fecundidade	1	0.3199
Fração de jovens	0.3199	1
Correlação entre a fração de jovens em 2000 e a taxa de fecundidade em 1980		

Tabela III - Principais Determinantes do Efetivo Policial			
Variáveis	Regressão I	Regressão II	Regressão III
Votação98	0,55** (7,31)	0,64** (2,37)	0,66** (2,57)
Tranferências	0,61** (6,24)	0,12** (2,31)	0,11** (2,31)
Coligação	0,05 (0,43)	0,04 (0,91)	
Pop		0,28** (2,78)	0,3** (2,83)
Area		0,03** (2,18)	0,03** (2,18)
mãe solteira		0,13** (2,38)	0,12** (2,34)
Jovens		1,18** (2,76)	1,15** (2,71)
Teste F	209	8,03	12.69
P-Valor	0,00	0,00	0,00
R ²	0,09	0,2	0,2
Os valores entre parênteses são as estatísticas t, construídas com desvio padrão robusto			
Variável dependente: Policiais por 100 mil habitantes			
*Significante a 10% **Significante a 5%			
Mãe solteira é a fração de crianças criadas em famílias monoparentais em 1991			
Votação do Governador é a fração dos votos validos recebidos pelo Governador			
Transferências Voluntárias está como fração do PIB municipal			
Coligação é uma dummy igual a um caso o prefeito pertença a coligação que elegeu o governador			
As regressão II é estimada por Minimos Quadrados Ordinários			
O Teste F avalia: Votação do Governador=Transferências Voluntárias=Coligação=0			

Tabela IV - Crimes contra o Patrimônio			
Variáveis	Regressão I	RegressãoII	RegressãoIII
Constante	-1,62** (-5,53)	1,77** (5,07)	1,34** (2,47)
Urbanização	-0,08 (-0,36)	0,08 (0,43)	-0,12 (-0,6)
Pré-escola	0,85 (1,84)	0,6 (1,1)	0,43 (0,68)
Educ	0,17 (1,22)	0,69 (1,51)	0,4 (1,12)
Gini	0,13** (3,25)	0,19** (2,27)	0,17** (2,13)
PIB	0,55** (6,27)	0,72** (6,11)	0,82** (6,36)
Crescimento	-0,21 (-1,18)	-0,07 (-0,48)	-0,01 (-0,26)
Pop	0,23** (8,08)	0,21** (6,68)	0,17** (3,09)
Favelização		0,3 (0,83)	0,43 (0,68)
Presenca		-0,1** (-4,31)	-0,12** (-5,07)
Jovens		0,83** (3,31)	0,4 (0,71)
Fecundidade			0,14 (1,17)
mãe solteira			0,4** (4,18)
adolescentes			0,13 (1,24)
R ²	0,46	0,52	0,61
Os valores entre parênteses são as estatísticas t, construídas com desvio padrão robusto			
*Significante a 10% **Significante a 5%			
Mãe solteira é a fração de crianças criadas em famílias monoparentais em 1991			
Adolescentes é a fração de crianças em 1991, que eram filhas de mãe adolescentes			
Fecundidade é a taxa de fecundidade de 1980			
A regressão é estimada por Mínimos Quadrados Ordinários			

Tabela V - Taxa de Homicídios			
Variáveis	Regressão I	RegressãoII	RegressãoIII
Constante	-3,62** (-3,53)	2,84** (5,07)	0,07 (1,6)
Urbanização	0,12** (2,56)	0,08 (0,43)	0,19 (0,49)
Pré-escola	0,15** (2,84)	0,1** (2,68)	0,06** (3,03)
Educ	-0,35 (-0,34)	-0,09 (-0,51)	-0,05 (-0,24)
Gini	0,32** (5,02)	0,46** (3,27)	0,36 (1,43)
PIB	-0,57 (-3,47)	-0,28 (-1,11)	-0,26 (-1,17)
Crescimento	-0,21 (-1,54)	-0,17 (-1,48)	-0,12 (-1,37)
Pop		-0,13 (-0,78)	0,17 (0,69)
Favelização		0,05** (5,68)	0,07** (4,68)
Presenca		-0,7** (-2,31)	-0,6** (-3,88)
Jovens		1,1** (2,31)	0,98** (2,15)
Fecundidade			0,23** (2,11)
mãe solteira			0,5** (3,09)
adolescentes			0,1** (2,35)
R ²	0,17	0,35	0,42

Os valores entre parênteses são as estatísticas t, construídas com desvio padrão robusto

*Significante a 10% **Significante a 5%

Mãe solteira é a fração de crianças criadas em famílias monoparentais em 1991

Adolescentes é a fração de crianças em 1991, que eram filhas de mãe adolescentes

Fecundidade é a taxa de fecundidade de 1980

A regressão é estimada por Mínimos Quadrados Ordinários

Tabela VI - Taxa de Homicídios

Variáveis	Regressão I	Regressão II	Regressão III
Constante	1,7** (0,2)	1,3** (0,43)	1,33* (0,34)
Urbanização	0,1 (0,19)	0,31 (0,22)	0,2 (0,3)
Pré-Escola	0,06** (0,03)	0,07* (0,04)	0,04 (0,03)
Educação	-0,05 (0,21)	-0,11 (0,31)	-0,09 (0,26)
Gini	0,35 (0,28)	0,28 (0,32)	0,36 (0,25)
PIB	-0,31 (0,32)	-0,22 (0,27)	-0,2 (0,22)
Crescimento	-0,11 (0,09)	-0,08 (0,1)	-0,12 (0,08)
Pop	0,14 (0,2)	0,21 (0,19)	0,19 (0,39)
Favelização	0,07** (0,02)	0,08** (0,03)	0,07** (0,02)
Presença	-0,6** (0,03)	-0,7** (0,03)	-0,5** (0,02)
Jovens	0,78** (0,2)	0,9** (0,22)	0,95** (0,27)
Fecundidade 80	0,25* (0,13)	0,21** (0,10)	0,2** (0,1)
Mãe Solteira 91	0,48** (0,2)	0,49** (0,24)	0,5** (0,15)
Mãe Adolescente 91	0,1** (0,04)	0,09* (0,04)	0,08* (0,05)
Fecundidade 00	-0,14 (0,23)	-	-
Mãe Solteira 00	-	0,1 (0,45)	-
Mãe Adolescente 00	-	-	0,2 (0,17)
Obs	643	643	643
R^2_{adj}	0,4	0,41	0,42
R^2	0,42	0,43	0,44

Variável dependente é o logaritmo da taxa de homicídios por 100000 habitantes

O número entre parenteses é desvio padrão

*Significante a 10% **Significante a 5%

Mãe solteira 00 é a fração de crianças criadas em famílias monoparentais em 2000

Adolescentes 00 é a fração de crianças em 2000, que eram filhas de mãe adolescentes

Mãe solteira 91 é a fração de crianças criadas em famílias monoparentais em 1991

Adolescentes 91 é a fração de crianças em 1991, que eram filhas de mãe adolescentes

Todas as regressões são estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários

Tabela VII - Roubos e Furtos			
Variáveis	Regressão I	Regressão II	Regressão III
Constante	1,45** (0,62)	1,34** (0,60)	1,22** (0,51)
Urbanização	-0,11 (0,27)	-0,12 (0,24)	-0,12 (0,24)
Pré-Escola	0,43 (0,72)	0,43 (0,71)	0,43 (0,72)
Educação	0,7 (0,3)	0,4 (0,32)	0,4 (0,31)
Gini	0,17** (0,08)	0,17** (0,08)	0,19** (0,09)
PIB	0,78** (0,15)	0,82** (0,13)	0,71** (0,20)
Crescimento	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,02)	-0,01 (0,04)
Pop	0,17** (0,03)	0,17** (0,05)	0,12** (0,03)
Favelização	0,12 (0,09)	0,13 (0,1)	0,08 (0,11)
Presença	-0,12** (0,03)	-0,12** (0,04)	-0,11** (0,04)
Jovens	0,34 (1,40)	0,38 (1,40)	0,4 (1,40)
Fecundidade 80	0,19 (0,18)	0,2 (0,17)	0,23 (0,18)
Mãe Solteira 91	0,4** (0,12)	0,4** (0,12)	0,41** (0,19)
Mãe Adolescente 91	0,13 (0,09)	0,13 (0,09)	-0,07 (0,16)
Fecundidade00	0,15 (0,21)	-	-
Mãe Solteira 00	-	-0,12 (0,45)	-
Mãe Adolescente 00	-	-	0,24** (0,08)
R ² _{adj}	0,60	0,59	0,63
R ²	0,62	0,61	0,65
Variável dependente é o logaritmo da taxa de roubos e furtos por 100000 habitantes			
O número entre parenteses é desvio padrão			
*Significante a 10% **Significante a 5%			
Mãe solteira 91 é a fração de crianças criadas em famílias monoparentais em 1991			
Adolescentes 91 é a fração de crianças em 1991, que eram filhas de mãe adolescentes			
Mãe solteira 00 é a fração de crianças criadas em famílias monoparentais em 2000			
Adolescentes 00 é a fração de crianças em 2000, que eram filhas de mãe adolescentes			

Tabela VIII - Homicídios

Variáveis	Regressão I	Regressão II	Regressão III	Regressão IV
Constante	1,34** (0,24)	1,3** (0,33)	1,5** (0,24)	1,34** (0,24)
Urbanização	0,14 (0,28)	0,19 (0,39)	0,16 (0,4)	0,19 (0,41)
Pré-Escola	0,06** (0,02)	0,06** (0,02)	0,06** (0,02)	0,06** (0,02)
Educação	-0,12 (0,31)	-0,06 (0,21)	-0,04 (0,28)	-0,05 (0,29)
Gini	0,41 (0,25)	0,33 (0,31)	0,39 (0,46)	0,26 (0,47)
PIB	-0,25 (0,27)	-0,31 (0,53)	-0,23 (0,2)	-0,26 (0,22)
Crescimento	-0,1 (0,08)	-0,09 (0,11)	-0,12 (0,09)	-0,11 (0,08)
Pop	0,16 (0,2)	0,17 (0,19)	0,13 (0,21)	0,18 (0,19)
Favelização	0,06** (0,02)	0,08** (0,03)	0,09** (0,03)	0,07** (0,02)
Presença	-0,12** (0,03)	-0,1** (0,04)	-0,11* (0,07)	-0,13** (0,04)
Jovens	0,9** (0,2)	0,97** (0,19)	0,92** (0,31)	0,98** (0,19)
Fecundidade 80	0,24* (0,17)	0,25** (0,11)	0,21** (0,10)	0,25** (0,1)
Mãe Solteira 91	0,47** (0,17)	0,49** (0,15)	0,44** (0,14)	0,53** (0,19)
Mãe adolescente 91	0,11** (0,06)	0,14** (0,07)	0,1** (0,06)	0,1** (0,05)
Educação 91	0,1 (0,51)	-	-	-
PIB 91	-	-0,12 (0,45)	-	-
Presença 91	-	-	-0,34 (0,29)	-
Gini 91	-	-	-	0,24 (0,4)
R^2_{adj}	0,4	0,41	0,43	0,41
R^2	0,42	0,43	0,44	0,43

Variável dependente é o logaritmo da taxa de homicídios por 100000 habitantes

O número entre parenteses é desvio padrão

*Significante a 10% 35**Significante a 5%

Mãe solteira 91 é a fração de crianças criadas em famílias monoparentais em 1991

Adolescentes 91 é a fração de crianças em 1991, que eram filhas de mãe adolescentes

Todas as regressões são estimadas por Mínimos Quadrados Ordinarios

Tabela XI - Inclusão do Efetivo Policial - Homicídios		
Variáveis	Regressão I	Regressão II
Policía	0,11 (1,08)	-0,19** (-2,47)
Fecundidade	0,22** (2,28)	0,23** (2,29)
mãe solteira	0,45** (3,11)	0,43** (3,01)
adolescentes	0,11* (1,83)	0,13* (1,86)
R ²	0,46	0,44
Os valores entre parênteses são as estatísticas t, construídas com desvio padrão robusto		
Variável dependente: Taxa de Homicídios		
*Significante a 10% **Significante a 5%		
Mãe solteira é a fração de crianças criadas em famílias monoparentais em 1991		
Adolescentes é a fração de crianças em 1991, que eram filhas de mãe adolescentes		
Fecundidade é a taxa de fecundidade de 1980		
A regressão I é estimada por Mínimos Quadrados Ordinários		
A regressão II é estimada por Mínimos Quadrados dois estágios		
A regressão II assume que efetivo policial é endógena		
Instrumentos: Votação do Governador e Transferências Voluntárias		

Tabela XII - Inclusão do Efetivo Policial - Roubos e Furtos		
Variáveis	Regressão I	Regressão II
Policia	0,13** (2,18)	-0,05* (-1,77)
Fecundidade	0,11 (1,02)	0,09 (1,3)
mãe solteira	0,41** (4,11)	0,38** (4,01)
adolescentes	0,13 (1,24)	0,13 (1,24)
R ²	0,46	0,44
Os valores entre parênteses são as estatísticas t, construídas com desvio padrão robusto		
Variável dependente: Roubos e Furtos por 100 mil habitantes		
*Significante a 10% **Significante a 5%		
Mãe solteira é a fração de crianças criadas em famílias monoparentais em 1991		
Adolescentes é a fração de crianças em 1991, que eram filhas de mãe adolescentes		
Fecundidade é a taxa de fecundidade de 1980		
A regressão I é estimada por Mínimos Quadrados Ordinários		
A regressão II é estimada por Mínimos Quadrados dois estágios		
A regressão II assume que efetivo policial é endógena		
Instrumentos: Votação do Governador e Transferências Voluntárias		

Tabela XIV - Determinantes do Efeito Fixo			
Determinates do Efeito Fixo	Regressão (1)	Regressão (2)	Regressão (3)
Educação	-1.386 (2.97)**	-1.015 (2.18)*	-1.368 (3.30)**
Gini	0.354 (0.92)	1.048 (2.97)**	-0.197 (-0.49)
Renda	0.247 (1.28)	-0.12 (-0.68)	0.167 (0.92)
Urbanização	0.149 (0.77)	0.439 (2.35)*	0.637 (2.07)*
População	0.231 (6.18)**	0.277 (7.30)**	0.058 -1.37
Mãe Adolescente 91	0.17 (1.98)*	0.21 (2.09)*	0.14 (1.42)
Fecundidade 80	0.149 (0.77)	0.232 (1.33)	0.235 (1.16)
Mae Solteira 91	0.608 (4.39)**		0.985 (5.77)**
Favela	0.012 (2.24)*	0.015 (2.51)*	0.014 (4.16)**
Constant	0.002 (0)	2.378 (2.88)**	1.39 (1.61)
R-squared	0.43	0.27	0.53
Robust t statistics in parentheses			
* significant at 5%; ** significant at 1%			
Mãe Adolescente é a fração de crianças nascidas de uma mãe adolescente			
Mãe Solteira é a fração de crianças criadas em famílias monoparentais			
Fecundidade 80 é a taxa de fecundidade em 1980			
(1) e (2) : Regressão OLS			
(3): Mínimos Quadrados Ponderados, Peso= (População)^{1/2}			

Tabela XV - Painel de Estados

Variáveis	Regressão I	Regressão II	Regressão III
Constante	3,37** (0,41)	2,7** (1,11)	4,97** (1,65)
Urbanização	0,48 (0,52)	0,37 (0,66)	0,19 (0,66)
Educação	-0,01 (0,03)	-0,06 (0,87)	-0,05 (0,21)
Gini	0,13** (0,06)	0,13* (0,07)	-0,06 (0,98)
PIB	0,01 (0,01)	0,01 (0,06)	0,01 (0,07)
Crescimento	-0,06** (0,02)	-0,07 (0,05)	-0,09** (0,04)
Favelização		0,18** (0,06)	0,09* (0,05)
Presença		-0,12 (0,44)	-0,1 (0,72)
Jovens		0,13 (0,09)	0,15 (0,12)
Mãe Solteira t-1			0,18** (0,08)
Mãe Adolescente t-1			-0,14 (0,15)
Mãe Solteira t-1 x Urb t			3,4** (1,07)
Adolescente t-1 x Urb t			2,7** (1,13)
R ²	0,17	0,23	0,41
Variável dependente é o logaritmo da taxa de homicídios por 100000 habitantes			
O número entre parenteses é desvio padrão			
*Significante a 10% **Significante a 5%			
Todas as regressões consideram os efeito fixo dos estados			
Mãe solteira t-1 é a fração de crianças criadas em famílias monoparentais 10 anos antes			
Adolescentes t-1 a fração de crianças dez anos antes, que eram filhas de mãe adolescentes			

Tabela XVI - Painel de Estados				
Variáveis	Regressão I	Regressão II	Regressão III	Regressão IV
Constante	3,37** (0,41)	1,3** (0,33)	1,5** (0,24)	1,34** (0,24)
Urbanização	0,48 (0,52)	0,19 (0,39)	0,16 (0,4)	0,19 (0,41)
Pré-Escola	0,06** (0,02)	0,06** (0,02)	0,06** (0,02)	0,06** (0,02)
Educação	-0,01 (0,03)	-0,06 (0,21)	-0,04 (0,28)	-0,05 (0,29)
Gini	0,13* (0,07)	0,33 (0,31)	0,39 (0,46)	0,26 (0,47)
PIB	0,01 (0,01)	-0,31 (0,53)	-0,23 (0,2)	-0,26 (0,22)
Crescimento	-0,06** (0,02)	-0,09 (0,11)	-0,12 (0,09)	-0,11 (0,08)
Favelização	0,06** (0,02)	0,08** (0,03)	0,09** (0,03)	0,07** (0,02)
Presença	-0,12** (0,03)	-0,1** (0,04)	-0,11* (0,07)	-0,13** (0,04)
Jovens	0,9** (0,2)	0,97** (0,19)	0,92** (0,31)	0,98** (0,19)
Mãe Solteira t-1	0,23** (0,10)	0,25** (0,11)	0,21** (0,10)	0,25** (0,1)
Mãe Adolescente t-1 x urb t-1	2,89** (1,37)	2,72** (1,32)	2,77** (1,41)	2,7** (1,13)
Mãe Solteira t-1 x urb t-1	3,4** (1,28)	2,89** (1,31)	3,11* (1,67)	3,4** (1,07)
Adolescente x urb t	0,1 (0,51)	-	-	-
Mãe Solteira t	-	-0,12 (0,45)	-	-
Mãe Solteira t x urb t	-	-	-0,34 (0,29)	-
R ² _{adj}	0,4	0,41	0,43	0,41
R ²	0,42	0,43	0,44	0,43
Variável dependente é o logaritmo da taxa de homicídios por 100000 habitantes				
O número entre parenteses é desvio padrão				
*Significante a 10% **Significante a 5%				
Todas as regressões consideram os efeito fixo dos estados				
Mãe solteira t-1 é a fração de crianças criadas em famílias monoparentais 10 anos antes				
Adolescentes t-1 a fração de crianças dez anos antes, que eram filhas de mãe adolescentes				

O papel das armas de fogo na queda dos homicídios em São Paulo

Gabriel Hartung

Resumo

O artigo apresenta evidências de que o estoque de armas de fogo tem um efeito positivo sobre a taxa de homicídios. Usando dados do estado de São Paulo entre 1997 e 2007, mostramos que uma redução de 1% no estoque de armas deve reduzir entre 0.15% e 0.20% a taxa de homicídios por cem mil habitantes. Isso significa que a redução de aproximadamente 60% no estoque de armas ocorrida entre 2001 e 2007 deve ter causado uma queda de 9% a 12%, neste mesmo período. Assim, a redução do estoque de armas foi um elemento fundamental na forte queda nas taxas de homicídios ocorrida em São Paulo entre 1999 e 2007.

1. Introdução

O estado de São Paulo apresentou uma queda nas taxas de homicídios muito forte nos últimos oito anos. A taxa de homicídios por cem mil habitantes caiu aproximadamente 65% de 1999 a 2007. A magnitude dessa queda coloca São Paulo no mesmo patamar de conhecidos casos de sucesso de redução da criminalidade, como: Nova Iorque, Cali e Bogotá. O interessante dessa queda é que ela não ocorreu em apenas uma cidade, mas em praticamente todos os municípios de um estado de aproximadamente 40 milhões de habitantes. Simultaneamente, ocorreu uma queda igualmente forte em todos os indicadores de estoque de armas de fogo no estado. Dependendo do indicador a queda foi de mais de 60% entre 1999 e 2007. A queda nos indicadores de estoque de armas também ocorreu em praticamente todos os municípios do estado.

O objetivo desse artigo é mostrar que a queda da taxa de homicídios foi fortemente influenciada pela redução do estoque de armas. As políticas públicas do governo estadual de repressão ao porte

ilegal de armas e a aprovação do Estatuto do Desarmamento em 2003 aumentaram muito o custo de portar uma arma e incentivaram a entrega voluntária de armas. Dessa forma, reduziram a demanda por armas. Mostraremos evidências de que a redução no estoque de armas teve um forte efeito sobre a taxa de homicídios.

O efeito das armas sobre os homicídios não é bem estabelecido na literatura internacional. No Brasil, cerca de 70%¹ desse tipo de crime são cometidos com uso de armas de fogo. Apesar das armas de fogo serem usadas para cometer a maior parte dos homicídios, o efeito teórico de um aumento do estoque de armas é ambíguo. O aumento da proporção de pessoas com armas de fogo pode reduzir os homicídios, pois aumenta os riscos de se cometer um crime. Isso ocorreria porque, com mais pessoas armadas, existe uma chance maior de as potenciais vítimas estarem armadas e tentarem defender-se em caso de tentativa de homicídio. Assim, um homicida corre mais riscos em uma região com maior estoque de armas. Por outro lado, é possível que o aumento do estoque de armas eleve a chance das disputas e dos conflitos acabarem em assassinatos e, dessa forma, o estoque de armas teria um efeito positivo sobre a taxa de homicídios. Claramente, as duas histórias podem ser simultaneamente verdadeiras em algum grau. Por isso, mensurar o efeito líquido é uma questão empírica.

