



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN
DOUTORADO EM ECONOMIA**

JIMMY LIMA DE OLIVEIRA

**TRÊS ENSAIOS SOBRE CRESCIMENTO ECONÔMICO, DESIGUALDADE DE
RENDA, POLÍTICAS PÚBLICAS E POBREZA**

FORTALEZA

2012

JIMMY LIMA DE OLIVEIRA

**TRÊS ENSAIOS SOBRE CRESCIMENTO ECONÔMICO, DESIGUALDADE DE
RENDA, POLÍTICAS PÚBLICAS E POBREZA**

Tese submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial à obtenção do grau de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira

FORTALEZA

2012

JIMMY LIMA DE OLIVEIRA

TRÊS ENSAIOS SOBRE CRESCIMENTO ECONÔMICO, DESIGUALDADE DE RENDA, POLÍTICAS PÚBLICAS E POBREZA

Tese submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial á obtenção do grau de Doutor em Economia.

Aprovada em:

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira
Orientador

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares
(Co-orientador)

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar
(Membro)

Prof. Dr. Ricardo Brito Soares
(Membro)

Prof. Dra. Eveline Barbosa Silva Carvalho
(Membro Externo)

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus por me dar força para superar os obstáculos e permitir que prosseguisse a caminhada a um futuro melhor através dos estudos.

Agradeço aos meus pais Aldenir e Cleonice por proverem, com bastante amor e sacrifício, os meios necessários para a realização dos meus objetivos.

Agradeço as minhas irmãs Jamille e Rayana e aos meus sobrinhos Maria Eduarda e João Pedro por tudo o que representam para mim.

Agradeço, em especial, a minha avó Cléia pela nossa ligação especial e por todo o carinho dedicado.

Agradeço aos professores Roberto Tatiwa, Fabrício Linhares, Ivan Castelar e Ricardo Brito pela contribuição e os ensinamentos necessários para a realização desta conquista.

Agradeço, em especial, a professora Eveline Barbosa por todo o apoio necessário para a consecução deste objetivo, sem o qual não obteria êxito.

Agradeço também aos funcionários do CAEN, Cleber e Carmem pelo apoio ao longo dessa caminhada.

Agradeço a todos os amigos que fiz durante o curso por contribuírem para a conclusão desta etapa de minha vida e pelos momentos inesquecíveis que vivemos juntos.

Por fim, agradeço e dedico esta Tese a minha esposa Raquel e minha filha Clarice sem as quais não saberia mais viver. O amor que nos une me alimenta, me mantém firme nas adversidades e me faz sorrir nos momentos de alegria.

LISTA DE GRÁFICOS

CAPÍTULO I

- GRÁFICO 01 - Logaritmos do PIB per capita e do Estoque de Capital Público18.....
- GRÁFICO 02 - Primeira Diferença dos Logaritmos do PIB per capita e do Estoque de Capital Público.....

CAPÍTULO II

- GRÁFICO 01 - Evolução da Proporção de Pobres (P0) – Grandes Regiões.....
- GRÁFICO 02 - Evolução da Renda Familiar per capita Média – Grandes Regiões.....
- GRÁFICO 03 - Índice de Gini da Renda Familiar per Capita – Grandes Regiões.....
- GRÁFICO 04 - Participação no Comércio Internacional – Grandes Regiões.....

CAPÍTULO III

- GRÁFICO 01 - Número de famílias visitadas pelos agentes do Programa por ano.....
- GRÁFICO 02 - Distribuição de crianças encontradas na Rua por Idade e Gênero.....
- GRÁFICO 03 - Porcentagem de Crianças que freqüentam a escola ou Creche por Idade e Gênero.....
- GRÁFICO 04 - Porcentagem de Crianças Encontradas nas Ruas por Gênero e Turno.....
- GRÁFICO 05 - Proporção de Crianças Estudando e Percentuais de Famílias no Programa por Escolaridade do Responsável.....
- GRÁFICO 06 - Percentual de Famílias no Programa pelo Número de Crianças Encontradas nas Ruas.....
- GRÁFICO 07 - Percentual de Famílias com Crianças Reencontradas nas Ruas de Acordo com a Participação no Programa e pela Escolaridade do Responsável.....

LISTA DE TABELA

CAPÍTULO I

TABELA 01 - Teste de Instabilidade do Vetor de Cointegração.....

TABELA 02 - Relações de Cointegração Estimadas.....

CAPÍTULO II

TABELA 01 - Resultados do Processo de Estimação do Modelo com Duplo Efeito *threshold* para o Ln(P0).....

CAPÍTULO III

TABELA 01 - Definição das variáveis.....

TABELA 02 - Estatísticas descritivas.....

TABELA 03 - Resultado da Regressão – Probit Bivariado.....