A literatura não encontra resultados consistentes sobre o efeito causal de armas sobre homicídios. Boa parte da literatura analisa o efeito das leis que permitiam o porte de armas nos Estados Unidos da América (“Right to Carry”) sobre as taxas de homicídios. Donohue e Ayres (2003), Black e Nagin (1998) mostram que a lei aumentou a criminalidade, enquanto que Lott e Mustard (1997) concluem que a lei reduziu a criminalidade. O problema dessa literatura é que a adoção de uma lei como esta não é aleatória. A decisão de adotar a lei depende de diversas características da cidade e algumas delas são não observáveis, o que torna difícil a estimação do efeito causal. Os artigos que consideram de forma mais cuidadosa² a adoção da lei como dependente das características observáveis da cidade, em geral, refutam a hipótese de mais armas menos crimes (Donohue e Ayres (2008), Grambsch (2008)). Outro artigo interessante é Duggan (2001) que constrói uma proxy interessante para o estoque de armas e encontra um efeito positivo de armas sobre a criminalidade. O principal problema dessa literatura é a dificuldade de considerar de forma adequada a potencial simultaneidade entre a escolha de armas e as taxas de homicídios.

Nosso artigo utiliza uma base de dados única, disponibilizada pela secretaria de segurança de São Paulo. Utilizamos dados de 1997 a 2007, período que cobre os anos de queda de homicídios e de estoque de armas. Essa base de dados possui o número de ocorrências de todas as categorias de crimes em todos os municípios de São Paulo neste período. Além disso, possui o total de armas apreendidas pela polícia em cada uma das cidades. Por fim, a base de dados é bastante rica em informações sobre a eficiência policial de cada município paulista. Usaremos quatro indicadores importantes: a fração das

¹ Dado do DATASUS de 2000.

² Estes artigos mostram que a adoção da lei foi influenciada pelo histórico recente de criminalidade. Os governos estaduais tenderam a adotar leis que permitiam o porte de armas em cidades onde a criminalidade estava crescendo.

ocorrências que são solucionadas, número de policiais por cem mil habitantes, número de prisões por cem mil habitantes e uma variável indicadora para a existência de Infocrim na cidade.

A proxy usada para o porte de armas na cidade é o número de armas apreendidas pela polícia. Essa proxy é potencialmente problemática porque o número de armas apreendidas apresenta um erro de medida. Não observamos diretamente nossa variável de interesse, que é o estoque de armas na cidade. O número de armas apreendidas por habitante seria uma proxy perfeita para o estoque de armas caso a polícia apreendesse anualmente uma fração fixa do estoque total. Entretanto, a eficiência da polícia deve influenciar a fração do estoque de armas que é apreendida. Como a eficiência policial também afeta a criminalidade, caso a eficiência não seja incluída na regressão, teremos uma correlação entre o erro e a *proxy* para porte de armas, o que viesaria nosso coeficiente estimado. Em nossas regressões, incluiremos como *proxies* de eficiência policial a fração das ocorrências solucionadas, o número de policiais por cem mil habitantes e o número de prisões por cem mil habitantes. Além disso, nossa base de dados utiliza dados de um mesmo estado com a mesma polícia, que deve apresentar eficiência semelhante entre os municípios. Esses pontos atenuam, mas não resolvem o problema e, por isso, utilizaremos variáveis instrumentais para identificar o efeito dessa variável.

O outro problema econométrico importante é a simultaneidade entre a escolha de armas e a criminalidade. Como o estoque de armas é uma escolha dos habitantes da cidade, é possível que a demanda por armas seja influenciada pela taxa de criminalidade da cidade. Aumentos da criminalidade podem causar aumentos na demanda por armas. Isso ocorreria porque o crescimento da criminalidade em uma cidade tenderia a incentivar seus moradores a adquirirem mais armas para defender-se.

A estratégia para identificar o efeito causal de armas sobre homicídios é usar defasagem das apreensões de armas como instrumento para o estoque de armas atual. As apreensões defasadas afetam diretamente o estoque de armas, com um efeito claramente negativo. Entretanto, as apreensões de períodos anteriores não devem afetar diretamente a criminalidade atual. Para que esse instrumento seja válido, as apreensões defasadas devem afetar a criminalidade apenas porque reduzem o estoque atual de armas sem apresentar qualquer efeito direto sobre a taxa de homicídios.

Os outros instrumentos utilizados são as defasagens de crimes contra o patrimônio. A percepção dos agentes sobre a criminalidade depende não só da criminalidade atual, mas também do histórico recente da criminalidade daquela região. A literatura (DuBow, McCabe e Kaplan (1979), Hale e Taylor (1986), Hyman e Thomas (1977)) que estuda o “medo do crime” nos EUA mostra que o medo de ser vítima de um crime é altamente influenciado pelo histórico passado de criminalidade da cidade. Em especial, a percepção de risco demora muito a cair quando as taxas de crimes caem³. Também é importante notar que crimes contra o patrimônio devem ter uma influência maior sobre a percepção da criminalidade, tendo em vista que esses são crimes muito mais frequentes que os homicídios. Enquanto

³ A percepção da criminalidade em algumas regiões demora cinco anos para começar a cair após uma queda na taxa de homicídios (DuBow, McCabe e Kaplan (1979)).

a taxa de homicídios era de 35 por cem mil habitantes em 1999⁴, a taxa de furto por cem mil habitantes era de mais de 700, neste mesmo ano. Ou seja, a probabilidade de uma pessoa ser vítima de um crime contra o patrimônio é bem superior à chance de ser vítima de um homicídio. Assim, a percepção do risco deve ser altamente influenciada pelas ocorrências de crimes contra o patrimônio. Como podemos esperar que um dos fatores importantes na determinação da demanda por armas seja a percepção dos indivíduos a respeito do risco de serem vítimas de um crime, crimes contra o patrimônio defasados devem estar positivamente relacionados com estoque de armas. Além disso, esperamos que o único impacto de crimes contra o patrimônio defasados sobre homicídios seja através do estoque de armas.

Com a utilização desses instrumentos, estimamos um forte efeito do estoque de armas sobre a taxa de homicídios. Nossas estimativas são que uma redução de 1% no estoque de armas deve reduzir entre 0.15% e 0.20% a taxa de homicídios por cem mil habitantes. Isso significa que a redução de aproximadamente 60% no estoque de armas entre 2001 e 2007 deve ter causado uma queda de 9% a 12% neste período. Incorporando a dinâmica da criminalidade, vemos que o efeito de longo prazo dessa redução do estoque de armas deve ser de reduzir em aproximadamente 20% as taxas de homicídios.

Utilizando a mesma metodologia descrita acima, encontramos que o estoque de armas não parece ter qualquer efeito sobre a ocorrência de furtos. Este é um resultado que está dentro do esperado, tendo em vista que armas não são necessárias para se cometer essa forma de crime. Entretanto, mostra que o impacto estimado do estoque de armas sobre homicídios parece não estar sendo gerado por uma correlação espúria entre crimes e armas. Além disso, é interessante notar que, apesar da forte queda de homicídios entre 1999 e 2007, houve aumento da taxa de furtos por habitante e redução apenas modesta da taxa de furto de veículos por habitante. Ou seja, apesar da impressionante queda de homicídios, não ocorreu redução generalizada da criminalidade. Nesse sentido, é possível que a forte queda dos homicídios tenha sido fortemente influenciada pela significativa diminuição do estoque de armas.

Esse artigo possui sete seções, além desta introdução. A segunda seção mostra a redução da queda de homicídios em São Paulo entre 1999 e 2007, e a terceira apresenta a queda do estoque de armas no mesmo período. A quarta seção apresenta os dados que serão usados neste artigo. A quinta discute a estratégia empírica, e a sexta apresenta os principais resultados. A sétima seção apresenta um teste de falsificação, e a última seção é a conclusão.

2. A queda da taxa de homicídios em São Paulo

A taxa de homicídios no estado de São Paulo cresceu de forma contínua durante a década de noventa e atingiu o pico de aproximadamente 35.7 homicídios por cem mil habitantes em 1999. A partir de então, a taxa começou a declinar. Entre 1999 e 2007, a taxa de homicídios no estado de São Paulo caiu aproximadamente 65% (de 35.7 para 11.75 por cem mil habitantes). A magnitude e velocidade da queda colocam São Paulo no mesmo patamar de conhecidos casos de sucesso de redução da

⁴ Pico da série histórica de homicídios em São Paulo.

criminalidade, como Nova Iorque e Bogotá. Em Nova Iorque, os homicídios tiveram uma redução de 66% num período de sete anos⁵. Em Bogotá, as taxas de homicídios caíram de 80 para 23 por cem mil habitantes em nove anos⁶.

Gráfico I



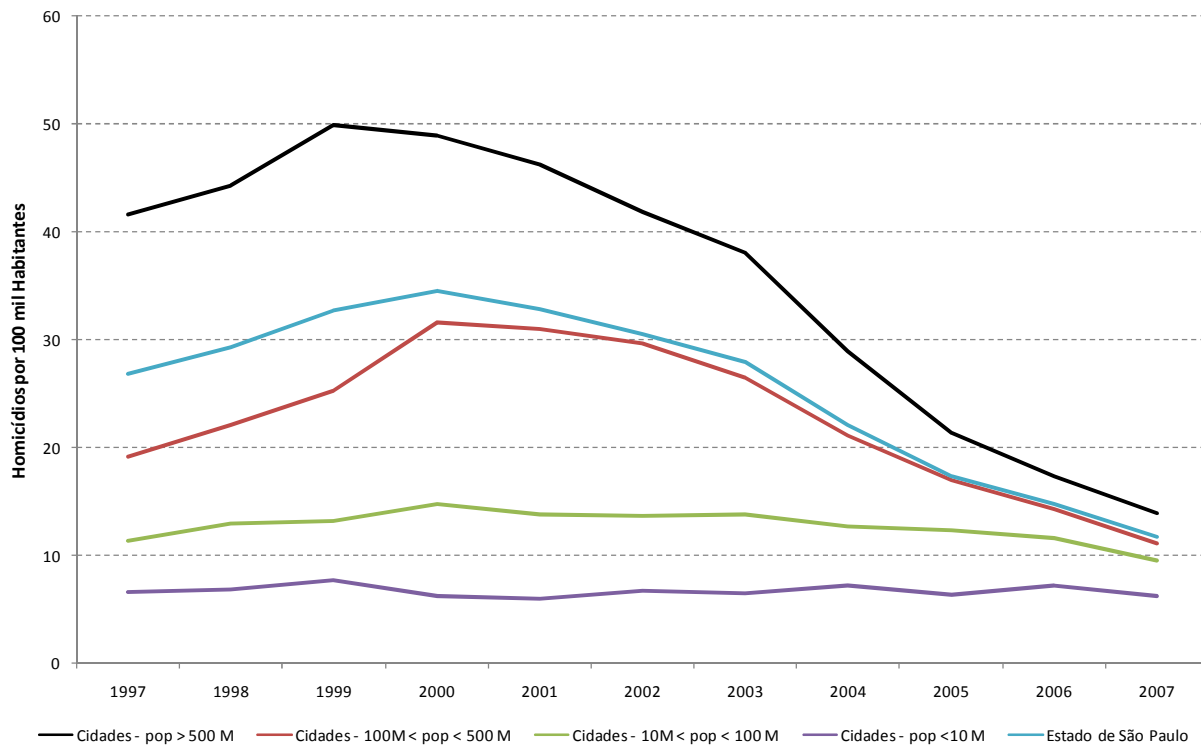
Os homicídios começaram a cair a partir de 1999, mas podemos ver uma clara aceleração na queda após 2003, justamente o ano em que entrou em vigor o Estatuto do Desarmamento. Como mostraremos na próxima seção, também houve uma aceleração na queda do estoque de armas após 2003. O interessante dessa redução nos homicídios é que ela ocorreu praticamente em todo o estado. A queda foi mais acentuada nos municípios maiores, onde a criminalidade inicial era mais elevada, mas também houve queda nos municípios médios. Apenas nos municípios muito pequenos, onde a criminalidade já era baixa, não ocorreu queda significativa.

⁵ Dados dos relatórios anuais “Crime in United States” do Federal Bureau of Investigation (FBI).

⁶ Dados do relatório “Homicídios” Instituto Nacional de Medicina Legal y Ciencias Forenses.

Gráfico II

Evolução da Criminalidade nos Municípios de São Paulo



Diversas causas foram propostas para explicar esta forte redução nas taxas de homicídios:

- i. Demografia
- ii. Aumento do Efetivo Policial
- iii. Aumento do Encarceramento
- iv. Políticas de Desarmamento
- v. Desempenho Econômico
- vi. Aumento da Eficiência Policial

Entretanto, ainda existe uma literatura muito incipiente para explicar este fenômeno. O artigo de Mello e Schneider (2005) mostra a importância da transição demográfica na queda dos homicídios em São Paulo. Biderman, Mello e Schneider (2009) mostram que as restrições ao consumo de álcool, em algumas cidades de São Paulo, causaram uma redução de aproximadamente 10% nas taxas de homicídios. O artigo de Kahn e Zanetic (2005) mostra o papel dos municípios na redução dos homicídios, além de apresentar um resumo das diversas possíveis explicações para a queda da criminalidade. Nosso

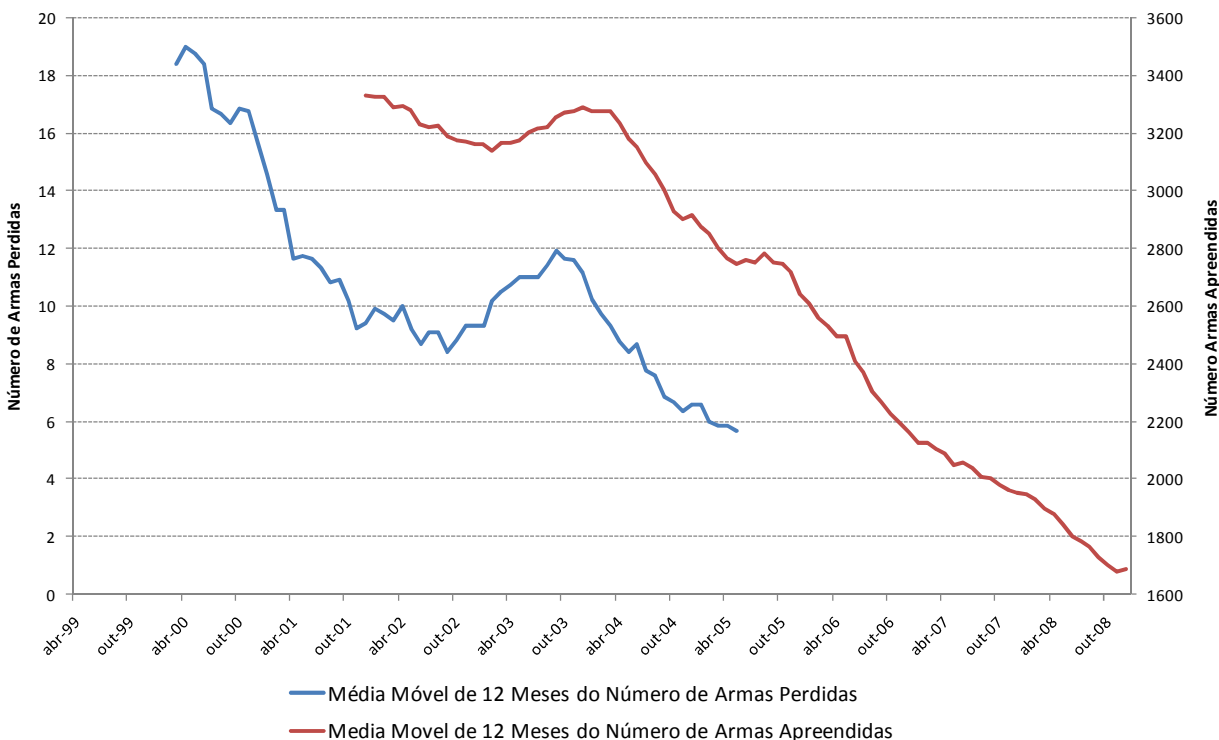
artigo apresentará evidências de que a redução no estoque de armas foi um fator crucial para a redução de homicídios.

3. Redução no Estoque de Armas

Todos os indicadores de estoque de armas estão em forte queda nos últimos anos. O gráfico III apresenta a evolução de duas *proxies* para o estoque de armas e as duas estão em queda nos últimos anos. Note que todos os indicadores medem o porte de arma. Parece claro que as pessoas estão carregando menos armas no estado de São Paulo. Podemos ver que a média móvel de 12 meses do número de armas perdidas caiu mais de 65% entre 1999 e 2005, enquanto a média móvel de armas apreendidas pela polícia caiu aproximadamente 50% entre 2001 e 2008. É interessante notar que as duas séries apresentam uma queda muito forte a partir de 2003, exatamente após a aprovação do Estatuto do Desarmamento.

A semelhança entre a dinâmica das armas perdidas e a das armas apreendidas fornece um indicativo inicial de que as armas apreendidas são uma boa medida do estoque de armas. Enquanto o número de armas apreendidas é influenciado tanto pela eficiência da polícia, quanto pelo estoque de armas. O número de armas perdidas deve ser função apenas do estoque de armas e de um fator aleatório.

Evolução do Estoque de Armas

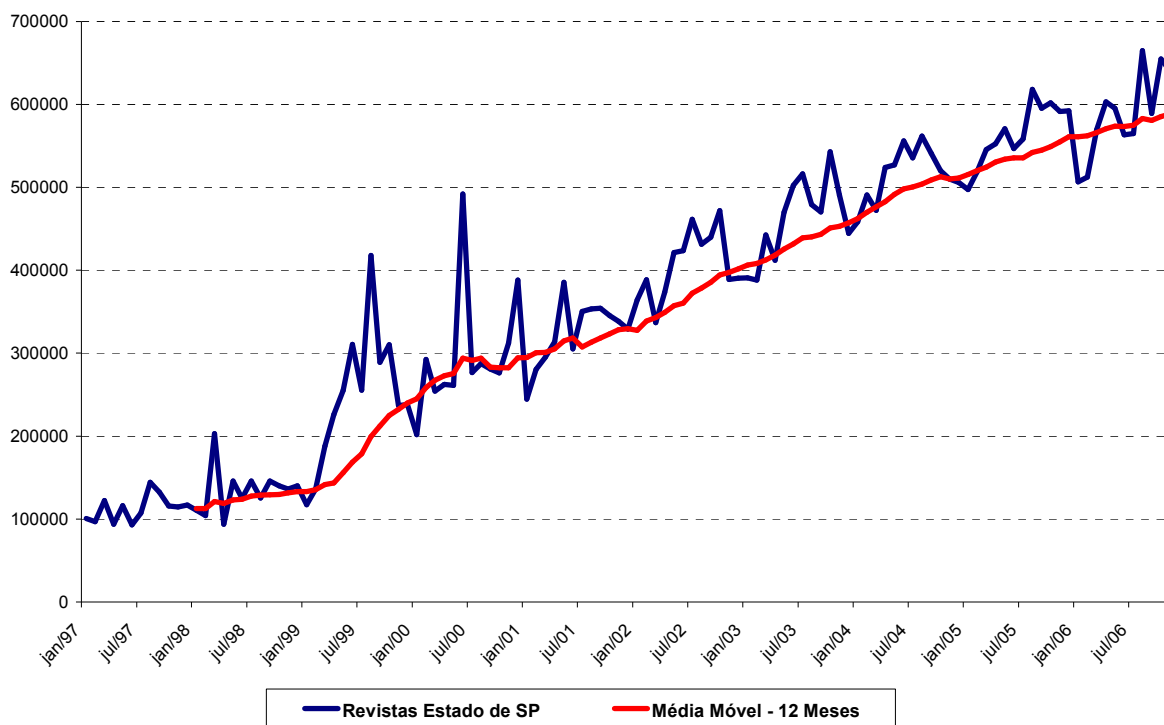


A explicação parece estar em dois pontos importantes: o aumento da repressão policial e o Estatuto do Desarmamento. Como pode ser visto no gráfico IV, o governo de São Paulo aumentou muito a repressão policial nos últimos anos. O número de revistas policiais aumentou mais de 600% de 1997 a 2006. Esse enorme aumento do número de revistas da polícia militar aumentou o risco se de andar com uma arma ilegal, tendo em vista que aumentou a probabilidade de que a arma fosse apreendida em alguma revista. Dessa forma, esse fator deve ter contribuído com a redução da demanda por armas.

⁷ Dados da Secretaria de Segurança de São Paulo.

Gráfico⁸ IV

Número de Revistas da Polícia Militar



3.1 Estatuto do Desarmamento

O Estatuto do Desarmamento é uma lei federal que dispõe sobre registro, posse e comercialização de armas de fogo e de munições. A lei proíbe o porte de armas por civis, exceto nos casos em que existe ameaça à vida da pessoa. Nesses casos, indivíduo precisa demonstrar a necessidade de portar uma arma, e a permissão para o porte tem uma duração previamente determinada. Os únicos que podem andar armados são os responsáveis pela garantia da segurança pública, integrantes das Forças Armadas, policiais, agentes de inteligência e agentes de segurança privada. O Estatuto entrou em vigor no dia 23 de dezembro de 2003, no dia seguinte da sanção do presidente da República, quando foi publicada no Diário Oficial da União

A lei trata também da legislação penal do comércio ilegal e do tráfico internacional de armas de fogo. Foram previstas penas específicas para essas condutas, até então especificadas como contrabando e descaminho. As penas para ambos os casos é de reclusão de quatro a oito anos e multa. Se a arma, acessório ou munição comercializada ilegalmente for de uso proibido ou restrito, a pena é aumentada

⁸ Dados da Secretaria de Segurança de São Paulo. Esse é o número de revistas realizadas pela Polícia Militar buscando armas e drogas.

em 50 por cento. Se o crime for cometido por integrantes de órgãos militares, ou por policiais, agentes, guardas prisionais, segurança privada e de transporte de valores, ou por entidades desportivas, a pena também será aumentada em 50 por cento. Caso a arma de fogo seja de uso restrito, os crimes de posse ou porte ilegal, comércio ilegal e tráfico internacional são insuscetíveis de liberdade provisória, ou seja, o acusado não poderá responder o processo em liberdade, considerando-se crime inafiançável. Só poderão pagar fiança aqueles que portarem arma de fogo de uso permitido e registrado em seu nome.

Segue alguns trechos importantes da lei:

Art. 6º É proibido o porte de arma de fogo em todo o território nacional, salvo para os casos previstos em legislação própria e para:

I – os integrantes das Forças Armadas;

II – os integrantes de órgãos referidos nos incisos do caput do art. 144 da Constituição Federal;

III – os integrantes das guardas municipais das capitais dos Estados e dos Municípios com mais de 500.000 (quinhentos mil) habitantes, nas condições estabelecidas no regulamento desta Lei;

IV - os integrantes das guardas municipais dos Municípios com mais de 50.000 (cinquenta mil) e menos de 500.000 (quinhentos mil) habitantes, quando em serviço;

V – os agentes operacionais da Agência Brasileira de Inteligência e os agentes do Departamento de Segurança do Gabinete de Segurança Institucional da Presidência da República;

VI – os integrantes dos órgãos policiais referidos no art. 51, IV, e no art. 52, XIII, da Constituição Federal;

VII – os integrantes do quadro efetivo dos agentes e guardas prisionais, os integrantes das escoltas de presos e as guardas portuárias;

VIII – as empresas de segurança privada e de transporte de valores constituídas, nos termos desta Lei;

IX – para os integrantes das entidades de desporto legalmente constituídas, cujas atividades esportivas demandem o uso de armas de fogo, na forma do regulamento desta Lei, observando-se, no que couber, a legislação ambiental.

O Capítulo VI (Disposições Finais) da referida lei prescreve:

Art. 35. É proibida a comercialização de arma de fogo e munição em todo o território nacional, salvo para as entidades previstas no art. 6º desta Lei (são as descritas acima).

Além de aumentar a punição para o porte ilegal de armas, o Estatuto do Desarmamento criou os benefícios para a entrega voluntária de armas de fogo. Por isso, é possível que essa lei tenha reduzido o estoque de armas. Isso pode ter ocorrido por uma redução da aquisição de novas unidades em decorrência do aumento de punição para o porte ilegal de armas ou por entregas voluntárias. O gráfico III apresenta as apreensões mensais de armas. Podemos notar que houve uma forte queda após dezembro de 2003.

4. Dados

4.1 Descrição dos Dados

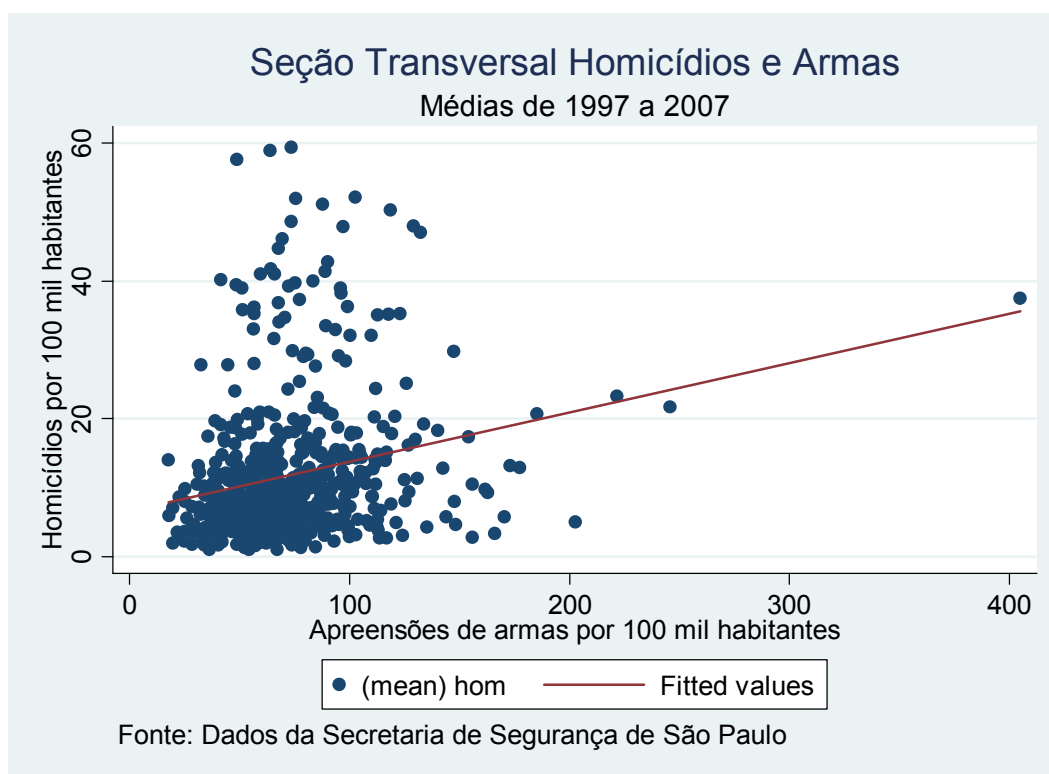
A base de dados utilizada neste trabalho é um painel dos 645 municípios de São Paulo no período de 1997 a 2007. Esta base de dados constitui um material único, pois documenta todo o período da queda absolutamente incomum da taxa de homicídios no estado de São Paulo. Além disso, nos permite analisar observações de um mesmo estado com estrutura judicial e tecnologia policial semelhante. Diferentemente de artigos que utilizam bases de dados de painel de países ou de estados americanos, esses dados permitem analisar um conjunto de observações bem mais homogêneo nas dimensões cultural e institucional.

Os dados de homicídios, efetivo policial, encarceramento, armas apreendidas, total de furtos, furto de veículo, fração de crimes solucionados e tráfico de drogas são dados oficiais da Secretaria de Segurança de São Paulo. Os dados de criminalidade geralmente sofrem de erro de medida; todavia, para as variáveis que serão usadas como variável dependente, esse problema é menos intenso. O número de homicídios deve ser bem medido tendo em vista que um cadáver gera obrigatoriamente uma ocorrência de homicídios. Furto de veículos não deve possuir grande erro de medida por duas razões: (1) as pessoas que possuem seguro devem fazer uma ocorrência para receber o prêmio do seguro; (2) a ocorrência de furto evita que a vítima tenha seu nome envolvido em um futuro crime cometido com o carro furtado.

É importante considerar que as ocorrências de apreensões de armas representam uma medida imperfeita do seu estoque, já que apenas uma fração do estoque de armas ilegais é apreendida por ano. O problema econométrico é que essa fração não é constante no tempo e, provavelmente, não é aleatória, uma vez que deve ser influenciada pela eficiência da polícia naquela região. Há, entretanto, evidências de que o dado mede mais o estoque de armas que a eficiência policial. Os gráficos III e IV apresentam, respectivamente, as apreensões de armas e o número de revistas feitas pela polícia. É interessante contrastar esses dois gráficos e notar que, apesar do forte aumento do número de revistas, o número de armas apreendidas caiu fortemente neste período. Além disso, o gráfico III mostra que a dinâmica da série de apreensões de armas é semelhante à da série de armas perdidas. Portanto, aparentemente, as apreensões de armas medem mais o estoque de armas que a eficiência da polícia. Ainda assim, o problema de erro de medida será tratado mais rigorosamente com o uso de variáveis instrumentais, o que será explicado detalhadamente na seção estratégia de estimação.

O gráfico V apresenta a seção transversal das médias municipais de taxa de homicídios por cem mil habitantes e de apreensões de armas por cem mil habitantes de 1997 a 2007. Cada ponto neste gráfico é um par: média de homicídios e média de apreensões de armas de um município do estado de São Paulo. Podemos ver uma clara relação positiva entre a média de armas apreendidas e a média da taxa de homicídios neste período. O gráfico VI retira o município de Barra do Turvo⁹ da amostra, e a relação entre as duas variáveis praticamente não se altera.

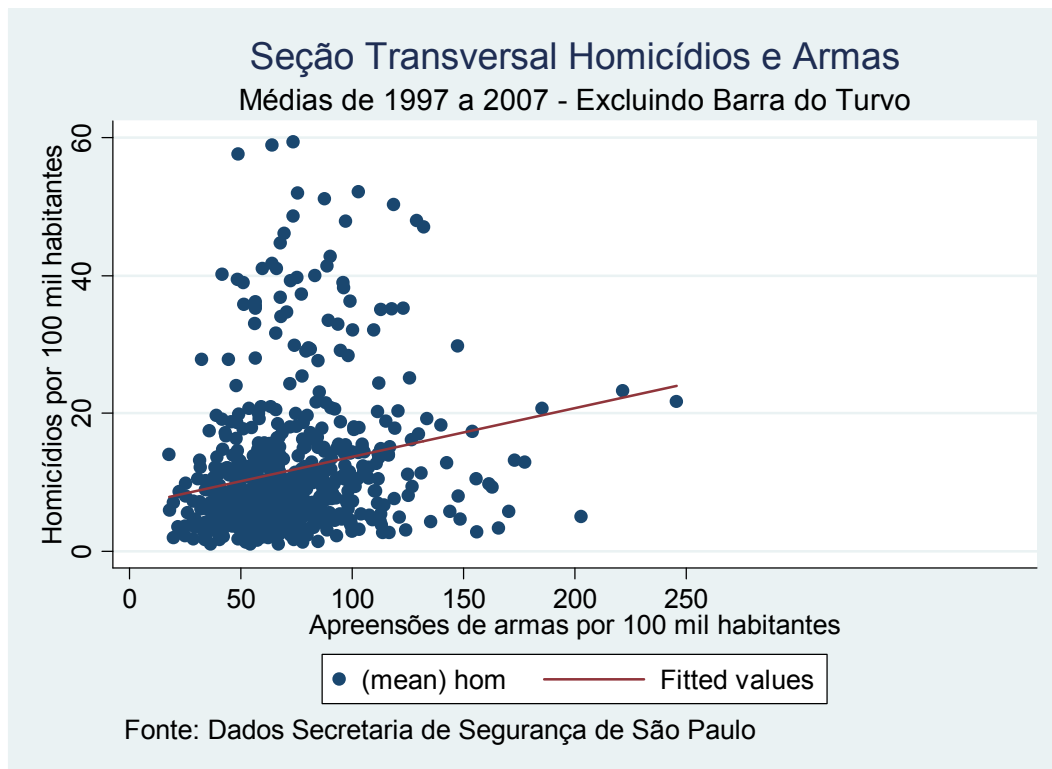
Gráfico¹⁰ V



⁹ Um possível *outlier* que poderia estar gerando a relação positiva entre armas e homicídios.

¹⁰ Os dados desse gráfico são a média da taxa de homicídios e de armas apreendidas por habitante de cada município entre 1997 e 2007.

Gráfico¹¹ VI



Os dados de demográficos e sociais são da fundação SEADE, do IPEA e dos Censos Demográficos do IBGE de 2000 e 1991. Os dados do mercado de trabalho são do CAGED e da Rais, e cobrem exclusivamente o setor formal do mercado de trabalho. Os dados eleitorais são dados oficiais do Tribunal Superior Eleitoral (TSE).

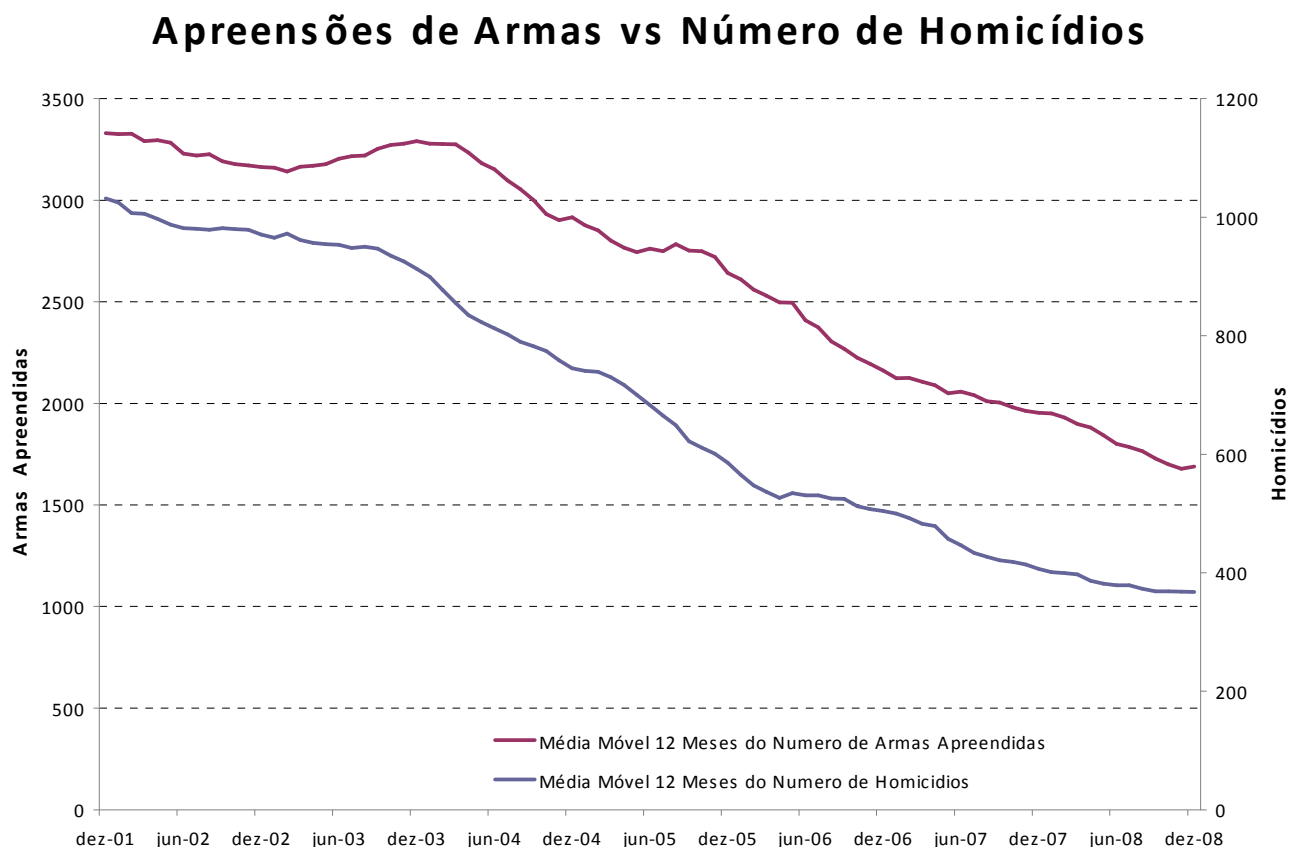
4.2 Série de Tempo

O gráfico VII apresenta as séries de apreensões de armas e homicídios a partir de 2001. Usando dados mensais de apreensões de armas e de homicídios no estado de São Paulo, construímos a série da média móvel de 12 meses. Podemos notar que as duas séries apresentam características muito semelhantes nos últimos anos. O número de homicídios já estava em queda desde 2001, enquanto que as apreensões de armas começam a cair de forma mais expressiva no final de 2003. As duas séries

¹¹ Os dados desse gráfico são a média da taxa de homicídios e de armas apreendidas por habitante de cada município entre 1997 e 2007. O município de Barra do Turvo foi excluído da amostra porque apresentava um par taxa de homicídios e armas apreendidas discrepante do resto da amostra.

apresentam forte queda a partir de dezembro de 2003, exatamente quando entrou em vigor o estatuto do desarmamento.

Gráfico VII¹²



Uma segunda análise descritiva é feita através da forma reduzida de um Vetor Auto-regressivo (VAR) em que as variáveis endógenas são apreensões de armas por habitante e homicídios por habitantes. Essa estimação é feita para fins puramente descritivos; ainda não tentaremos inferir causalidade. O VAR é estimado na diferença do logaritmo das variáveis para evitar problemas de não estacionariedade. Introduzimos como variável exógena uma *dummy* igual a um caso o período seja após a aprovação do Estatuto do Desarmamento, e zero caso contrário. A tabela I apresenta os testes de

¹² Os dados usados neste gráfico são da Secretaria de Segurança de São Paulo.

estacionariedade do nível e da diferença. As diferenças das duas variáveis são estacionárias, enquanto que as duas variáveis possuem raiz unitária em nível.

O resultado do VAR é apresentado na tabela II. Podemos ver que as primeiras defasagens de armas têm um efeito positivo sobre os homicídios, enquanto que as defasagens mais longas têm efeito negativo. Isso significa que, no curto prazo, apreensões são um bom indicador antecedente de homicídios, com crescimento das taxas de apreensões prevendo crescimento das taxas de homicídios. Entretanto, altas apreensões tendem a preceder reduções nas taxas de homicídios no médio prazo (num período superior a dois meses). O objetivo deste artigo é apresentar evidências de que esse resultado pode ser explicado da seguinte forma: i) com uma defasagem curta (cerca de um a dois meses), as apreensões de armas estão positivamente relacionadas com homicídios porque elas são um bom indicador do estoque de armas, e o estoque armas se relaciona positivamente com homicídios; ii) por outro lado, com uma defasagem maior (superior a dois meses), as apreensões de armas estão negativamente relacionadas com homicídios, já que as apreensões reduzem o estoque de armas nos períodos subsequentes, e a redução no estoque de armas causa uma redução nas taxas de homicídios.

Além disso, é interessante notar que a dummy de pós-estatuto do desarmamento é significativa a 1% tanto para a série de variações dos homicídios como na série de apreensões de armas. O modelo estimado prevê reduções nas taxas de homicídios e das apreensões de armas após o estatuto do desarmamento tudo mais constante. As duas séries têm uma quebra exatamente após o estatuto do desarmamento. Era esperado que as apreensões de armas apresentassem uma quebra após o Estatuto do Desarmamento, tendo em vista que o estatuto aumentou a punição esperada para o porte ilegal de armas. Mas, o fato da variação da taxa de homicídios também apresentar uma quebra no intercepto a partir desse ponto corrobora com a história explicada acima. Caso armas tenham um efeito positivo sobre os homicídios, quando uma política pública reduz o estoque de armas esperamos que isso cause uma redução nos homicídios.

Em seguida, realizamos alguns testes de causalidade de Granger entre as duas variáveis. As variações na variável apreensões de armas Granger causam as variações na variável homicídios. Entretanto, as variações nos homicídios não Granger causam as variações nas apreensões de armas. Esse resultado nos fornece um primeiro indicio que a escolha de armas não é exatamente simultânea com as variações da taxa de homicídios. Caso a escolha de armas fosse simultânea a taxa de homicídios esperaríamos que aumentos na taxa de homicídios gerassem aumentos nas apreensões de armas¹³ no curto prazo. O resultado mostra que apenas quando incluímos doze defasagens homicídios também Granger¹⁴ causa apreensões de armas. Assim, aparentemente a demanda por armas demora a reagir a uma variação na taxa de homicídios.

¹³ Obviamente, essa é uma evidência bem inicial sem que os controles necessários sejam incluídos.

¹⁴ O resultado é significativo a 10%, mas se considerarmos níveis de significância abaixo de 7%, mesmo com 12 defasagens homicídios não Granger causam apreensões.

5. Estratégia de Estimação

5.1 Modelo Base

Os dados em painel nos permitem superar alguns problemas da estimação dos determinantes da criminalidade, combinando as variações da série de tempo com as variações *cross-section* entre as cidades podemos ver como diferentes variações nas variáveis explicativas entre as cidades afetam variações das taxas de criminalidade de cada cidade. Estimaremos diversas especificações baseadas na seguinte equação:

$$Homicídios_{it} = \beta_0 + \beta_1 Armas_{it} + \Theta Controles_{it} + \sum_{t=1}^T \lambda_t Ano_t + \sum_{i=1}^N \mu_i Cidade_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Onde: $Homicídios_{it}$ é a taxa de homicídios por habitante da cidade i no período t . $Controles_{it}$ é um conjunto de variáveis explicativas, $Cidade_i$ é efeito específico (constante no tempo) do município i (efeito fixo) que é potencialmente correlacionado com as variáveis explicativas da cidade i , ε_{it} são os demais fatores não observáveis que afetam a criminalidade, Ano_t é um conjunto de *dummies* de tempo incluídas para capturar efeitos não observáveis específicos de cada período.

Em algumas formulações, incluiremos defasagens dos homicídios na matriz de controles. Nestes casos, a metodologia econométrica utilizada é de método generalizado dos momentos (GMM) aplicada a um painel dinâmico. Essa metodologia foi desenvolvida por Chamberlain (1984), e aprimorada por Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995), e Blundell e Bond (1998).

5.2 Variáveis Explicativas do Modelo Base

A regressão (1) inclui uma série de variáveis explicativas ($Controles_{it}$) para controlar por outras variáveis observáveis que também afetam a taxa de homicídios. Os controles incluídos são: defasagem dos homicídios, fração de jovens, grau de urbanização, população total, taxa de desemprego, salário médio na cidade, fração de crimes solucionados, número policiais por habitante, existência de Infocrim e número prisões por habitante. Em seguida, explicaremos cada uma das variáveis usadas para medir eficiência policial.

Fração de Crimes Resolvidos

Uma boa *proxy* para a probabilidade de apreensão com que um potencial criminoso se depara é a fração de crimes resolvidos pela polícia. Usando dados de todas as delegacias do estado de São Paulo construímos um índice de resolução de casos:

$$Indice_{it} = \frac{(\text{Total de Casos Resolvidos})_{it}}{(\text{Total de Ocorrências})_{it}}$$

Esse índice é um ótimo indicador da eficiência policial de cada município, pois mede a proporção das ocorrências que a polícia consegue solucionar a cada ano. A eficiência policial deve reduzir a criminalidade tendo em vista que aumenta o risco de se cometer um crime.

Infocrim

O Sistema de Informação Criminal (Infocrim) da Secretaria de Estado da Segurança Pública de São Paulo é um sistema eletrônico de informação que possibilita a interligação dos Distritos Policiais. Esse sistema compila digitalmente os dados estatísticos de todas as ocorrências policiais. Isso permite que a polícia possua uma base de dados com a distribuição da localização e do horário das ocorrências. Dessa forma, os efetivos policiais podem ser alocados nas regiões e horários de maior risco, o que deve aumentar a eficiência policial. Incluímos uma *dummy* igual a um caso a cidade possua Infocrim, e zero caso contrário.

Polícia

Utilizamos os dados de efetivo policial por cem mil habitantes da secretaria de segurança do Estado de São Paulo. Incluímos separadamente o efetivo da polícia militar (PM) e da polícia civil (PC) para testar se o efeito de aumentar em o efetivo da PM é diferente de um aumento similar na PC. As duas variáveis são consideradas endógenas na equação (1), tendo em vista que efetivo policial e taxa de homicídios são simultaneamente determinados: cidades com crescimento das taxas de criminalidades devem apresentar crescimento de seus efetivos policiais, mesmo que a polícia reduza a criminalidade.

Encarceramento

Usamos o número de pessoas presas por cem mil habitantes no ano anterior como uma outra proxy para a probabilidade de prisão. Este dado é calculado com dados oficiais da Secretaria de Segurança de São Paulo. Somamos todas as prisões das delegacias de cada município e dividimos pelo total de habitantes daquele município.

5.3 Endogeneidade da Proxy de Estoque de Armas

Infelizmente, não poderemos supor que vale exogenidade estrita:

$$E(Armas_{it} | \mathcal{E}_{it}) = 0 \quad \forall i, t \tag{2}$$

A *proxy* para estoque de armas que estamos usando é potencialmente correlacionada com o erro da regressão. A correlação pode ocorrer em virtude do erro de medida da *proxy* para estoque de armas que estamos utilizando. O ideal seria que as apreensões fossem uma fração constante do estoque de armas. Entretanto, as apreensões de armas também são determinadas pela eficiência da polícia. Uma polícia mais eficiente deve apreender mais armas tudo mais constante. Os modelos clássicos de criminalidade de Becker (1968) e de Ehrlich (1973) mostram que a criminalidade deve reduzir-se caso a eficiência aumente, tendo em vista que aumenta o risco de um agente cometer um crime. Caso essa variável estivesse medindo melhor a eficiência, esperaríamos que as apreensões de armas tivessem um efeito negativo sobre a criminalidade. Caso essa variável esteja medindo o estoque de armas da cidade, o sinal do coeficiente é indeterminado, pois depende do sinal do efeito causal de estoque de armas sobre a criminalidade.

O primeiro passo para corrigir este problema será incluir em todas nossas estimações algumas boas *proxies* para eficiência da polícia. As variáveis usadas como *proxy* para a eficiência policial são: número de policiais por habitante, número de prisões por habitante e fração das ocorrências que é solucionada pela polícia. A última variável mede exatamente a chance de um criminoso ser preso dado que cometeu um crime.

A tabela IV apresenta os resultados de diversas regressões que têm como base a equação (1). Em todas as formulações, assumimos que as apreensões de armas não são correlacionadas com o erro da regressão (ou seja, que equação (2) é verdadeira). É interessante notar que, em todas as metodologias utilizadas, o efeito da variável armas sobre a criminalidade é positivo. Assim, não parece a priori que a variável apreensão de armas meça, principalmente, a eficiência policial¹⁵. Mais interessante é notar que no Painel B o efeito de armas cai sensivelmente quando retiramos as variáveis associadas à eficiência policial, ou seja, uma vez controlando por eficiência policial efeito de armas é bem maior. Uma possível explicação para esse resultado é que, quando incluímos as *proxies* de eficiência policial, estamos expurgando a correlação entre apreensões de armas e eficiência policial¹⁶. Dessa forma, estamos apenas medindo a correlação entre o estoque de armas e a taxa de homicídios.

Entretanto, essa correlação positiva entre armas e homicídios não significa necessariamente que mais armas causem maiores taxas de homicídios, já que é possível que haja causalidade reversa entre o estoque de armas e a taxa de homicídios. Assumindo que as armas são usadas para defesa pessoal, o aumento da criminalidade pode aumentar a produtividade marginal das armas. Assim, o aumento dos homicídios pode aumentar a demanda por armas, e, mesmo se estivermos medindo precisamente o estoque de armas, não estaremos medindo corretamente o efeito de armas caso não seja levada em conta essa possível causalidade reversa entre armas e homicídios.

¹⁵ Obviamente, é possível que estejamos medindo a eficiência, mas que esta seja endógena e os coeficientes apresentados na tabela II sejam todos viesados.

¹⁶ Caso o efeito de armas sobre a criminalidade seja positivo, o erro de medida causa um viés de atenuação. Assim, quando retiramos eficiência policial do erro da regressão, e incluímos como regressor, devemos aumentar o valor do coeficiente de armas sobre a criminalidade.

Usaremos variáveis instrumentais para lidar com a potencial correlação entre o erro e a variável que mede o estoque de armas e o erro da regressão (1). Dois conjuntos de instrumentos são usados:

- (1) Defasagens das apreensões de armas
- (2) Defasagens de crimes contra o patrimônio

As apreensões de armas dos anos anteriores devem reduzir o estoque de armas atual (tudo mais constante), tendo em vista que o estoque total de armas em qualquer período pode ser escrito da seguinte forma:

$$Estoque_t = Estoque_{t-N} + \sum_{i=t-N}^{t-1} Aquisições_i - \sum_{i=t-N}^{t-1} [Apreensões_i + Depreciação_i]$$

O estoque de armas em um dado período deve ser igual ao somatório total do fluxo de armas adquiridas menos o fluxo total de armas apreendidas e menos o fluxo total de armas que ficaram inutilizadas (depreciação). Assim, por definição, o fluxo anterior de apreensões impacta o estoque atual de armas. Mas, além disso, aumentos nas apreensões anteriores podem inibir as novas aquisições, tendo em vista que os agentes sabem que há uma probabilidade maior de a arma ser apreendida. Entretanto, as apreensões dos anos anteriores não devem ter qualquer impacto sobre a criminalidade atual, uma vez que controlamos pelo estoque corrente de armas. Dessa forma, as defasagens das apreensões de armas não devem ser correlacionadas com o erro da regressão:

$$E(Apreensões_{it-s} \cdot \varepsilon_{it}) = 0 \quad \forall s > 1 \text{ e } \forall t.$$

O segundo grupo de instrumentos são as defasagens de crimes contra o patrimônio. Caso a percepção dos agentes sobre a criminalidade seja defasada, a demanda contemporânea por armas deve ser influenciada por essas variáveis. Ou seja, se as pessoas demoram a perceber que a criminalidade está mudando, o risco percebido depende da taxa de criminalidade dos períodos anteriores. Como a demanda por armas deve ser função do risco percebido pelos agentes, a demanda por armas é função das defasagens da criminalidade. A literatura, que compara as taxas de criminalidade com a percepção de risco dos agentes (“medo do crime”), mostra que a percepção de risco demora bastante a mudar quando a criminalidade muda. Em especial, a percepção de risco demora muito a cair quando as taxas de crimes caem (DuBow, McCabe e Kaplan (1979)).

Também é importante notar que crimes contra o patrimônio devem ter uma influência maior sobre a percepção da criminalidade, tendo em vista que esses são crimes muito mais frequentes que homicídios. Enquanto a taxa de homicídios era de 35 por cem mil habitantes, a taxa de furto por cem mil habitantes era de mais de 700 neste mesmo ano. Ou seja, a probabilidade de uma pessoa ser vítima de um crime contra o patrimônio é bem superior à chance de ser vítima de um homicídio. Assim, a percepção do risco deve ser altamente influenciada pelas ocorrências de crimes contra o patrimônio dos períodos anteriores. Por outro lado, não existe nenhuma razão para os homicídios serem influenciados pelas defasagens das taxas de crimes contra o patrimônio. Assim suporemos que:

$$E(Roubos_{it-s} \cdot \varepsilon_{it}) = E(Furtos_{it-s} \cdot \varepsilon_{it}) = 0, \forall s > 1 e \forall t.$$

Os resultados do primeiro estágio são apresentados na tabela IX. Podemos ver que as três defasagens de apreensões defasadas têm um efeito negativo e significativo sobre as apreensões contemporâneas. É interessante notar que as três defasagens são significantes a 1%, independente da metodologia utilizada. Os crimes contra o patrimônio defasados têm um efeito positivo, mas apenas a segunda defasagem é significativa a 1%.

5.4 Estimação da Forma Reduzida

Como defasagens das apreensões de armas e de crimes contra o patrimônio afetam o estoque de armas, caso exista uma relação entre armas e homicídios, deve haver uma relação entre homicídios e estas variáveis na estimação de uma forma reduzida. Nessa seção, estimaremos uma forma reduzida do seguinte modelo estrutural:

$$\begin{aligned} Hom_{it} &= \beta X_{it} + \alpha Armas_{it} + \delta_i + \psi_t + \varepsilon_{it} \\ Armas_{it} &= \omega X_{it} + \gamma Hom_{it} + \rho \sum_{j=t-3}^{t-1} Apreensoes_{ij} + \phi \sum_{j=t-3}^{t-1} roubo_{ij} + \pi_i + \lambda_t + \mu_{it} \end{aligned}$$

Onde: $Armas_{it}$ é o estoque de armas por habitante na cidade i no período t ; Hom_{it} é taxa de homicídios por habitante da cidade i e no período t ; X_{it} é uma matriz de covariadas¹⁷; $\sum_{j=t-3}^{t-1} Apreensoes_{ij}$ é o total de apreensões por habitante nos três períodos anteriores; $\sum_{j=t-3}^{t-1} roubo_{ij}$ é o total de ocorrências de roubos por habitante nos três períodos anteriores¹⁸; λ_t e ψ_t são fatores não observáveis específicos do período t ; δ_i e π_i são fatores não observáveis específicos da cidade i . Note que, para essa formulação, não precisamos supor que apreensões seja uma boa proxy para o estoque de armas; supomos apenas que as apreensões dos três últimos anos reduzem o estoque atual de armas tudo mais constante.

Substituindo a segunda equação na primeira, temos:

¹⁷ Incluí todas as variáveis descritas na seção Estratégia de Identificação.

¹⁸ Este é o número de defasagens de apreensões e crimes contra o patrimônio que utilizamos como instrumentos para a variável armas.

$$\begin{aligned}
Hom_{it} &= \beta X_{it} + \alpha \left[\omega X_{it} + \gamma Hom_{it} + \rho \sum_{j=t-3}^{t-1} Apreensoes_{ij} + \phi \sum_{j=t-3}^{t-1} roubo_{ij} + \pi_i + \mu_{it} \right] + \delta_i + \varepsilon_{it} \\
(1 - \alpha\gamma) Hom_{it} &= \beta X_{it} + \alpha\omega X_{it} + \alpha\rho \sum_{j=t-3}^{t-1} Apreensoes_{ij} + \alpha\phi \sum_{j=t-3}^{t-1} roubo_{ij} + \alpha\pi_i + \alpha\mu_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \\
Hom_{it} &= \frac{\beta + \alpha\omega}{1 - \alpha\gamma} X_{it} + \frac{\alpha\rho}{1 - \alpha\gamma} \sum_{j=t-3}^{t-1} Apreensoes_{ij} + \frac{\alpha\phi}{1 - \alpha\gamma} \sum_{j=t-3}^{t-1} roubo_{ij} + \frac{1}{1 - \alpha\gamma} (\alpha\pi_i + \delta_i) + \frac{1}{1 - \alpha\gamma} (\alpha\mu_{it} + \varepsilon_{it})
\end{aligned}$$

Podemos então estimar a seguinte forma reduzida:

$$Hom_{it} = \eta_1 X_{it} + \theta \left(\sum_{j=t-3}^{t-1} Apreensoes_{ij} \right) + \Omega \left(\sum_{j=t-3}^{t-1} roubo_{ij} \right) + \phi_i + \tau_t + \kappa_{it}$$

Onde :

$$\eta = \frac{\beta + \alpha\omega}{1 - \alpha\gamma}; \theta = \frac{\alpha\rho}{1 - \alpha\gamma}; \Omega = \frac{\alpha\phi}{1 - \alpha\gamma}; \phi_i = \frac{1}{1 - \alpha\gamma} (\alpha\pi_i + \delta_i); \kappa_{it} = \frac{1}{1 - \alpha\gamma} (\alpha\mu_{it} + \varepsilon_{it})$$

Os resultados da regressão são apresentados na tabela V, o resultado é nossa estimativa de:

$$\theta = \frac{\alpha\rho}{(1 - \alpha\gamma)}.$$

O fato de esse parâmetro ser negativo tem importantes implicações para os possíveis

valores de α . Imagine que α seja negativo, ou seja, mais armas causam menos homicídios. Sabemos pela teoria que γ é positivo, ou seja, quanto maior o crime maior deve ser a demanda por armas, logo $(1 - \alpha\gamma) > 0$. Além disso, sabemos que ρ é negativo, ou seja, aumento nas apreensões deve reduzir o estoque de armas futuro, assim: $\alpha\rho > 0$. Assim, caso α fosse negativo, obrigatoriamente teríamos que ter θ positivo. Ou seja, os valores de α que tornam θ negativo são todos positivos. Vemos na tabela V que, independente da metodologia e da amostra utilizada, o coeficiente estimado de θ é sempre negativo. Essa estimativa negativa é mais um indício que o efeito causal do estoque de armas sobre os homicídios é positivo.

Analogamente, assumindo que ϕ é positivo, ou seja, aumentos das ocorrências de roubo causam aumentos da demanda por armas nos períodos subsequente (porque aumentam a percepção de risco dos agentes), caso o coeficiente associado às defasagens roubos (Ω) seja positivo, por um argumento exatamente análogo ao exposto acima, necessariamente α é positivo. Os resultados são apresentados na tabela V, vemos que independente da metodologia utilizada, o Ω estimado é sempre positivo e significativo a 1%.

Claramente, essa análise só é válida caso θ e Ω estejam sendo corretamente estimados. Se existem variáveis não incluídas na regressão que impactam os homicídios ou o estoque de armas e também são correlacionados com as apreensões defasadas ou defasagens das ocorrências de roubos, o

coeficiente estimado é viesado essa análise não é válida¹⁹. Entretanto, essa variável omitida não pode ser específica da cidade nem específica de um conjunto de períodos. Além disso, o fato dessa variável ser defasada reduz o número de potenciais variáveis omitidas correlacionadas com as apreensões dos anos anteriores. Note que caso o sinal de um desses coeficientes estiver corretamente estimado, obrigatoriamente α deve ser positivo²⁰.

6. Principais Resultados

A tabela VI apresenta principais resultados de diversas variações do modelo (1) com o uso de variáveis instrumentais. O painel A apresenta os resultados com a amostra completa de 1997 a 2007. Os coeficientes variam entre 0.28 e 0.17 dependendo do método de estimação. Isso significa que considerando a taxa média de homicídios e de apreensões de armas em São Paulo entre 1997 e 2007 uma redução de 1% no estoque de armas reduz em algo entre 0.2% e 0.12% a taxa de homicídios. Considerando a dinâmica da criminalidade, estimada por Arellano-Bond, isso significa uma elasticidade de longo prazo estimada está entre 0.38 e 0.23. Ou seja, uma redução de 1% no estoque de armas gera no longo prazo uma redução entre 0.38% e 0.23% nas taxas de homicídios. Todos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero a 1% de significância.

As colunas (1), (2) e (3) apresentam os resultados estimados de um modelo com efeitos fixos, com defasagens de crime e defasagens das apreensões de armas como instrumentos. O coeficiente estimado fica entre de 0.28 e 0.17, o que implica uma elasticidade de aproximadamente 0.12. As especificações das colunas (4), (5) e (6) são análogas às das colunas (1), (2) e (3), com a diferença de que incluem a defasagem dos homicídios. Para incluir as defasagens de homicídios, precisamos mudar o método de estimação; usamos o Método Generalizado dos Momentos com instrumentos à la Arellano-Bond. Os coeficientes estimados praticamente não se alteram, com as estimativas pontuais da elasticidade de curto prazo ficando entre 0.12 e 0.15.

O painel B estima os mesmos modelos para o sub-período 2001 a 2007 quando temos um conjunto maior de variáveis que medem a eficiência da polícia. Neste período, incluímos o número de policiais por habitante, o número de prisões feitas pela polícia e uma *dummy* para a existência de Infocrim na cidade. Assim, podemos controlar melhor pela variação da eficiência policial entre os municípios. Os resultados são bastante parecidos com os estimados com a amostra completa.

A tabela VII apresenta alguns testes de robustez. As colunas (1) e (2) mostram os coeficientes estimados do modelo com todos os instrumentos, mas apenas para municípios com mais de 25 mil habitantes em 1997. As estimativas aumentam significativamente para essa sub-amostra. As colunas (3) e (4) apresentam os resultados estimados do modelo de variáveis instrumentais com pesos iguais à raiz quadrada do número de habitantes do município, de forma que a variância das observações seja uma função decrescente da população da cidade. As colunas (5) e (6) mostram os coeficientes estimados do

¹⁹ Caso o sentido do viés implique o θ estimado é maior que o θ verdadeiro, então esse argumento continua válido.

²⁰ Partindo do princípio de que o modelo estrutural está corretamente especificado.

modelo de variáveis instrumentais com pesos iguais a raiz quadrada do número de habitantes do município, retirando o município de São Paulo da amostra²¹. Comparando com a tabela VI vemos que os coeficientes são maiores e mais precisamente estimados quando incluímos pesos ou retiramos os municípios menores. Os municípios menores possuem taxas de criminalidade muito voláteis; assim, quando retiramos da amostra ou damos peso menor para estas observações, devemos ter uma estimativa mais precisa do efeito de armas sobre as taxas de homicídios²².

7. Teste de Falsificação

O estoque de armas não deve ter nenhum efeito causal sobre algumas formas de criminalidade, como furto de automóveis. Não são usadas armas para cometer furtos. Assim, é difícil imaginar uma razão para que o estoque de armas impacte positivamente a taxa de furtos. Claramente, é possível que o estoque de armas tenha um efeito negativo sobre os furtos: em regiões com alto estoque de armas, os criminosos poderiam ter medo de que suas potenciais vítimas estivessem armadas. Caso estimássemos um modelo similar ao da última seção e encontrássemos um efeito positivo, devemos suspeitar que a estratégia de estimação não é válida, e que os resultados obtidos até agora foram provocados por uma relação espúria entre crimes e armas.

7.1 Efeito sobre furto de automóveis

Os furtos de automóveis são provavelmente a melhor categoria para realizarmos um teste de falsificação. Os furtos de automóveis possuem um baixo erro de medida²³, além disso, é difícil argumentar que o estoque de armas deva ter qualquer efeito causal sobre o número de furtos de automóveis. Assim, essa é categoria de crimes teoricamente não influenciada pelo estoque de armas que é mais precisamente medida.

Os resultados são apresentados no Painel A da tabela VIII. Podemos notar que não há qualquer relação entre furtos de automóveis e armas. Armas não é significativa para explicar a incidência de furtos de automóveis nos municípios de São Paulo em nenhuma das metodologias estimadas. Inclusive o sinal do coeficiente varia conforme a metodologia: quando estimamos por efeitos aleatórios (coluna (2)) e à lá Arellano-Bond, com instrumentos para armas (coluna (6)), o coeficiente é negativo e insignificante; em todas as outras metodologias, o coeficiente é positivo e insignificante.

²¹ Retirar São Paulo é importante porque a população dessa cidade é aproximadamente um quarto da população do estado.

²² Também é possível que o efeito de aumentar o estoque de armas seja maior em cidades grandes do que em cidades pequenas.

²³ Como explicado detalhadamente na seção 3.1.

7.2 Efeito sobre as ocorrências de furtos

Também esperamos que o estoque de armas não tenha qualquer efeito sobre a incidência de furtos em geral. Entretanto, essa é uma variável mais problemática, tendo em vista que as ocorrências de furtos apresentam um erro de medida relevante em relação aos furtos efetivamente ocorridos. Em particular, o erro de medida deve tornar mais difícil estimar o efeito causal de armas sobre a taxa de furtos uma vez que, como discutido em Soares (2003), o erro de medida é bastante correlacionado com as variáveis explicativas. Usaremos a mesma estratégia de identificação apresentada na seção de Estratégia de Estimação, com a diferença de que apenas as defasagens de armas serão usadas como instrumentos.

Os resultados são apresentados no painel B da tabela VIII. Podemos ver que o coeficiente de armas é positivo e significativo quando fazemos uma regressão OLS (coluna (1)) e quando utilizamos efeitos aleatórios (coluna (2)); positivo e insignificante na regressão com efeitos fixos (coluna (3)) e na regressão GMM à la Arellano-Bond (coluna (5)); negativo e insignificante na regressão com efeitos fixos e instrumentos para armas (coluna (4)) e no GMM à la Arellano-Bond com instrumentos para armas (coluna (6)). Assim, o coeficiente é muito próximo a zero quando incluímos o conjunto de instrumentos usado para identificar o efeito de armas sobre a taxa de homicídios, ou seja, os instrumentos usados ajudam a recuperar o efeito teórico correto, pelo menos quando utilizamos para analisar o efeito de armas sobre furtos.

8. Conclusão

Apresentamos diversas evidências de que a queda da taxa de homicídios foi em grande medida causada pela redução do estoque de armas. Usamos diversas técnicas econométricas para identificar o sinal do efeito causal das armas e encontramos em todas as especificações que o sinal desse efeito é positivo. Tanto as estimações de uma forma reduzida quanto a estimação de um modelo com variáveis instrumentais mostram que o aumento do estoque de armas nos municípios de São Paulo tende a aumentar a taxa de homicídios.

Políticas públicas do governo estadual de repressão ao porte ilegal de armas e a aprovação do Estatuto do Desarmamento em 2003 aumentaram muito o custo de portar uma arma e, dessa forma, reduziram a demanda por armas. Estimamos um forte efeito do estoque de armas sobre a taxa de homicídios. Nossas estimativas são que uma redução de 1% no estoque de armas deve reduzir entre 0.15% e 0.20% a taxa de homicídios por cem mil habitantes. Isso significa que a redução de aproximadamente 60% no estoque de armas entre 1999 e 2007 deve ter causado uma queda de 9% a 12% nos homicídios neste período. Incorporando a dinâmica da criminalidade, vemos que o efeito de longo prazo dessa redução do estoque de armas deve ser de aproximadamente 20%.

Outro resultado interessante é que, usando essa mesma metodologia, estimamos que o estoque de armas não tem qualquer efeito sobre a ocorrência de furtos. Este é um resultado que está dentro do

esperado, tendo em vista que não são usadas armas para cometer essa forma de crime. Com isso, mostramos que o resultado não está sendo gerado por uma correlação espúria entre crimes e armas. É interessante também notar que, apesar da forte queda de homicídios entre 1999-2007, houve aumento da taxa de furtos por habitante e redução modesta da taxa de furto de veículos por habitante. Ou seja, apesar da fantástica queda de homicídios não ocorreu redução generalizada da criminalidade. Assim, é possível que a forte queda dos homicídios tenha sido significativamente influenciada pela a forte queda do estoque de armas.

O artigo busca contribuir para a literatura de criminalidade de duas formas: buscando estimar o sinal correto do coeficiente de armas sobre a taxa de homicídios, usando um novo conjunto de instrumentos, e ajudando a compreender os determinantes da forte queda da taxa de homicídios no estado de São Paulo no período de 1999 a 2007. Dessa forma, mostramos evidências que o desarmamento pode ser uma importante política pública para reduzir as taxas de homicídios.

Referências

- Arellano, M., and S. Bond.** (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies* 58: 277-297.
- Arellano, M., Bover, O.** (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics* 68: 29-51.
- Becker, G.** (1968). "Crime and Punishment: An Economic Approach". *The Journal of Political Economy* 76: pp. 169–217.
- Becker, G.** (1981). "A Treatise on the family". University of Chicago Press.
- Black, D., Nagin, D.** (1998) "Do 'Right-to-Carry' Laws Deter Violent Crime?" *Journal of Legal Studies*, Vol. 27, No. 1, pp. 209-213 (January 1998).
- Blundell, R., and S. Bond.** (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel-data models. *Journal of Econometrics* 87: 115-143.
- Biderman, C., Mello, J., Schneider, A.** (2009). "Dry Laws and Homicides: Evidence from the São Paulo Metropolitan Area" forthcoming *Economic Journal*
- Chamberlain, G.** (1984): "Panel Data", in *Handbook of Econometrics*, Volume II, ed. by Z. Griliches and M. Intriligator, 1247-1318. Amsterdam: North-Holland.
- Duggan, M.** (2001). "More Guns, More Crime," National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No. W7967, October 2000, later published in *Journal of Political Economy*.^[14]

Donahue, J. (2003), Stanford Law School, 'The Final Bullet in the Body of the More Guns, Less Crime Hypothesis', *Criminology and Public Policy*, 2003.^[17]

Donnermeyer, J.F., Phillips, G.H., Kreps, G.M., & Steiner, M. (1983). *Crime, fear of crime and crime prevention: An analysis among the rural elderly*. Report submitted to the Andrus Foundation, American Association of Retired Persons. Columbus, OH: National Rural Crime Prevention Center

Ehrlich, I., (1973). Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. *The Journal of Political Economy* 81, 521-565.

Ehrlich, I., (1996). Crime, Punishment, and the Market for Offenses. *The Journal of Economic perspectives* 10, 43-67.

Glaeser, L.E., Sacerdote, B., (1999). Why Is There More Crime in Cities? *The Journal of Political Economy* 107, S225-S258.

Grambsch, P. (2008). Regression to the Mean, Murder Rates, and Shall-Issue Laws. *The American Statistician* 62(4): 289-295.

Granger, C.W.J., (1969). "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods". *Econometrica* 37 (3), 424-438.

HYMAN, J., THOMAS, C. (1997). "PERCEPTIONS OF CRIME, FEAR OF VICTIMIZATION, AND PUBLIC PERCEPTIONS OF POLICE PERFORMANCE". *JOURNAL OF POLICE SCIENCE AND ADMINISTRATION* Volume:5 Issue:3 Pages:305-317

Kelly, M., (2000) "Inequality and Crime " *Review of Economics and Statistics*, 2000 - MIT Press. pp 530-539

Levitt, S. (2002) "Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effects of Police on Crime: Reply." *American Economic Review*, 2002, 92(4), pp. 1244-50.

Levitt, S. (1996) "The Effect of Prison Population Size on Crime Rates: Evidence from Prison Overcrowding Litigation." *Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111(2), pp. 319-51.

Levitt, S. (1997) "Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime." *American Economic Review*, 1997, 87(3), pp. 270-90.

Ludwig, J. (1998), "Concealed-Gun-Carrying Laws and Violent Crime: Evidence from State Panel Data", published in *International Review of Law and Economics*, 1998.[13].

Mello, J., Schneider, A. (2009). "Age Structure Explaining a Large Shift in Homicides: The Case of the State of São Paulo" forthcoming Rafael Di Tella, Sebastian Edwards, and Ernesto Schargrodsky (orgs). NBER Inter-American Seminar on Economics 2007. Chicago: NBER and University of Chicago Press

Moody, C., Marvell, T. (2008), 'The Debate on Shall-Issue Laws', *Econ Journal Watch*, 2008.^[9]

"Homicídios". Instituto Nacional de Medicina Legal y Ciencias Forenses. p. 36.

HYMAN, J., THOMAS, C. (1997). "PERCEPTIONS OF CRIME, FEAR OF VICTIMIZATION, AND PUBLIC PERCEPTIONS OF POLICE PERFORMANCE". JOURNAL OF POLICE SCIENCE AND ADMINISTRATION Volume:5 Issue:3 Pages:305-317

Soares, R. (2004) "Development, Crime, and Punishment: Accounting for the International Differences in Crime Rates". Journal of Development Economics, 73(1), February 2004, 155-184.

9. Apêndice

Tabela I - Teste de raiz unitária

	P-Valor
Homicídios	0.73
Δ Homicídios	0
Armas	0.45
Δ Armas	0
Teste Augmented Dickey-Fuller	
Hiptese nula a variável possui raiz unitária	

Tabela II - VAR Forma Reduzida

	VAR_ARMAS	VAR_HOM
VAR_ARMAS(-1)	-0.1129483	0.267131
P-Valor	0	0.0933
VAR_ARMAS(-2)	-0.1576341	0.0123317
P-Valor	0	0.941
VAR_ARMAS(-3)	-0.0823087	-0.4584261
P-Valor	0.014	0.011
VAR_ARMAS(-4)	-0.2105752	-0.4192467
P-Valor	0.007	0.02
VAR_ARMAS(-5)	0.1626376	-0.6134848
P-Valor	0.008	0.001
VAR_ARMAS(-6)	0.2154382	-0.4750478
P-Valor	0.31	0.021
VAR_HOM(-1)	-0.8618441	-0.4369866
P-Valor	0.296	0
VAR_HOM(-2)	-0.6309857	-0.5774912
P-Valor	0.204	0
VAR_HOM(-3)	-0.4326626	-0.3680517
P-Valor	0.589	0.018
VAR_HOM(-4)	-0.4729764	-0.398025
P-Valor	0.185	0.014
VAR_HOM(-5)	-0.4769804	-0.4086017
P-Valor	0.277	0.008
VAR_HOM(-6)	-0.204112	-0.4123922
P-Valor	0.155	0.008
Dummy-Desarmamento	-0.0769638	-0.0859913
P-Valor	0.002	0.004
R-squared	0.676218	0.628518

As variáveis endógenas são: Variação do log dos homicídios e das apreensões de armas

Incluimos uma dummy igual a 1 após o estatuto do desarmamento como exógena

VAR_HOM(-y) é a variação do log dos homicídios no período t-y

VAR_ARMAS(-y) é a variação do log das apreensões de armas no período t-y

O valor em negrito é o p-valor.

Tabela III: Teste de Causalidade de Granger	
Painel A: Duas Defasagens	
	<u>P-Valor</u>
H0: Armas não Granger causam Homicídios	0
H0: Homicídios não Granger causam Armas	0.33
Painel B: Quatro Defasagens	
	<u>P-Valor</u>
H0: Armas não Granger causam Homicídios	0
H0: Homicídios não Granger causam Armas	0.21
Painel C: Oito Defasagens	
	<u>P-Valor</u>
H0: Armas não Granger causam Homicídios	0
H0: Homicídios não Granger causam Armas	0.18
Painel D: Doze Defasagens	
	<u>P-Valor</u>
H0: Armas não Granger causam Homicídios	0
H0: Homicídios não Granger causam Armas	0.07
Teste de Wald sobre os todos os coeficientes	

Tabela IV: Assume Variável Armas Exógena

Painel A : Inclui Variáveis de Eficiência Policial

Variável Dependente: Homicídios por 100 mil habitantes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Armas	0.44 (9.87)**	0.37 (4.62)**	0.38 (4.76)**	0.12 (3.78)**	0.12 (2.91)**	0.15 (2.65)**
Elasticidade	0.30	0.12	0.12	0.08	0.08	0.07
Eficiência da Policia	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Lag Homicídios	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
Dummies de Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs	5503	5503	5503	5503	5503	4780
R2	0.88	0.77	0.77	0.81	0.81	
Teste de Sargan						0.35
Teste Arellano-Bond						0.88

Painel B : Não Inclui Variáveis de Eficiência Policial

Variável Dependente: Homicídios por 100 mil habitantes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Armas	0.27 (6.87)**	0.12 (3.65)**	0.12 (3.58)**	0.08 (2.03)*	0.08 (2.02)*	0.07 (2.01)*
Elasticidade	0.18	0.08	0.08	0.05	0.05	0.05
Eficiência da Policia	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Lag Homicídios	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
Dummies de Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs	5101	5101	5101	5101	5101	4134
R2	0.91	0.8	0.8	0.83	0.83	
Teste de Sargan						0.35
Teste Arellano-Bond						0.87

Entre paranteses são apresentadas as estatísticas t, usando desvios padrões robustos

*Significante a 5%

**Significante a 1%

(1) regressão OLS (2) Regressão Efeito Aleatório (3) Regressão Efeito Aleatório Erro AR(1)

(4) Regressão Efeito Fixo (5) Regressão Efeito Fixo Erro AR(1) (6) GMM Arellano-Bond

Os contrles usados são: população, fração de jovens, população urbana, fração de crimes solucionados pela policia e desemprego

A proxy para eficência da policia é a fração das ocorrencias solucionadas

A elasticidade é calculada usando a taxa média de homicídios e de armas apreendidas do período

Apresentamos o p-valor do teste de correlação dos residuos de Arellano-Bond e o p-valor do teste de sobreidentificação de Sargan

Tabela V: Forma Reduzida

Variável Dependente: Homicídios por 100 mil habitantes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Apreensões Defasadas de Armas	-0.05 (2.52)*	-0.05 (2.56)*	-0.09 (3.58)**	-0.16 (2.93)**	-0.09 (2.88)**	-0.13 (2.77)**
Roubo Defasado	0.08 (4.79)**	0.08 (4.33)**	0.07 (2.77)**	0.05 (4.22)**	0.05 (2.88)**	0.05 (2.19)**
Eficiência da Policia	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Lag Homicídios	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
Dummies de Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs	3640	3640	3640	1203	1203	1203
Teste de Sargan			0.41			0.44
Teste Arellano-Bond			0.89			0.77

Entre paranteses são apresentadas as estatísticas t, usando desvios padrões robustos

*Significante a 5%

**Significante a 1%

(1) e (4) Regressão Efeito Fixo; (2) e (5) Regressão Efeito Fixo Erro AR(1); (3) e (6) GMM Arellano-Bond

(1), (2) e (3) Amostra Completa; (4), (5) e (6) Municípios com mais de 25 mil Habitantes

Os contrles usados são: população, fração de jovens, população urbana, fração de crimes solucionados pela policia e desemprego

A proxy para eficiência da policia é a fração das ocorrencias solucionadas

Apresentamos o p-valor do teste de correlação dos residuos de Arellano-Bond e o p-valor do teste de sobreidentificação de Sargan

Tabela VI: Principais Resultados

Painel A : Período 1997-2007

Variável Dependente: Homicídios por 100 mil habitantes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Armas	0.28 (4.3)**	0.179 (3.83)**	0.177 (2.91)**	0.253 (2.91)**	0.20 (2.31)*	0.21 (2.61)**
Elasticidade	0.19	0.12	0.12	0.17	0.14	0.14
Eficiência da Policia	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Lag Homicídios	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Dummies de Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs	3840	3840	3840	3840	3840	3840
Teste de Hansen				0.26	0.31	0.21
Teste Arellano-Bond				0.78	0.77	0.77

Painel B : Período 2001-2007

Variável Dependente: Homicídios por 100 mil habitantes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Armas	0.22 (3.7)**	0.18 (2.9)**	0.17 (3.11)**	0.18 (4.46)**	0.25 (2.13)*	0.21 (3.61)**
Elasticidade	0.15	0.12	0.12	0.12	0.17	0.14
Eficiência da Policia	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Lag Homicídios	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Dummies de Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs	1926	1926	1926	1926	1926	1926
Teste de Hansen				0.32	0.32	0.3
Teste Arellano-Bond				0.93	0.93	0.93

Entre paranteses são apresentadas as estatísticas t, usando desvios padrões robustos

*Significante a 5%

**Significante a 1%

(1) Regressão Efeito Fixo Crime Defasado como Instrumento (2) Regressão Efeito Fixo Apreensões Defasadas como Instrumento

(3) Regressão Efeito Fixo Crime Defasado + Apreensões Defasadas como Instrumentos

(4) Arellano-Bond -Crime Defasado como Instrumento (5) Arellano-Bond - Apreensões Defasadas como Instrumento

(6) Arellano-Bond - Crime Defasado + Apreensões Defasadas como Instrumentos

Os contrles usados são: população, fração de jovens, população urbana, fração de crimes solucionados pela policia e desemprego

A elasticidade é calculada usando a taxa média de homicídios e de armas apreendidas do período

Número de policiais por habitante, número de prisões por habitante e existencia do Infocrim são incluídas no period 2001 a 2007

Tabela VII: Testes de Robustez

Variável Dependente: Homicídios por 100 mil habitantes

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Armas	0.26 (4.89)**	0.28 (4.03)**	0.37 (5.11)**	0.26 (4.46)**	0.34 (4.13)**	0.25 (3.91)**
Elasticidade	0.18	0.19	0.25	0.18	0.23	0.17
Eficiência da Policia	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Lag Homicídios	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Dummies de Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Teste de Hansen		0.41		0.37		0.31
Teste Arellano-Bond		0.87		0.88		0.91

Entre paranteses são apresentadas as estatísticas t, usando desvios padrões robustos

*Significante a 5%

**Significante a 1%

(1) , (3) e (5) Regressão Efeito Fixo com Instrumentos; (2), (4) e (6) GMM Arellano-Bond com Instrumentos para armas

(1) e (2) Municípios com mais de 25 mil Habitantes ; (3) e (4) Amostra Completa com Pesos = (População)^{1/2}

(5) e (6) Município de São Paulo excluído Pesos = (População)^{1/2}

A elasticidade é calculada usando a taxa média de homicídios e de armas apreendidas do período

Os controles usados são: população, fração de jovens, população urbana, fração de crimes solucionados pela polícia e desemprego

Tabela VIII: Teste de Falsificação**Painel A : Furtos de Automóveis****Variável Dependente: Furto de Automovel por 100 mil habitantes**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Armas	0.029 (0.49)	-0.018 (-0.44)	0.023 (0.56)	0.027 (0.29)	0.001 (0.03)	-0.005 (-0.17)
Eficiência da Policia	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Lag Homicídios	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
Dummies de Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs	3649	3649	3649	3649	3649	2280
R2	0.98	0.98	0.98	0.98		
Teste de Sargan					0.52	0.44
Teste Arellano-Bond					0.91	0.91

Painel B : Total de Furtos**Variável Dependente: Furto por 100 mil habitantes**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Armas	0.227 (3.66)**	0.167 (2.69)**	0.121 (1.74)	-0.064 (-0.46)	0.093 (1.43)	-0.045 (-0.35)
Eficiência da Policia	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Lag Homicídios	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
Dummies de Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs	3649	3649	3649	3649	3649	2280
R2	0.87	0.87	0.87	0.87		
Teste de Sargan					0.44	0.35
Teste Arellano-Bond					0.89	0.89

Entre paranteses são apresentadas as estatísticas t, usando desvios padrões robustos

*Significante a 5%

**Significante a 1%

(1) Regressão OLS (2) Regressão Efeito Aleatório (3) Regressão Efeito Fixo

(4) Regressão Efeito Fixo com Instrumentos (5) GMM Arellano-Bond (6) GMM Arellano-Bond com Instrumentos para Armas

Os contrles usados são: população, fração de jovens, população urbana, fração de crimes solucionados pela policia e desemprego

A proxy para eficiência da policia é a fração das ocorrencias solucionadas

Apresentamos o p-valor do teste de correlação dos residuos de Arellano-Bond e o p-valor do teste de sobreidentificação de Sargan

Tabela IX - Resultados do Primeiro Estágio

Varáveis	(1)	(2)
Armas (-1)	-0.48 (0.18)**	-0.66 (0.16)**
Armas (-2)	-0.46 (0.16)**	-0.11 (0.16)**
Armas (-3)	-1.02 (0.26)**	-0.79 (0.17)**
Crimes Contra o Patrimônio (-1)	0.02 (0.006)**	0.01 (0.008)
Crimes Contra o Patrimônio (-2)	0.04 (0.006)**	0.08 (0.005)**
Crimes Contra o Patrimônio (-3)	0.00 (0.007)	0.00 (0.004)
Tese de Arellano-Bond	0.37	
Teste de Sargan	0.90	
Teste F	0.00	0.00

Entre paranteses são apresentadas as estatísticas t, usando desvios padrões robustos

*Significante a 5%

**Significante a 1%

Os controles usados são: população, fração de jovens, população urbana, fração de crimes solucionados pela polícia e desemprego

Apresentamos o p-valor do teste de correlação dos resíduos de Arellano-Bond e o p-valor do teste de sobreidentificação de Sargan

(1) Estimado por Arellano-Bond ; (2) Estimado com efeitos fixos Municipais

O impacto dos Programas de Transferência Condicional de Renda Sobre a Incidência de Mães Solteiras

Gabriel Hartung

Resumo

O artigo analisa o impacto dos programas de transferência condicional de renda sobre a probabilidade de um pai viver no mesmo domicílio dos seus filhos. Encontramos um conjunto de fortes evidências de que esses programas aumentam essa probabilidade nas famílias beneficiárias: ocorreu um aumento da presença paterna nas famílias com renda familiar per capita abaixo R\$100 em relação às demais classes de renda após a criação dos programas de transferência de renda; essa mudança é mais forte nos estados onde a cobertura dos programas sociais é maior e em domicílios com crianças na idade de receber benefícios; as famílias que recebem algum benefício possuem uma maior presença paterna do que famílias elegíveis que não eram beneficiárias; aumentos de cobertura desses programas em um município tendem a reduzir a fração de pais ausentes; as crianças que eram beneficiárias do programa Bolsa Escola em 2003 possuíam uma chance maior de ter o pai em casa que crianças inscritas no programa, mas que ainda não estavam recebendo o benefício. Apesar de cada uma dessas evidências ser frágil individualmente, quando somadas, elas constituem um forte indício de causalidade. A explicação para esse resultado está relacionada ao fato de que grande parte desses programas é direcionada às crianças, o que deve aumentar a atratividade de viver no mesmo domicílio dos filhos.

Abstract

The article analyses the impact of the conditional cash transfers on the likelihood of a father lives in the same home of their children. We found a set of strong evidences that these programs increase this probability for beneficiaries: there was an increase of parents present in families with incomes below R\$ 100 compared to other classes of income; this effect is stronger in states where the coverage of social programs is greater and in households with children in the age to receive benefits; the families who receive any benefit have more paternal presence than eligible families who do not receive; increases in coverage of these programs in a municipality tend to reduce the fraction of absent parents; the children who benefit from the *Bolsa Escola* program have a greater chance of having the father at home compared with children enrolled in the program, but still not

receiving the benefit. Although each of these evidences can be seen as fragile individually, when added up, they are a strong indication of causality. The explanation for this result is related to the fact that most of these programs are targeted at children, which should increase the attractiveness of living in the homes with children.

Palavras chaves: Mães solteiras, Transferência de renda, Divorcio.

Key words: Single motherhood, Cash transfers, Divorce.

JEL – J12, C23

1 - Introdução

Os programas de transferência condicional de renda (PTCR) têm se difundido rapidamente na América Latina desde o fim da década de 1990. Em geral, consistem no pagamento de uma bolsa e com alguma contrapartida do beneficiário, como frequência na escola e visitas regulares ao médico. Recentemente, algumas cidades americanas, como Nova York, também adotaram uma variação desses programas, pagando recompensas pelo bom desempenho de alunos em provas padronizadas. Os PTCR têm mostrado êxito não somente em reduzir a pobreza como também em melhorar o desempenho escolar e os indicadores de saúde dos beneficiários (Shultz, 2004; Gertler, 2004; Cardozo e Portela, 2003).

Uma característica comum a esses programas é que o benefício é pago prioritariamente à mãe das crianças pertencentes ao público alvo. A escolha da mulher ocorre em virtude de um crescente consenso na literatura de que as mulheres tendem a alocar mais recursos para o acúmulo de capital humano de seus filhos (Duflo, 2003; Shultz, 1990). Entretanto, apesar de muitos artigos investigarem o efeito dos PTCRs sobre o poder de barganha da mulher e a realocação de recursos dentro do domicílio (Attanasio and Lechene, 2002; Bobonis, 2006; Braido, Olinto e Perrone, 2007), ainda não existem estudos avaliando os possíveis impactos desses programas sobre a possibilidade da criança ser criada sem o pai. Em 2004, o rendimento do Bolsa Família era pouco mais de 18%¹ da renda familiar dos beneficiários. Dessa forma, participar dos programas sociais representa um aumento importante na renda. Em consequência da sua grande importância financeira, os PTCR podem alterar de forma relevante as escolhas de seus beneficiários.

O efeito sobre a chance de a criança ser criada sem o pai é bastante importante, tendo em vista os indícios de que a presença do pai exerce influência sobre o desempenho escolar dos filhos e sobre a probabilidade de envolvimento dos jovens em atividades criminais (Beck, 1993; Comanor e Phillips, 2002; Hartung e Pessoa, 2007²; Maclanahan e Sanderfur, 1994).

O efeito teórico dos PTCR sobre a probabilidade de divórcio é ambíguo. Esses programas reduzem a propensão do pai a sair de casa (já que aumentam a sua renda de casado e não modificam sua renda de solteiro), mas seu efeito sobre o comportamento da

¹ Média entre os beneficiários do rendimento do Bolsa Família dividido pela renda familiar.

² Primeiro capítulo desta tese.

mãe não é tão claro. Os programas aumentam a renda da mulher tanto casada quanto solteira, o que tem um efeito ambíguo sobre a propensão da mulher a se divorciar³. Por exemplo, a renda extra recebida através dos PTCR pode reduzir os conflitos relacionados à alocação de recursos dentro do domicílio, e, dessa forma, melhorar o casamento. Bobonis, González-Brenes e Castro (2007) mostram que houve uma redução de violência doméstica em domicílios que eram beneficiários de PTCR. Além disso, o recebimento da bolsa deve aumentar a atratividade das mães no mercado de solteiros, o que aumenta sua propensão a divorciar-se. Assim, a teoria não consegue prever o sentido desse efeito, o que torna esse um problema empírico.

Os beneficiários dos programas sociais brasileiros não são escolhidos aleatoriamente⁴. Dessa forma, temos que lidar com o problema de seleção para avaliar os efeitos destes programas. O principal problema para nossas estimações é a potencial auto-seleção dos beneficiários: como o esforço do indivíduo pode influenciar a chance dele tornar-se beneficiário de um PTCR, características não observáveis (que influenciam o esforço do indivíduo) podem gerar heterogeneidades entre os beneficiários e os não beneficiários⁵. Em especial, é possível que homens com maior propensão a se divorciar façam um esforço menor para entrar no programa. Assim, poderíamos ver uma maior presença paterna entre os beneficiários mesmo que o programa não tivesse qualquer efeito sobre a propensão do pai de sair de casa.

São usadas quatro abordagens para lidar com o problema: (i) as pessoas com uma renda ligeiramente superior aos limites dos programas são usadas como grupo de controle; (ii) os potenciais recebedores no sudeste (onde a cobertura era bem baixa em 2004) são usados como grupo de controle, e as pessoas do nordeste como grupo de tratamento (onde a cobertura é quase completa); (iii) os municípios são tratados em painel, em que exploramos a grande diversidade de cobertura entre os municípios brasileiros para identificar os efeitos dos programas sociais⁶; (iv) por fim, as pessoas que se inscreveram, mas que ainda estavam esperando a análise do seu cadastro no programa Bolsa Escola, são usadas como grupo de controle. As estimativas consistentemente mostram que os programas sociais aumentam a probabilidade de as crianças viverem no mesmo domicílio que seus pais.

Usando dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD), mostramos fortes evidências que os PTCR têm forte impacto sobre a probabilidade de uma criança crescer sem o pai. Nossos resultados indicam que o fato de uma criança ser beneficiária de um PTCR reduz sua probabilidade de crescer em uma família monoparental em cerca de 2% a 9%, dependendo do grupo de controle analisado.

³ O sinal desse efeito depende de como a utilidade da mulher em estar casada varia com a renda. Caso o aumento da renda aumente o bem-estar de estar casada mais do que aumenta o potencial bem-estar de ficar solteira, a bolsa do governo reduzirá a propensão de separação da mulher.

⁴ A escolha aleatória dos beneficiários seria uma característica importante para a avaliação de impacto. Entretanto, os programas sociais brasileiros não foram desenhados para serem avaliados, ao contrário do que ocorre, por exemplo, com o Oportunidades do México.

⁵ O esforço neste caso pode ser o de buscar a prefeitura para se cadastrar no programa. O esforço também poderia ser a maior propensão a mentir no questionário de cadastro, declarando uma renda menor que a efetivamente recebida.

⁶ Esta é a abordagem mais utilizada para avaliar os programas sociais brasileiros

Isso contraria grande parte da evidência internacional (Moffit, 1992; Eissa e Hoynes, 2003), que mostra que o aumento da proteção social deve reduzir o incentivo ao casamento, e aumenta a fração de crianças criadas por mães solteiras. Entretanto, esses trabalhos são baseados em programas que constituem alguma forma de seguro gratuito oferecido pelo governo, bem diferente dos programas analisados nesse artigo, que são incentivos ao acúmulo de capital humano⁷. Assim, nestes programas não há qualquer desincentivo para o pai divorcia-se, diferente do que ocorre com os PTCRs.

Desde os trabalhos de Becker (1974) e de Becker, Landes e Michel (1977), artigos teóricos vêm examinando a relação entre a cobertura de programas sociais e a estabilidade matrimonial. O aumento da proteção social, em geral, é associado a um aumento da taxa de divórcio e uma redução da taxa de casamentos. A intuição por traz desse resultado é que, em um mundo de renda incerta, uma das motivações ao casamento é o compartilhamento de risco entre os membros do casal. Os programas sociais reduzem a dispersão da renda ao pagarem uma renda fixa às pessoas com baixa renda (um seguro gratuito), e, por isso, reduzem o ganho de compartilhamento de risco. O principal programa de transferência de renda americano foi totalmente modificado em 1996 com objetivo explícito de aumentar os incentivos ao casamento. Esse programa fornecia uma ajuda financeira a mães solteiras de baixa renda. A evidência empírica mostrou que o *Aid to Families with Dependent Children* (AFDC) aumentou a taxa de divórcios e reduziu a taxa de casamentos entre as famílias de baixa renda⁸.

Nosso artigo complementa uma literatura recente mostrando que os possíveis efeitos colaterais indesejados dos PTCR utilizados por países latino-americanos são bastante limitados ou inexistentes. Os trabalhos de Skoufias e Di Maro (2006) e de Barro e Fogel (2008) indicam que os PTCR não reduzem significativamente a oferta de trabalho dos beneficiários. Já Stecklov (2006) apresenta evidências de que tais programas não aumentam a fecundidade. Neste artigo, mostramos que os PTCR brasileiros parecem ter um efeito importante sobre a estrutura familiar dos beneficiários no sentido de reduzir do número de crianças criadas por mães solteiras. Esse resultado é contrário às evidências existentes, particularmente as apresentadas em trabalhos que avaliam programas sociais americanos.

O artigo está dividido em cinco seções, além dessa introdução. A segunda seção discute os diversos programas de transferência condicional de renda que foram implementados no Brasil. A terceira apresenta o efeito teórico e algumas evidências empíricas anteriores. A quarta seção discute a base de dados utilizada, e a quinta apresenta uma série de metodologias empíricas e seus respectivos resultados. A sexta seção é a conclusão do artigo.

2 - Programas de transferência de renda

Os Programas Condicionais de Transferência de Renda (PCTR) no Brasil têm como público alvo as famílias de baixa renda⁹, que recebem uma bolsa sob certas

⁷ Estamos tratando aqui da velha geração de programas sociais: Peti, Bolsa Escola e Bolsa Alimentação. O Bolsa Família é um misto de seguro e incentivo a acumulação de capital humano.

⁸ Referências importantes são Moffit (1992), Eissa e Hoynes (2003) e Anderson (2005).

⁹ As rendas *per capita* limites em geral são $\frac{1}{2}$ salário mínimo ou $\frac{1}{4}$ de salário mínimo, dependendo do programa.

condicionalidades: e.g., as crianças não devem trabalhar, devem realizar visitas regulares ao médico e manter uma frequência mínima escolar. Os primeiros programas foram instituídos por governos locais em Campinas e no Distrito Federal em 1995. A primeira experiência nacional de estabelecimento de um programa de transferência condicional de renda foi o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI), criado em 1996.

Em 2004, o Ministério do Desenvolvimento Social iniciou um processo de unificação dos antigos programas (Auxílio Gás, Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Cartão Alimentação) para um programa que consolidasse todas estas ações e fosse direcionado às famílias de baixa renda. Esse programa foi chamado de Bolsa Família e passou a ser o principal programa social brasileiro. Este artigo irá avaliar períodos anteriores à unificação dos programas entre 1999 e 2004. Assim, é interessante uma rápida descrição de cada um dos programas¹⁰:

Auxílio Gás: o objetivo do programa é subsidiar a compra de botijão de gás de cozinha. Este benefício é destinado a famílias de baixa renda que estavam inscritas no Programa Bolsa Escola e no Cadastro Único dos Programas Sociais. O Auxílio Gás tem um diferencial de pagamento em relação aos outros programas: ele oferece um valor de benefício mensal de R\$ 7,50 que é pago a cada bimestre. Ou seja, de dois em dois meses cada família recebe o valor de R\$ 15,00. Este programa não exige nenhum tipo de contrapartida por parte da família beneficiária.

PETI (Programa de Erradicação do Trabalho Infantil): o programa destina às famílias com renda *per capita* inferior a R\$ 120,00 e que têm crianças de 6 a 15 o benefício mensal de R\$25 ou R\$40¹¹ por criança, dependendo do local de moradia da criança. As exigências são: frequência mínima à escola de 85% das aulas e retirada de todas as crianças de atividades laborais e de exploração.

Bolsa Escola: o objetivo do programa é incentivar a permanência de crianças de famílias pobres na escola. Para isso, destina às famílias com renda *per capita* inferior a R\$ 120,00 e que têm crianças de 6 a 15 anos matriculadas no ensino fundamental regular o benefício mensal de R\$ 15,00 por criança. Cada família pode ter, no máximo, três crianças inscritas no programa, ou seja, pode receber um benefício de até R\$ 45,00 e é exigida a contrapartida de frequência à escola das crianças de 90% das aulas.

Bolsa Alimentação: este programa é dirigido à melhoria das condições de saúde e nutrição de gestantes e nutrízes (mães que estejam amamentando filhos com até seis meses de idade) e também de crianças com seis meses a seis anos e onze meses de idade em famílias com renda *per capita* de até R\$ 120,00. O valor do benefício é de R\$ 15,00 mensais por beneficiário com limite de três beneficiários por família, perfazendo um valor máximo de R\$ 45,00. Este programa também exige contrapartida familiar. O benefício é vinculado a uma agenda de participação em ações básicas de saúde como exames pré-natal, vacinação, acompanhamento do crescimento, incentivo ao aleitamento materno e atividades educativas em saúde.

¹⁰ Os valores dos benefícios e os limites para a inclusão foram modificados algumas vezes pelo Governo Federal. Os valores descritos abaixo eram aqueles em vigor em 2006, quando terminou o processo de unificação.

¹¹ Pessoas que vivem em municípios com menos de 250.000 habitantes recebem R\$25 por criança e nos demais municípios o benefício é de R\$40 por criança.

Cartão Alimentação: este programa, criado no governo Lula, não foi concebido com a intenção de substituir os demais programas de transferência de renda, mas sim alicerçar um piso que assegure a alimentação das famílias pobres. O valor de benefício é de R\$ 50,00 e a ele se agregam outros benefícios que eventualmente as famílias já recebiam. Além da obrigatória aplicação dos recursos na alimentação familiar, o programa exige, como contrapartida, que todos os adultos analfabetos frequentem cursos de alfabetização, além de outras contrapartidas específicas exigidas em cada região.

Bolsa Família: este é um programa de bem-estar social desenvolvido pelo governo federal brasileiro em 2003 para integrar e unificar três programas federais: Bolsa Escola, Auxílio Gás e Cartão Alimentação. Em 2006, o Ministério do Desenvolvimento Social iniciou um processo de integração do PETI com o Bolsa Família. Assim, a idéia é que no médio prazo o Bolsa Família se torne unifique todos os programas descritos acima. Este programa tem como objetivo combater a fome e a miséria e promover a emancipação das famílias mais pobres do país. Para tanto, o governo federal concede, mensalmente, um benefício em dinheiro para as famílias selecionadas. Atualmente, o Programa destina-se às famílias com renda *per capita* de até R\$ 60,00 mensais e famílias com renda *per capita* de R\$ 60,01 a R\$ 120,00 que possuam criança de 0 a 15 anos. De acordo com a renda *per capita* da família, o número de crianças, gestantes e nutrízes o benefício pode variar de R\$ 15,00 a R\$ 95,00. As famílias com rendimento *per capita* de até R\$ 60,00, independentemente de sua composição familiar, recebem benefício no valor de R\$ 50,00. Este é o chamado benefício básico. Já o variável concede um valor de R\$ 15,00 para cada criança ou adolescente de até 15 anos por família até o limite de três filhos por família.

3 - Evidência Anterior e *Background* Teórico

Desde os trabalhos seminais de Becker (1974) e de Becker, Landes e Michel (1977), artigos teóricos vêm mostrando que o aumento da cobertura de programas sociais deve aumentar a taxa de divórcios e reduzir a incidência de casamento¹². A intuição por traz desse resultado é que, em um mundo de renda incerta, uma das motivações do casamento é compartilhamento de risco entre os membros do casal. Nesse arcabouço, o incentivo ao casamento é proporcional à incerteza da renda, ou seja, quanto maior a dispersão da renda maior o incentivo ao casamento, pois o ganho de compartilhamento risco será maior. Os programas sociais, em geral, pagam uma renda mínima a todas as pessoas que possuem renda abaixo de determinado limite. Assim, programas sociais inequivocamente reduzem a dispersão da renda, e, por essa razão, devem reduzir a atratividade do casamento. Desta forma, o governo reduz o incentivo ao casamento quando fornece qualquer forma de seguro gratuito.

A maior parte da evidência empírica analisou o *Aid to Families with Dependent Children* (AFDC), que era o principal programa de transferência de renda americano até 1996. O AFDC fornecia uma ajuda financeira às mães solteiras de baixa renda, excluindo mulheres casadas de baixa renda. Dessa forma, o programa era um desincentivo ao casamento. A evidência mostrou que o AFDC aumentou a taxa de divórcios e reduziu a taxa de casamentos entre as famílias de baixa renda. Entretanto, a magnitude do efeito varia bastante entres os artigos. Duncan e Hoffman (1995) encontram um efeito muito pequeno, algumas vezes insignificante, enquanto Moffit (1992), Eissa e Hoynes (2003) e

¹² Ver, por exemplo, Andeberg (2007) e Mofitt (1997).

Anderson (2005) estimam um forte efeito negativo do programa sobre a taxa de casamento. O AFDC foi substituído em 1996 pelo *Temporary Assistance for Needy Families* (TANF) que tinha explicitamente dois objetivos: aumentar os incentivos ao casamento para as famílias de baixa renda e aumentar o incentivo ao trabalho.

Os programas sociais brasileiros, todavia, têm duas diferenças cruciais em relação aos programas americanos: o benefício não é direcionado apenas às mães solteiras (como o AFDC) e não é direcionado a todas as pessoas de baixa renda, somente às pessoas com filhos no domicílio¹³. Essas diferenças ocorrem em consequência dos objetivos desses programas. Os brasileiros não foram desenhados com intuito de serem seguros gratuitos: a idéia desses programas é incentivar o acúmulo de capital humano das crianças e adolescentes de baixa renda.

Quando os benefícios não são limitados aos pais solteiros, acontece um aumento relativo da renda do casamento em relação à renda de solteiro. Ou seja, quando o governo paga benefícios a todos, há um incentivo maior à formação de casais do que quando somente os solteiros recebem. Por outro lado, o vínculo do benefício às crianças deve fornecer incentivos aos pais a ficarem com seus filhos, aumentando a atratividade de ficar com as crianças, e por isso, reduzindo a propensão dos adultos a abandonar seus filhos.

O efeito teórico dos programas de transferência condicional de renda direcionados às crianças sobre a presença do pai no domicílio é ambíguo. Por um lado, eles devem reduzir a propensão do pai a sair de casa, tendo em vista que sair de casa significa parar de receber os benefícios. Os programas de transferência condicional de renda aumentam a renda de casado, mas não afetam a renda do homem caso ele saia de casa. Assim, esses programas causam uma melhora relativa do casamento em relação à vida de solteiro para os homens cujos filhos são beneficiários dos programas sociais. Por outro lado, os programas aumentam a renda da mulher tanto casada quanto solteira, o que tem um efeito ambíguo sobre a propensão da mulher a se divorciar¹⁴. Além disso, o recebimento da bolsa deve aumentar a atratividade das mães no mercado de solteiros, o que aumenta sua propensão a divorciar-se, mas aumenta também sua chance de se casar novamente (o que tem efeito indeterminado sobre a probabilidade de ficar solteira).

Este *paper* se aproxima da literatura que avalia o impacto do *enforcement of child support* sobre a probabilidade de divórcio. Quando um casal com filhos dependentes se divorcia, a parte que não se mantém vivendo com os filhos (geralmente, o pai) é obrigada a pagar uma pensão para ajudar nas despesas relativas à manutenção desses filhos. O efeito teórico da obrigatoriedade do pagamento de pensão sobre a probabilidade de divórcio também é ambíguo. Para o pai, representa um desincentivo ao divórcio, isso ocorre porque quanto maior a probabilidade de ele ter que pagar uma pensão, menor sua propensão a se separar (pois o seu custo esperado de divórcio é maior caso tenha que pagar pensão). Para a mulher, por outro lado, a obrigatoriedade da pensão representa um incentivo ao divórcio, já que uma maior pensão esperada melhora sua *outside option*. Os artigos empíricos mostraram que o aumento da punição para os pais que não pagavam pensão alimentícia reduziu a taxa de divórcios e diminuiu a quantidade de mães solteiras

¹³ Este era o caso da velha geração dos programas, anteriores ao Bolsa Família.

¹⁴ O sinal desse efeito depende de como a utilidade da mulher em estar casada varia com a renda. Caso o aumento da renda aumente o bem-estar de estar casada mais do que aumenta o potencial bem-estar de ficar solteira, a bolsa do governo reduzirá a propensão de separação da mulher.

(Nixon, 1997, e Aizer e McLanahan, 2006). O primeiro efeito (sobre o pai) acabou se sobrepondo ao segundo (sobre a mãe), exatamente como parece ocorrer em relação aos programas sociais brasileiros.

4 - Dados

4.1 Descrição Básica

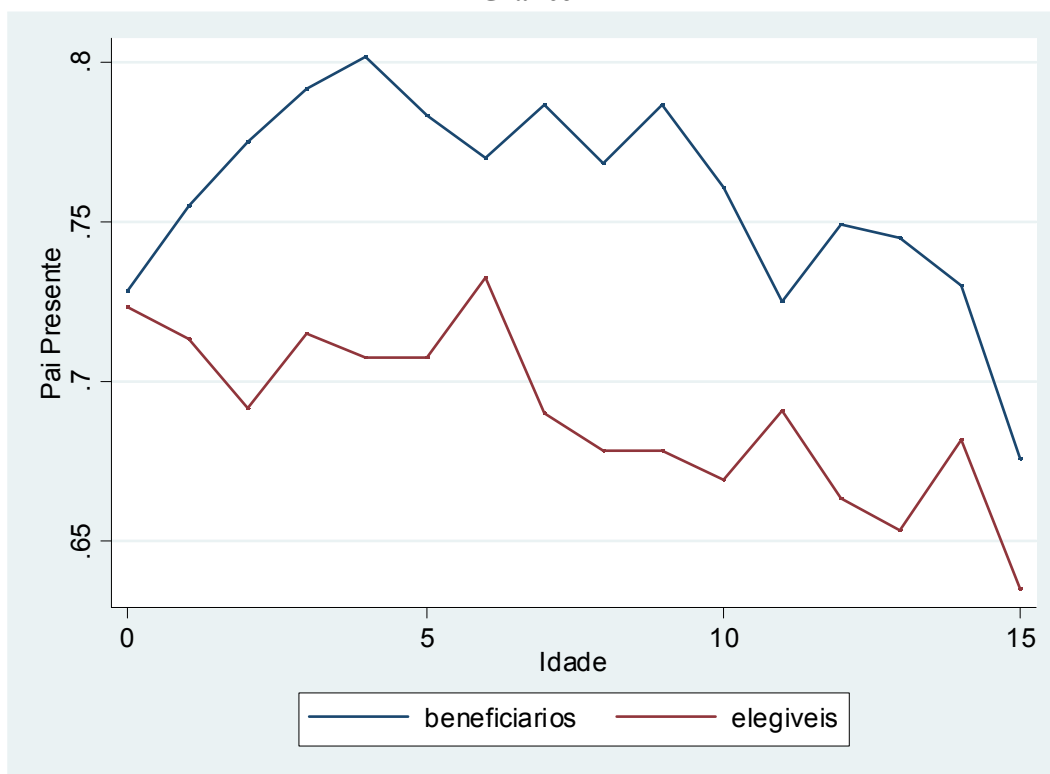
Os dados usados no artigo são todos retirados dos microdados da Pesquisa Nacional de Amostra por domicílio (PNAD). Essa pesquisa é um *cross-section* de mais de 100.000 domicílios de todos os estados brasileiros. As entrevistas são conduzidas anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), todo o mês de setembro. O fato de o questionário e sua data de coleta serem fixos torna a PNAD uma base de dados ideal para análises de impactos de programas (Rangel, 2006).

As PNADs de 1996-1999 foram usadas para analisar o período pré-tratamento, enquanto as PNADs de 2001 a 2006 foram usadas para mostrar as mudanças ocorridas após o tratamento. Os programas foram crescendo gradualmente nesse período, como descrito em Barros, Carvalho, Dutra, Franco e Hartung (2007). Essa variabilidade temporal será usada em nossa estratégia de identificação.

A PNAD é a principal pesquisa domiciliar realizada no Brasil anualmente. Os domicílios entrevistados não são escolhidos aleatoriamente para reduzir custos: eles são escolhidos usando um procedimento de três estágios. O primeiro estágio é a escolha dos municípios. Os mais de 5.000 municípios brasileiros são divididos em três categorias: área metropolitana, auto-representativo, não auto-representativo. As primeiras duas categorias são incluídas na PNAD com probabilidade um. Os municípios da terceira categoria são sorteados com probabilidade proporcional à sua população. A escolha dos municípios pesquisados é feita apenas uma vez a cada dez anos (após os censos demográficos).

O segundo estágio é a escolha dos setores censitários, que são sorteados entre os municípios selecionados anteriormente. Esses setores também são mantidos no período entre censos. No terceiro estágio, os domicílios que serão entrevistados são escolhidos dentro de cada setor censitário. Todo ano, os domicílios entrevistados são retirados dos registros da PNAD e não entram nos sorteios posteriores. Dessa forma, nenhum domicílio é entrevistado mais de uma vez entre dois censos.

Gráfico I



Notas: O gráfico compara a presença do pai entre as pessoas com renda familiar *per capita* abaixo de R\$100. A linha azul representa os beneficiários de programas sociais (com renda exclusive benefícios abaixo de R100) e a linha vermelha representa os elegíveis aos programas que não estavam recebendo benefício.

A PNAD pode ser vista como um painel de aproximadamente 800 municípios, fixos entre os censos e um *cross-section* de domicílios que muda anualmente (Soares, 2003). Ou seja, a PNAD não nos permite acompanhar um indivíduo ao longo do tempo, mas permite acompanhar um mesmo conjunto de municípios ao longo de dez anos. Assim, podemos construir um painel de municípios a partir da PNAD. Essa será uma de nossas abordagens na próxima seção.

A variável relevante para o nosso trabalho é a probabilidade de a criança crescer no mesmo domicílio em que vive o pai. Essa probabilidade cai com a idade da criança, como pode ser visto no gráfico I. Todavia, ela cai de forma muito mais acentuada no caso das crianças que não são beneficiárias dos PTCR. O gráfico I compara os elegíveis¹⁵ que são beneficiários com os elegíveis que ainda não fazem parte dos programas. Vemos que a probabilidade de o pai estar presente é igual para crianças recém nascidas, todavia, vai aparecendo uma significativa diferença entre os dois grupos entre crianças mais velhas: nas famílias beneficiárias, existe uma chance maior de o pai viver no mesmo domicílio que seus filhos.

¹⁵ São aqueles que têm renda exclusive renda de transferência abaixo dos limites do programa.

Tabela I – Estatísticas Descritivas

Variável	Média	Desvio Padrão	Min	Max
Centro Oeste	0.146	0.225425	0	1
Sul	0.426	0.2525258	0	1
Sudeste	0.058	0.3482368	0	1
Norte	0.079	0.3407457	0	1
Nordeste	0.277	0.4893738	0	1
Idade	29.927	15.79468	0	98
Pai presente	0.728	0.4411647	0	1
Urbano	0.83	0.4761969	0	1
Negro	0.058	0.2432047	0	1
Pardo	0.42	0.4756232	0	1
Branco	0.51	0.4486397	0	1
Migrante	0.398	0.4336621	0	1
Renda <i>per capita</i>	390.095	29.69652	0	157
Educação	5.41	3.031387	0	15
Homem	0.487	0.4761969	0	1
Beneficiários	0.193	0.4998311	0	1
Total de Filhos	2.98	2.347535	0	17

Estatísticas descritivas usando os dados amostrais da PNAD

Fonte: Microdados da PNAD 2004

As variáveis usadas como controles nas regressões das próximas seções são: região, idade, educação, renda, migração, sexo e raça. A tabela I apresenta as estatísticas descritivas de cada variável analisada em nossas regressões. A tabela II apresenta as mesmas estatísticas relativas aos beneficiários e aos elegíveis que não eram atendidos por programas. Mais uma vez, é possível notar a maior presença paterna nos domicílios beneficiados pelos PTCR.

Tabela II – Comparação entre elegíveis e beneficiários

Variável	BENEFICIÁRIOS		ELEGÍVEIS	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
Centro Oeste	0.053699	0.225425	0.0944268	0.2924241
Sul	0.0684539	0.2525258	0.0774243	0.2672659
Sudeste	0.1412054	0.3482368	0.1988126	0.3991102
Norte	0.1340837	0.3407457	0.2000773	0.4000615
Nordeste	0.6025581	0.4893738	0.429259	0.4949748
Idade	20.60264	15.79468	21.16143	16.83976
Pai presente	0.7353297	0.4411647	0.6564885	0.4748879
Urbano	0.6524506	0.4761969	0.7550278	0.4300745
Negro	0.0631331	0.2432047	0.0785133	0.26898
Pardo	0.654231	0.4756232	0.5955773	0.4907843
Branco	0.2792592	0.4486397	0.3206225	0.46672
Migrante	0.2511204	0.4336621	0.3122969	0.4634343
Renda <i>per capita</i>	61.56237	29.69652	56.3175	32.60886
Educação	2.933715	3.031387	3.34381	3.636882
Homem	0.4868106	0.4998311	0.4746808	0.4993629
Total de Filhos	3.647081	2.347535	3.156925	2.077027

Estatísticas descritivas dos elegíveis ao programa divididas em dois grupos

As duas primeiras colunas apresentam as estatísticas dos beneficiários

A terceira e a quarta colunas apresentam as estatísticas dos elegíveis que não eram beneficiários

Fonte: Microdados da PNAD 2004

4.2 Desenho Amostral da PNAD

A PNAD é uma pesquisa amostral "complexa". Por isso, devemos ter alguns cuidados quando tentarmos fazer alguma inferência utilizando os dados desta pesquisa. Portanto, discutimos brevemente a literatura que explica e incorpora o desenho (plano) amostral de uma pesquisa.

Os custos de se realizar uma pesquisa amostral baseada em um desenho amostral simples são muito altos. Por isso, utilizam-se desenhos amostrais complexos para controlar tais custos (Chromy e Abeyasekara, 2005). O desenho amostral complexo envolve estratificação, amostragem em multi-estágios (conglomerado ou cluster) e probabilidades de seleção diferentes. Em relação à conglomerado, a observação selecionada no primeiro estágio geralmente é denominada como unidade primária de amostragem (UPA). Estas UPAs podem ser divididas em áreas urbanas e rurais, ou ainda, em alguns países, seriam divididas em áreas geográficas ou administrativas. Na PNAD, as UPAs são os municípios.

Segundo Moura (2008), as observações selecionadas de cada UPA são denominadas unidades de segundo-estágio (USAs), e dentro destas as de terceiro estágio (UTAs), e assim sucessivamente. Geralmente as USAs são divididas como domicílios ou famílias e as UTAs seriam as pessoas. A estratificação é geralmente aplicada em cada estágio da amostragem, na qual particiona-se as unidades (de primeiro, segundo, terceiro estágios) em subgrupos mutuamente exclusivos. Estas unidades geralmente são selecionadas com probabilidades proporcionais ao seu tamanho (por exemplo, o número de famílias ou pessoas pertencentes a uma UPA) e, portanto, podendo ser desiguais em cada estágio.

Neste sentido, segundo Pessoa e Silva (1998) e IBGE (2004), o desenho amostral complexo da PNAD emprega uma amostra estratificada de domicílios em três estágios, tendo como UPAs os municípios, que são estratificados segundo as unidades da federação (UFs), e regiões menores dentro das UFs. A seleção de municípios dentro de cada estrato é feita com probabilidades desiguais, proporcionais ao tamanho, havendo inclusive municípios incluídos na amostra com probabilidade igual a um (chamados de municípios auto representativos). As USAs são setores censitários e da mesma forma, a seleção destes setores dentro de cada município é feita com probabilidades proporcionais ao número de domicílios em cada setor segundo o último Censo disponível. No último estágio foram selecionados os domicílios em cada um destes setores, com igual probabilidade. Todas as pessoas moradoras em cada domicílio da amostra são pesquisadas.

Neste artigo sempre que possível iremos incorporar o desenho amostral da PNAD. Apenas as subseções 5.1 e 5.2 não consideram o desenho amostral. Isso porque nestas seções usaremos a PNAD como um pseudo-painel para fazer um exercício em *Dif in-Dif*, e não é possível considerar conjuntamente o desenho amostral de anos diferentes. Nas subseções 5.1 e 5.2, suporemos que as observações são independentes e igualdade de distribuição (iid). Entretanto, como explicado acima, esta hipótese não é verdadeira.

Para atenuar o problema iremos fazer estas regressões restringindo a amostra para as regiões metropolitanas. Os municípios das regiões metropolitanas são incluídos com probabilidade igual a um. Além disso, as regiões metropolitanas devem ser auto-representativas, ou seja, em cada período é possível fazer inferências em cada região metropolitana usando a amostra da PNAD. Este procedimento não resolve completamente o problema porque a probabilidade de sorteio dos domicílios continua diferente entre as regiões.

5 - Estimação

Nesta seção, estimaremos o efeito dos programas sociais sobre a probabilidade de permanência do pai no domicílio. Nosso parâmetro de interesse pode ser escrito da seguinte forma:

$$\alpha = P(\text{SemPai} / \text{Beneficiário}, X) - P(\text{SemPai} / \text{NãoBeneficiário}, X)$$

Nossa estratégia empírica é muito similar a usada por Dahl e Moretti (2008). Em nossas estimações cada observação é uma família. Assumiremos uma probabilidade linear em todas as especificações, onde o resultado relevante é nossa estimativa do α .

Nossa amostra só inclui famílias com crianças¹⁶ e em que pelo menos a mãe estava presente. As regressões incluem uma série de controles com características da família, como: região, polinômio cúbico com a idade da mãe, *dummies* de idade dos filhos, educação da mãe, renda per capita da família, *dummy* se o primeiro filho é homem, *dummies* para raça, *dummy* se a mãe é migrante. As regressões estimadas serão sempre alguma variação da seguinte equação:

$$P_{jt} = \delta + B_{jt}\alpha + X_{jt}\beta + n_j + \gamma_t + u_{jt} \quad (1)$$

Em que: P_{jt} é a probabilidade das crianças da família j vierem no mesmo domicílio que o pai no período t ; B_{jt} é uma variável indicadora que é um caso a família seja beneficiária do Bolsa Família; X_{jt} é uma matriz de controles; n_j são fatores não observáveis específicos da família j que são constantes no tempo; γ_t é um fator não observável específico do período t comum a todas as famílias.

Os programas sociais brasileiros não foram desenhados para ser avaliados, ao contrário do que ocorre, por exemplo, com o Oportunidades do México. Isso dificulta a avaliação dos impactos deste programa. O principal problema para nossas estimações é a potencial auto-seleção dos beneficiários: como o esforço do indivíduo pode influenciar a chance dele tornar-se beneficiário de um PTCR, características não observáveis (que influenciam o esforço do indivíduo) podem gerar heterogeneidades entre os beneficiários e os não beneficiários¹⁷. Em especial, é possível que homens com maior propensão a se divorciar façam um esforço menor para entrar no programa. Assim, poderíamos ver uma maior presença paterna entre os beneficiários mesmo que o programa não tivesse qualquer efeito sobre a propensão do pai de sair de casa.

Usaremos quatro abordagens para lidar com esse problema: (i) as pessoas com uma renda ligeiramente superior aos limites dos programas são usadas como grupo de controle; esse enfoque é possível porque esses programas são muito bem focalizados¹⁸; (ii) os potenciais recebedores no sudeste (onde a cobertura era bem baixa em 2004) são usados como grupo de controle, e as pessoas do nordeste como grupo de tratamento (onde a cobertura é quase completa); (iii) os municípios são tratados em painel, em que exploramos a grande diversidade de cobertura entre os municípios brasileiros para identificar os efeitos dos programas sociais¹⁹; (iv) por fim, as pessoas que se inscreveram, mas que ainda estavam esperando a análise do seu cadastro no programa Bolsa Escola, são usadas como grupo de controle. As estimativas consistentemente mostram que os programas sociais aumentam a probabilidade de as crianças viverem no mesmo domicílio que seus pais.

5.1 - Analisando a evolução do público alvo

¹⁶ A definição de criança que utilizamos é de pessoas com idade inferior a 16 anos.

¹⁷ O esforço neste caso pode ser o de buscar a prefeitura para se cadastrar no programa. O esforço também poderia ser a maior propensão a mentir no questionário de cadastro, declarando uma renda menor que a efetivamente recebida.

¹⁸ Para maiores informações sobre a focalização e cobertura do PTCR, ver Barros (2007)

¹⁹ Esta é a abordagem mais utilizada para avaliar os programas sociais brasileiros

A primeira abordagem para desviar do problema de seleção é considerar a evolução do público alvo dos PTCR. Para isso, analisaremos a evolução do grupo dos elegíveis (beneficiários ou não). A idéia é considerar como tratados (ou seja, beneficiários dos PTCR) todos os elegíveis, e, em seguida, comparar a evolução da estrutura familiar desse grupo com a evolução da estrutura familiar das pessoas com renda ligeiramente acima aos limites dos PTCR (grupo de controle). Como aproximadamente 50% das pessoas elegíveis eram cobertas por programas sociais, esperamos que, se captarmos, nas regressões em que todos os domicílios elegíveis são considerados como tratados, uma maior probabilidade de permanência do pai no domicílio em que vivem seus filhos, então, esse efeito deve existir também no grupo dos tratados de fato²⁰.

Os grupos de controle são pessoas com renda entre R\$100 e R\$200 e pessoas com renda entre R\$200 e R\$300. O primeiro grupo de controle tem a vantagem de ser mais parecido com o grupo de tratamento (renda menor ou igual a R\$100), e, por isso, está sujeito a choques similares. Entretanto, existe uma cobertura não desprezível nesse grupo: cerca de 20% das famílias nessa classe de renda são beneficiárias²¹. Consideramos 1999 como o período base (pré-tratamento) e 2004 como o período pós-tratamento.

Tabela III – Comparação entre classes de renda

	Dif in Dif (1)	Dif in Dif (2)	Dif in Dif (3)	Dif in Dif (4)	Dif in Dif (5)	Dif in Dif (6)
Público-alvo	4.3***	2.5***	-0,3	5.5***	4.8***	-0,15
Controles	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Grupo de Controle	Renda entre R\$100 e R\$200			Renda entre R\$200 e R\$300		

Período	1999-2004	1999-2004	1996-1999	1999-2004	1999-2004	1996-1999
Grupo de tratamento: pessoas com renda familiar <i>per capita</i> inferior a R\$100.						
Grupo de controle 1: pessoas com renda entre R\$ 100 e R\$200 (colunas 1, 2 e 3)						
Grupo de controle 2: pessoas com renda entre R\$ 200 e R\$300 (colunas 4, 5 e 6)						
Controles usados: região, religião, idade, educação, renda, migração, sexo e raça						
*significante a 10% **significante a 5% ***significante a 1%						
Os valores reportados significam o aumento percentual da probabilidade de viver com o pai previsto pelo modelo						
A amostra inclui todas as famílias que possuem filhos com menos de 16 anos						

Vemos que, em comparação com os dois grupos de controle, ocorreu um aumento da fração de pais presentes no grupo de tratamento. A tabela I mostra que a fração de pais presentes nas famílias pertencentes ao público-alvo dos PTCR aumentou 4.3 pontos percentuais (coluna 1) quando comparado com o primeiro grupo de controle (com renda *per capita* entre R\$100 e R\$200), e um aumento de 5.5% (coluna 4) comparado com o segundo grupo (com renda *per capita* entre R\$200 e R\$300). Mesmo quando controlamos por uma série de variáveis socioeconômicas relevantes, vemos um aumento da fração de pais presentes nos domicílios com renda dentro dos limites dos programas

²⁰ Deve haver efeitos de equilíbrio que transmitam o efeito para as pessoas não cobertas. Caso os programas sociais reduzam (aumentem) a taxa de divórcio, isso diminui (aumenta) a liquidez do mercado de solteiros, tornando-o menos (mais) atrativo.

²¹ Além disso, é possível que ocorram efeitos de equilíbrio comuns entre essas duas classes de renda.

em relação aos grupos de renda ligeiramente mais elevados (colunas 2 e 5). Isso não ocorria no período 1996-1999, antes dos programas de transferência de renda: nesse período, a diferença entre os grupos é praticamente constante (nas colunas 3 e 6 vemos que coeficientes não são significantes nesse período). Este crescimento da presença paterna exatamente no público alvo é uma primeira evidência de que esses programas podem estar aumentando a fração de pais presentes nas famílias pobres brasileiras.

5.2 - Comparação entre o Nordeste e o Sudeste

Os programas de transferência de renda possuíam uma cobertura muito superior nos estados do nordeste do que nos estados do sudeste em 2004. Isso ocorreu, em grande medida, porque parte dos objetivos iniciais dos programas era reduzir as grandes desigualdades entre as regiões brasileiras²². A tabela IV mostra a cobertura nos estados do nordeste, no Rio de Janeiro e em São Paulo; vemos que a cobertura nesses dois estados do sudeste é de menos de um terço da cobertura nos estados do nordeste.

Tabela IV

Estado	Cobertura
Piauí	0.5457
Ceará	0.5183
Paraíba	0.5447
Rio de Janeiro	0.1536
São Paulo	0.1538

Dados: microdados da PNAD 2004

Dessa forma, podemos utilizar essa variabilidade regional, que é de certa forma arbitrária (exógena), para examinar se o diferencial de cobertura gerou alguma diferença na presença do pai entre as regiões do Brasil. Usaremos as crianças que vivem no nordeste com renda familiar *per capita* abaixo de R\$100 como grupo de tratamento, e as crianças da mesma classe de renda, mas residentes dos estados do Rio de Janeiro e de São Paulo, como grupo de controle. Calcularemos o efeito do diferencial de cobertura na probabilidade de permanência do pai no domicílio.

As três primeiras colunas da tabela V apresentam os resultados de um *dif in dif* comparando o público alvo dos programas sociais no nordeste com as pessoas de renda similar que vivem no Rio de Janeiro e em São Paulo (lugares de menor cobertura). Entre 1999 e 2004, ocorreu um aumento de 5.4 pontos percentuais (coluna 2) na chance de uma criança nordestina com renda familiar *per capita* inferior a R\$100 viver com seu pai quando comparamos com crianças de mesma renda residentes desses estados do sudeste. Esse efeito é significativamente mais forte para as crianças com menos de 15 anos: o aumento é de 6,2% para os menores e de menos de 3% para os maiores de 15 anos. O grupo etário mais afetado é exatamente o alvo dos programas. Na coluna 3, notamos que esse efeito não era observado antes de 1999: nesse período, essa variável parecia ter a mesma tendência no Sudeste e no Nordeste.

²² Incentivos eleitorais também podem ter contribuído para a maior cobertura no nordeste.

Entretanto, esse impacto poderia estar sendo causado por algum outro fator que seja específico do nordeste que esteja mudando nesse período e afete a nossa variável de interesse. Por exemplo, mudanças de padrões migratórios e outras políticas públicas direcionadas ao Nordeste poderiam estar alterando a chance de mulheres com filhos ficarem solteiras. Caso esse outro efeito não afete apenas a classe com renda inferior a R\$100, e assumindo uma forma aditiva nos componentes regionais não observáveis, podemos fazer um *Dif-Dif-Dif*, para eliminar esse efeito. Usamos indivíduos com renda acima dos limites do programa como segundo grupo de controle (entre R\$100 e R\$300), que também devem estar sendo afetados por essa possível mudança.

As três últimas colunas da tabela V mostram os resultados do *triple Difs*. Mesmo quando fazemos as três diferenças vemos (coluna 5) um efeito específico às pessoas com renda familiar *per capita* abaixo de R\$100 do nordeste entre 1999 e 2004 (período de implantação dos programas de transferência de renda). Note que esse fenômeno não ocorria entre 1996 e 1999 (coluna 6), período anterior aos programas. Segundo essa estimativa, houve um aumento de 3,4% na probabilidade de permanência do pai nas famílias com renda familiar *per capita* abaixo de R100. Dessa forma, vemos que a fração de pais presentes aumentou para a classe de renda que é o público alvo dos programas.

Além disso, esse efeito é mais forte nos estados do Nordeste onde a cobertura é maior, e o efeito também é maior para as crianças com menos de 15 anos, exatamente a classe etária que é o alvo desses programas. Assim, temos um conjunto de evidências de que os programas de transferência condicional de renda estão causando uma redução do número de mães solteiras. Agora, tentaremos estimar mais precisamente o efeito causal.

Tabela V – Comparação entre Nordeste e Sudeste

	Dif in Dif (1)	Dif in Dif (2)	Dif in Dif (3)	Dif in Dif (4)	Triple Dif (5)	Triple Dif (6)
Nordeste	6.1***	5.4***	0.08	4.1***	3.4***	-0.13
Nordeste idade<15	6.9***	6.2***	0.07	4.8***	4.5***	-0.04
Nordeste idade>15	3.1***	2.6***	0.11	2.3***	1.9***	-0.21
Controles	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Período	1999-2004	1999-2004	1996-1999	1999-2004	1999-2004	1996-1999

Grupo de tratamento: pessoas com renda familiar *per capita* inferior a R\$100 que viviam no nordeste.

Grupo de controle: pessoas com renda familiar *per capita* inferior a R\$100 que viviam no sudeste.

Controles usados: região, religião, idade, educação, renda, migração, sexo e raça

*significante a 10% **significante a 5% ***significante a 1%

Os valores reportados significam o aumento percentual da probabilidade de viver com o pai previsto pelo modelo

A amostra básica inclui todas as famílias que possuem filhos com menos de 18 anos

5.3 - Paineis de municípios

A segunda abordagem analisa as PNADs 2001 a 2006 como um painel de municípios, metodologia análoga a usada por Barros (2007) e Barros e Fogel (2008). Os programas

de transferência de renda foram difundidos do Brasil de forma bastante gradual, tanto temporalmente quanto espacialmente. Os municípios entraram gradualmente no Sistema do Cadastro Único na última década e suas cotas foram crescendo também gradualmente. Essa grande variabilidade temporal e espacial na cobertura dos programas é freqüentemente usada para identificar os efeitos desses programas²³. Nesse sentido, avaliaremos como as variações na cobertura de um município estiveram associadas com as variações na proporção de crianças que eram criadas no mesmo domicílio dos pais.

A primeira dificuldade para utilizarmos essa metodologia é que a PNAD²⁴ não possui em seu questionário regular perguntas sobre a participação em programas de transferência condicional de renda²⁵. Seguiremos a metodologia desenvolvida por Barros (2006), que utiliza os valores típicos de recebimento dos programas sociais.

A bolsa recebida de programas sociais entra na rubrica recebimentos de juros, dividendos e transferências. Os indivíduos que recebiam qualquer das possíveis combinações dos valores das bolsas de cada um dos programas serão considerados beneficiários²⁶. Os programas antes da unificação eram cumulativos, ou seja, uma mesma pessoa podia receber mais de um benefício. Por isso, temos que considerar todas as possíveis combinações de benefícios que um indivíduo poderia estar recebendo.

A PNAD 2004 tem um suplemento que questiona sobre a participação em programas sociais. Podemos avaliar a fidedignidade dessa metodologia aplicando-a aos dados de 2004 e comparando a classificação dos indivíduos (entre beneficiários e não beneficiários) estimada pela metodologia e a classificação declarada. Vemos que esse procedimento classifica corretamente 96% das pessoas. Assim, teremos que lidar com um problema de erro de medida da nossa variável de interesse.

Utilizamos o painel (não identificado) de municípios das PNADs de 2001 a 2006. A pesquisa abrange 817 municípios, mas optamos por agregar todos os municípios com menos de 50 famílias (29 no total) que pertençam a uma mesma UF. Obtivemos as médias das variáveis de interesse para cada município, o que gera outro potencial problema de erro de medida²⁷. O modelo estimado pode ser descrito resumidamente, como:

²³ Por exemplo, Cardozo e Portela (2003) e Soares (2004)

²⁴ Apenas as PNADs de 2004 e 2006 possuíam um questionário sobre a participação em programas de transferência condicional de renda.

²⁵ Somente as PNADs de 2004 e 2006 tinham um questionário detalhado da participação em programas sociais. A PNAD 2003 perguntava especificamente sobre o Bolsa Escola.

²⁶ Os valores de cada programa estão apresentados na seção 2

²⁷ Este problema é cuidadosamente discutido em Barros e Fogel (2008)

$$y_{jt} = \delta + p_{jt}\alpha + X_{jt}\beta + n_j + \gamma_t + u_{jt}$$

$j = 1, \dots, 788$ municípios e $t = 1, \dots, 6$ períodos
 y_{jt} : percentagem de pais presentes
 p_{jt} : percentagem de beneficiários
 X_{jt} : vetor de variáveis de controle
 n_j : efeito não observável específico do município j
 γ_t : Conjunto de dummies de tempo
 u_{jt} : distúrbio aleatório heteroscedástico/aglomerado

Nosso objetivo é estimar o parâmetro α , que mede o impacto da cobertura sobre a percentagem de pais presentes. Empregamos vários modelos: efeito aleatório, efeito fixo, primeiras diferenças com instrumentos (GMM à la Arellano e Bond, 1991). Analisamos separadamente as pessoas com renda *per capita* familiar abaixo da mediana do município; nessas pessoas, o efeito deve ser mais forte tendo em vista que os programas sociais são direcionados às famílias de baixa renda²⁸. Assim, caso exista um efeito da cobertura dos PTCR sobre a presença paterna ($\delta \neq 0$), o efeito deve ser mais intenso sobre os potenciais beneficiários.

²⁸ Escolhemos avaliar o impacto do programa somente entre as pessoas com renda abaixo da mediana do município porque possuímos poucas observações em cada município. Se impuséssemos limites mais restritivos à renda dos indivíduos da amostra, poderia haver municípios com número muito baixo (ou nulo) de observações.

Tabela VI²⁹ – Paineis de Municípios				
Grupo	Efeito Aleatório	Efeito Fixo	GMM	Média
Todos	0.009*	0.06***	0.095***	0.054
Abaixo da mediana	0.084***	0.87***	0.13***	0.103
<hr/>				
Teste de Hausman		118.54		
P-Valor		0.000		
Teste Hansen			32.41	
P-Valor			93.54	

Controles usados: região, religião, idade, educação, renda, migração, sexo e raça

*significante a 10% **significante a 5% ***significante a 1%

Os valores reportados são elasticidades, podem ser lidas como o efeito de aumentar a cobertura em 1%

A amostra inclui os municípios pesquisados pela PNAD entre 2001 e 2006

Os municípios onde menos de 50 crianças foram entrevistadas em 2001 foram agregados a outros da mesma UF

O teste de Hausman verifica se há efeitos fixos. O teste de Hansen avalia se o modelo está sobreidentificado

A tabela 6 apresenta os resultados das estimações. Vemos que, em todas as formulações, a proporção de beneficiários tem um efeito positivo sobre a presença do pai. Isso significa que, em cidades onde houve aumento (queda) da cobertura, também ocorreu aumento (redução) na presença paterna. Isso é compatível com a evidência de que os PTCR aumentam a chance de o pai permanecer em casa.

A elasticidade da fração de pais presentes em relação à proporção de beneficiários varia entre 0.009 e 0.095 dependendo da metodologia utilizada. A elasticidade média entre as metodologias é de 0.05, ou seja, um aumento de cobertura de 1% deve causar um aumento de 0.05% na fração de pais presentes no domicílio de seus filhos, nessa classe de renda.

As elasticidades do grupo com renda abaixo da mediana são superiores, independente da metodologia utilizada. Este resultado era esperado, tendo em vista que os PTCRs são direcionados para as famílias mais pobres. A elasticidade média deste grupo é de aproximadamente 0.1, ou seja, um aumento de cobertura de 1% deve causar um aumento de 0.1% na fração de pais presentes no domicílio de seus filhos, nessa classe de renda.

5.4 - Bolsa Escola

A terceira abordagem analisa especificamente o efeito do programa Bolsa Escola sobre a probabilidade de permanência dos pais no domicílio dos filhos. Neste caso, temos um grupo de controle muito particular, que nos ajuda a superar o problema de seleção. Usamos como grupo de controle as pessoas que também se inscreveram no programa, mas ainda não estavam recebendo o benefício. A PNAD de 2003 possuía um anexo em

²⁹ Em todas as estimações são feitas considerando pesos amostrais. O peso é igual à soma da população do município.

que era perguntado a cada pessoa se ela era beneficiário do Bolsa Escola ou se estava inscrita para o programa. Usaremos o grupo que estava inscrito, mas que não era beneficiário, como grupo de controle. Esse grupo já se auto-selecionou para participar do programa, o que atenua bastante o problema de seleção.

Este grupo pode ser dividido em duas categorias: (i) pessoas que foram inscritas e serão aceitas para o programa, mas ainda estão esperando para começar a receber o benefício; (ii) pessoas que estão esperando julgamento, mas não serão aceitas no programa. Essa segunda categoria não seria um grupo de controle ideal; todavia, não conseguimos saber a qual das duas classificações cada família pertence. Entretanto, o que ajuda a identificação do efeito causal nesse caso é que a seleção para o programa, a partir desse estágio é toda feita utilizando apenas variáveis observáveis. Dessa forma, podemos usar uma metodologia de avaliação de programas com dados não experimentais, como o *matching*, ou uma regressão para estimar o efeito causal do programa Bolsa Escola.

A seleção para os programas transferência de renda é feita da seguinte forma: no primeiro estágio, usando um mapa da pobreza, o governo federal define as cotas de cada município, ou seja, o número de pessoas que cada prefeitura tem direito de cadastrar. No segundo estágio, os municípios são encarregados de fazer o cadastramento, e as famílias julgadas³⁰ como potenciais beneficiários são entrevistados e preenchem um formulário com dados socioeconômicos. O último estágio da seleção é feito pelo governo federal, que decide quem receberá o benefício e em que ordem. O importante é que toda a informação usada para a decisão do governo é retirada do formulário de cadastro e toda a informação desse cadastro pode ser encontrada na PNAD³¹.

Isso é fundamental para nossa estratégia de estimação, tendo em vista que isso implica que, nesse estágio, a seleção é toda baseada em variáveis observáveis. Assim, podemos estimar a probabilidade de seleção com base nas características observáveis (propensity score). Assumindo que, uma vez inscrito no programa, a seleção não é baseada na presença paterna³², então, é razoável supor que vale a *independence condition*, hipótese central do método de *matching*. Utilizando uma formulação similar a de Heckman, Ichino e Todd (1997):

Supondo que a presença do pai (variável Y binária) possa ser escrita como:

$$\begin{aligned} Y_i &= D_i Y_{i1} + (1 - D_i) Y_{i0} \\ Y_{i1} &= \alpha + X_i \beta + \xi_{i1} \\ Y_{i0} &= X_i \beta + \xi_{i0} \end{aligned}$$

³⁰ Esse primeiro julgamento é feito pela prefeitura.

³¹ Os dados da PNAD têm mais informação que os do cadastro único, só usaremos os dados comuns aos dois formulários para modelar a seleção.

³² A seleção neste caso é exclusivamente a seleção do Ministério do Desenvolvimento Social, que escolhe quem será beneficiário dentre os inscritos.

A variável D_i é igual a um se o indivíduo i foi tratado e é igual a zero caso contrário. X é uma matriz de variáveis observáveis que afetam a possibilidade de permanência do pai; ξ_{it} é o distúrbio aleatório, que contém fatores não observáveis. O parâmetro α é o efeito causal da participação em programas de transferência de renda, que é exatamente nosso parâmetro de interesse. Iremos estimar o efeito de tratamento sobre os tratados:

$$\alpha = E[Y_{i1} - Y_{i0} / X_i, D_i = 1]$$

Infelizmente, temos um problema de dados omitidos, pois não conseguimos observar a presença do pai (*output*) em uma família do grupo de tratamento caso ela não fosse tratada, ou seja, $E[Y_{i0} / X_i, D_i = 1]$ não é observável. Todavia, como todos os indivíduos da amostra se auto-selecionaram para o programa, e toda a seleção do governos é feita usando apenas variáveis observáveis³³ (e um fator aleatório). Então, é razoável supor que vale a seguinte relação:

$$E[Y_{i0} / X_i] = E[Y_{i0} / X_i, D_i = 1] = E[Y_{i0} / X_i, D_i = 0]$$

Assim, podemos desviar do problema de omissão de dados no nível individual usando o *output* de indivíduos do grupo de controle com um vetor de características observáveis semelhantes como uma boa aproximação do que seria o resultado do grupo de tratamento caso eles não fossem tratados.

Tabela VII – Bolsa Escola

	Regressão (1)	Regressão (2)	Matching (3)	Matching (4)
Beneficiários	3.9***	2.3***	1.9***	2.7***
Controles	Não	Sim	-	-
Grupo de Controle	Inscritos no Bolsa-Escola			
Periodo	2003	2003	2003	2003

Grupo de tratamento: beneficiários do bolsa escola.

Grupo de controle: pessoas inscritas no bolsa escola, que não estavam recebendo o benefício

Controles usados: região, religião, idade, educação, renda, migração, sexo e raça

*significante a 10% **significante a 5% ***significante a 1%

Os valores reportados significam o aumento percentual da probabilidade de viver com o pai previsto pelo modelo

A amostra inclui todas as famílias que possuem filhos entre 6 e 16 anos que estavam inscrito no bolsa escola

As colunas 1 e 2 apresentam os resultados das regressões, e levam em conta a estrutura amostral da PNAD

As colunas 3 apresenta o resultado do matching com propensity score usando todo o suporte

A coluna 4 apresenta o resultado do matching com propensity score usando apenas as famílias com score entre 0.1 e 0.9

A tabela 7 mostra os resultados das estimações. Comparando os beneficiários com as pessoas que estavam esperando julgamento, vemos que há uma maior presença paterna nas famílias beneficiárias do Bolsa Escola. As colunas 1 e 2 mostram os resultados de regressões lineares usadas para estimar a diferença entre os dois grupos. Podemos notar

³³ Precisamos manter a hipótese que o governo não seleciona baseado na presença paterna.

que o fato da família estar recebendo Bolsa Escola aumenta em 2.3 pontos percentuais a presença paterna (3.9% quando não incluímos controles). As colunas 3 e 4 apresentam os resultados do *matching*. A coluna 3 reporta a diferença entre os grupos usando todo o suporte; encontramos um aumento de 1.9 pontos percentuais na permanência dos pais para os beneficiários. Entretanto, essa estimativa tem o problema de considerar pessoas com probabilidades de tratamento muito diferentes. Por exemplo, pessoas que serão recusadas pelo programa devem ter *score* (probabilidade estimada de tratamento) muito baixo; então, nesse caso, podemos estar comparando pessoas muito diferentes. A metodologia cujo resultado é descrito na coluna 4 reduz esse problema, restringindo a análise às famílias com *score* entre 0.1 e 0.9. Nesse caso, vemos que o recebimento do benefício aumenta em 2,7 pontos percentuais a chance de o pai permanecer no domicílio.

6 - Conclusão

Encontramos fortes evidências que os programas de transferência de renda brasileiros reduzem a probabilidade de uma mãe ficar solteira. O resultado é bastante robusto tendo em vista o grande conjunto de evidências neste sentido: as famílias com renda abaixo R\$100 apresentam maior fração de pais presentes em relação às demais classes de renda, diferença que é mais significativa nos estados nordeste, onde a cobertura dos programas sociais é mais ampla; as famílias que recebem algum benefício possuem uma maior fração de presença paterna comparado às famílias elegíveis que não recebem; aumentos de cobertura desses programas em um município tendem a reduzir a fração de pais ausentes; as crianças beneficiárias do Bolsa Escola possuem uma chance maior de ter o pai em casa que crianças inscritas no programa, mas que ainda não estavam recebendo o benefício.

Esse resultado tem importantes implicações para o desenho de programas sociais, tendo em vista que a ausência do pai é um importante determinante do envolvimento de jovens em atividades criminais (Rassanen, 1991; Levitt, 2001; Loeber, 1999; Hartung e Pessoa, 2007³⁴), e também está associada a um pior desempenho acadêmico (Lee, 1993) e a uma probabilidade maior de evasão escolar das crianças (Pong, 1996). Além disso, há evidências de que a ausência paterna eleva a chance de a família viver em situação de extrema pobreza e aumenta a dispersão da renda (Ananat, Michaels 2008). Em que pese à grande dificuldade dessa literatura de estabelecer causalidade entre as variáveis, as evidências consistentemente apontam para uma piora do bem estar da criança que é criada sem o pai.

Este resultado complementa uma literatura recente mostrando que os possíveis efeitos colaterais indesejados dos PTCR, em especial os utilizados por países latino-americanos, são bastante limitados ou inexistentes. Existem artigos mostrando que os PTCR não reduzem significativamente a oferta de trabalho dos beneficiários e evidências de que tais programas não aumentam a fecundidade. Neste artigo, mostramos que os PTCR brasileiros não aumentam a fração de crianças criadas sem o pai. Na verdade, documentamos exatamente o inverso: os PTCR parecem ter um efeito importante na redução do número de crianças criadas por mães solteiras, resultado que é contrário à evidência existente, particularmente a que avalia programas sociais americanos e

³⁴ Primeiro capítulo desta tese.

canadenses. Assim, esse é um novo indício que os PTCR latino-americanos causam menos efeitos colaterais indesejados que os programas sociais tradicionais de renda mínima.

Referencias Bibliográficas

- Attanasio, Orazio, and Valerie Lechene (2002).** “Testing of Income Pooling in Household Decisions,” *Review of Economic Dynamics*, 5(4): 720-48.
- Ananat , E., Michaels, G. (2008)** “The Effect of Marital Breakup on the Income Distribution of Women with Children”. *Journal of Human Resources* Forthcoming
- Arellano, Bond (1991).** “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”. *Review of Economic Studies* 58, 277–297.
- Andenberg, D. (2007)** “Marriage, Divorce and Reciprocity-Based Cooperation”. *Scandinavian Journal of Economics* 109(1), 25-47.
- Barros, R. P., M. Carvalho, and S. Franco (2006).** “Determinantes da Queda Recente no Grau de Desigualdade de Renda no Brasil”.et. al, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Barros, R. P., M. Carvalho, and S. Franco (2007).** “O Papel das Transferências Publicas na Queda Recente da Desigualdade de Renda Brasileira”. In R. P. d. Barros, M. N. Foguel, and G. Ulysea (Eds.), *Desigualdade de Renda no Brasil: Uma An´alise da Queda Recente*, Volume 2, pp. 41–86. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Barros, R.; Carvalho, M.; Dutra, R.; Franco, S.; Hartung, G (2007).** “O uso de preditores para a melhoria da qualidade das informações do Cadastro Único”. Mimeo, IPEA, 2007
- Beck, Allen, et al. (1993),** "Survey of State prison Inmates, 1991" Bureau of Justice Statistics Bulletin, NCJ 136949.
- Becker, Gary S. (1973).** "Theory of Marriage, Part I." *Journal of Political Economy* 81(4):813-46.
- Becker, Gary S (1974).** "Theory of Marriage, Part II," *Journal of Political Economy* 82(2,pt.2): S1 -S26.
- Becker, Gary S., Elizabeth M. Landes, and Robert T. Michael. 1977.** "An Economic Analysis of Marital Instability." *Journal of Political Economy* 85(6):1141-87.
- Bobonis, Gustavo J. (2006).** “Is the Allocation of Resources within the Household Efficient? New Evidence from a Randomized Experiment,” unpublished manuscript, University of Toronto.
- Bobonis, Gustavo, Melissa González-Brenes, and Roberto Castro (2007).** “Public Transfers and Domestic Violence”, unpublished manuscript, University of Toronto.
- Braido, Olinto e Perrone (2007).** “Gender Bias in Intrahousehold Allocation: Evidence from an Unintentional Experiment”. Unpublished Manuscript.
- Cardozo, E., Souza, A. Portela et.al (2003).** The impact of income transfers on child labor and school attendance in Brazil. Working Paper No. 04-W07 Vanderbilt University.

- Comanor, Willian, S., Llad Phillips, (1999)** "The Impact of Income and Family Structure on Delinquency", working paper, University of California, Santa Barbara.
- Chromy, J. R. & Abeyasekara, S. (2005).** "Statistical analysis of survey data". In of Economic, D. & of United Nations, S. A., editors, *Household Sample Surveys in Developing and Transition Countries*, chapter 19, pages 389–417. New York: United Nations
- Dahl e Moretti (2008).** "The Demand for sons" *Review of Economic Studies* (2008) **75**, 1085–1120
- Donohue, John J., III, and Levitt, Steven D.** "The Impact of Legalized Abortion on Crime." *Quartely Journal of Economics*. 116 (May 2001): 379-420.
- Duflo, Esther (2003).** "Grandmothers and Granddaughters: Old-Age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa", *The World Bank Economic Review*, 17(1), 1-25.
- Duflo, Esther and Emmanuel Saez (2003).** "The Role of Information and Social Interactions in Retirement Plan Decisions: Evidence from a Randomized Field Experiment," *Quarterly Journal of Economics*, 118(3): 815-42.
- Eissa, N., Hoynes, H. (2003).** "GOOD NEWS FOR LOW-INCOME FAMILIES? TAX-TRANSFER SCHEMES, AND MARRIAGE". Mimeo
- Hoynes, H., Moffitt, R. (1997).** "Tax Rates and Work Incentives in the Social Security Disability Insurance Program: Current Law and Alternative Reforms," NBER Working Papers 6058, National Bureau of Economic Research
- Ferro, A. R. and A. C. Nicollela (2007).** "The Impact of Conditional Cash Transfers Programs on Household Work Decisions in Brazil". mimeo, USP
- Gertler, P. (2004).** "Do Conditional Cash Transfers Improve Child Health? Evidence from PROGRESA's Control Randomized Experiment," *American Economic Review Papers and Proceedings*, 94(2): 336-41
- Heckman, James, Hidehiko Ichimura, Jeffrey Smith and Petra Todd (1998).** "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data," *Econometrica*, 66(5), 1017-1098.
- Heckman, James, Hidehiko Ichimura and Petra Todd (1998),** "Matching As An Econometric Evaluation Estimator," *Review of Economic Studies*, 65(2), 261-294.
- Hoffman, Saul D., and Greg J. Duncan. 1995.** "The Effect of Incomes, Wages, and AFDC Benefits on Marital Disruption." *The Journal of Human Resources* 30(1):19-41.
- Maclanahan, S., Sanderfur, G. (1994).** "Growing up with a single parent: what hurts, what helps". Harvard University Press
- Moffit, R. (1992).** "Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review." *Journal of Economic Literature* 30 (March): 1-61.
- Moffitt, R. (1998).** The Effect of Welfare on Marriage and the Family. in ed. Moffitt, Robert, *Welfare and Family and Reproductive Behavior*. Washington D.C.: National Academy Press.
- Moffitt, R. (2002).** "The Temporary Assistance for Needy Families Program." NBER Working Paper No. 8749, February. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Moura, R. (2008).** "Testando as Hipóteses do Modelo de Mincer para o Brasil", *Revista Brasileira de Economia*. V.62 n.4 – p.407- 449.

Nixon, L. (1997). “The Effect of Child Support Enforcement on Marital Dissolution” *Journal of Human Resources* 32(1):159-181.

Parker, S. W. and E. Skoufias (2000). “The Impact of Progresa on Work, Leisure, and Time Allocation”. Final report, International Food Policy Research Institute.

Pessoa, D. G. C. & Silva, P. L. N. (1998). Análise de dados amostrais. 13o Simpósio Nacional de Probabilidade e Estatística.

Rangel, M (2004). “Alimony Rights and Intrahousehold Allocation of Resources: Evidence from Brazil”, Mimeo, University of Chicago

Schultz, T. Paul (1990). “Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility,” *Journal of Human Resources*, 25(4), 599-634.

Schultz, T. Paul (2004). School Subsidies for the Poor: Evaluating the Mexican Progresa Poverty Program. *Journal of Development Economics*, 74(1), 199-250

Skoufias, Emmanuel, and Vincenzo Di Maro (2006). “Conditional Cash Transfers, Adult Work Incentives, and Poverty,” World Bank Policy Research Working Paper 3973.

Stecklov, Guy, Paul Winters, Jessica Todd, and Ferdinando Regalia (2006). “Demographic Externalities from Poverty Programs in Developing Countries: Experimental Evidence from Latin America.” Washington, DC: American University Dept of Economics.

Apêndice

Tabela VIII – Comparação entre classes de renda – Somente as Regiões Metropolitanas

	Dif in Dif (1)	Dif in Dif (2)	Dif in Dif (3)	Dif in Dif (4)
Público-alvo	3.2***	3.4***	4.7***	5.15***
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Grupo de Controle	Y entre R\$100 e R\$200		Y entre R\$200 e R\$300	

Periodo	1999-2004	1999-2004	1999-2004	1999-2004
----------------	------------------	------------------	------------------	------------------

Grupo de tratamento: pessoas com renda familiar *per capita* inferior a R\$100.

Grupo de controle 1: pessoas com renda entre R\$100 e R\$200 (colunas 1 e 2)

Grupo de controle 2: pessoas com renda entre R\$200 e R\$300 (colunas 3 e 4)

Controles usados: região, religião, idade, educação, renda, migração, sexo e raça

*significante a 10% **significante a 5% ***significante a 1%

Os valores são o aumento percentual da probabilidade de viver com o pai previsto pelo modelo

A amostra inclui todas as famílias que possuem filhos com menos de 16 anos

Restringimos a análise as famílias que viviam nas áreas metropolitanas

Tabela IX – Comparação entre Nordeste e Sudeste – Somente as Regiões Metropolitanas

	Dif in Dif (1)	Dif in Dif (2)	Dif in Dif (3)	Triple Dif (4)	Triple Dif (5)	Triple Dif (6)
Nordeste	4.1***	4.6***	0.21	4.3***	3.9***	-0.11
Controles	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Periodo	1999-2004	1999-2004	1996-1999	1999-2004	1999-2004	1996-1999

Grupo de tratamento: pessoas com renda familiar *per capita* inferior a R\$100 que viviam no nordeste.

Grupo de controle: pessoas com renda familiar per capita inferior a R\$100 que viviam no sudeste.

Controles usados: região, religião, idade, educação, renda, migração, sexo e raça

*significante a 10% **significante a 5% ***significante a 1%

Os valores reportados significam o aumento percentual da probabilidade de viver com o pai previsto pelo modelo

A amostra básica inclui todas as famílias que possuem filhos com menos de 16 anos