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	13
CAPÍTULO I – ESTIMANDO O IMPACTO DO ESTOQUE DE CAPITAL PÚBLICO SOBRE O PIB PER CAPITA CONSIDERANDO UMA QUEBRA ESTRUTURAL NA RELAÇÃO DE LONGO PRAZO.....	16
1. INTRODUÇÃO.....	16
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	19
3. BASE DE DADOS.....	22
4. METODOLOGIA ECONÔMETRICA.....	31
4.1 Testes de Raiz Unitária.....	39
4.2 Teste de Cointegração.....	44
4.3 Teste para Mudança Estrutural em Sistemas Cointegrados.....	
4.4 Método de Estimação.....	
5. RESULTADOS.....	48
6. CONCLUSÃO.....	
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	50
CAPÍTULO II – ESTIMANDO O IMPACTO DA ABERTURA COMERCIAL.....	56
SOBRE A POBREZA NOS ESTADOS BRASILEIROS.....	56
1. INTRODUÇÃO	56
2. REVISÃO DA LITERATURA.....	59
2.1 Relação entre Abertura Comercial e Crescimento Econômico.....	59
2.2 Relação entre Abertura Comercial e Desigualdade de Renda.....	60
2.3 Relação entre Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico.....	61
2.4 Relação entre Crescimento Econômico, Desigualdade de Renda e Pobreza.....	64
2.5 Relação entre Abertura Comercial e Pobreza.....	
3. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS.....	66
4. BASE DE DADOS E METODOLOGIA ECONÔMETRICA.....	66
4.1 Base de Dados.....	
4.2 Metodologia Econômica.....	
5. RESULTADOS.....	67

6.	CONCLUSÃO.....	70
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	70
CAPÍTULO III – CRIANÇAS DE RUA NAS ZONAS URBANAS DO BRASIL:		
	AS POLÍTICAS DE INCENTIVO FUNCIONAM ?.....	56
1.	INTRODUÇÃO.....	73
2.	PROGRAMA SOCIAL COM O OBJETIVO DE ALIVIAR O PROBLEMA DAS CRIANÇAS DE RUA NO BRASIL.....	73
3.	CONSTRUINDO UM MODELO COMPORTAMENTAL RELATIVO À PARTICIPAÇÃO DE CRIANÇAS DE RUA EM PROGRAMAS SOCIAIS.....	74
	3.1 Evidência Empírica.....	74
	3.2 Fundamentos Microeconômicos.....	75
4.	BASE DE DADOS E MODELO ECONOMETRICO.....	75
5.	RESULTADOS.....	75
6.	CONCLUSÃO.....	77
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	83

INTRODUÇÃO

O presente trabalho se propõe a analisar como diferentes formas de intervenção pública no ambiente econômico são capazes de melhorar as condições de vida da população pobre. Ao incentivar a acumulação de capital físico e humano, o governo pode promover o aumento do bem estar e a redução da pobreza através de políticas públicas que promovam a melhoria do acesso e/ou da qualidade dos serviços públicos para as famílias de baixa renda.

O primeiro capítulo trata do impacto dos investimentos públicos em infraestrutura sobre o crescimento econômico. Esses investimentos podem ter um impacto positivo sobre o rendimento e o bem-estar da população, uma vez que a ampliação da infraestrutura disponível nas regiões mais pobres reduz os custos de produção e transação de bens e serviços (Gannon e Liu, 1997), contribuindo, dessa forma, para o crescimento econômico e a melhoria na distribuição de renda (López, 2003). Nesse sentido, Estache e Fay (1995) afirmam que um maior acesso às estradas e saneamento tem sido um fator determinante de convergência de renda para as regiões mais pobres na Argentina e Brasil.

O segundo capítulo trata dos efeitos da liberalização comercial sobre os níveis de pobreza absoluta nos estados brasileiros. Esta análise pressupõe um impacto diferenciado da abertura comercial sobre a pobreza que depende do nível de desigualdade de renda. De tal modo, que os estados brasileiros que apresentam maiores níveis de desigualdade se beneficiam menos do crescimento econômico propiciado pela abertura ao comércio exterior.

De acordo com Agenor (2004), a abertura comercial afeta a pobreza por meio de canais: um efeito sobre o produto e outro sobre a distribuição de rendimentos do trabalho. Estes efeitos tendem a aumentar a pobreza no curto prazo, mas no longo prazo tende a reduzi-la. Nesse cenário, os investimentos em educação desempenham um papel primordial para a redução da pobreza.

Em relação às políticas de incentivo à educação, o terceiro capítulo consiste na avaliação de um programa social voltado para as crianças de rua da cidade de Fortaleza. Como a pobreza é a principal causa da existência de crianças de ruas, embora não seja a única, políticas públicas que visam reduzir o incentivo de

curto prazo gerado pelos ganhos monetários obtidos nas ruas, em favor da permanência nas escolas podem apresentar resultados satisfatórios.

A concessão de incentivo monetário por parte do governo tem sido uma estratégia adotada para incentivar o aumento da escolaridade das crianças de famílias pobres. Essa política tem como principal objetivo interromper a transmissão intergeracional da pobreza. Como estas crianças apresentam um elevado grau de vulnerabilidade, na medida em que estão expostas a diversas situações de risco, a avaliação de programas sociais voltados para esse segmento da população permite averiguar se eles representam esperanças reais de combate a pobreza.

CAPÍTULO 01 - ESTIMANDO O IMPACTO DO ESTOQUE DE CAPITAL PÚBLICO SOBRE O PIB PER CAPITA CONSIDERANDO UMA QUEBRA ESTRUTURAL NA RELAÇÃO DE LONGO PRAZO

RESUMO

Este trabalho estima a elasticidade produto-capital público para economia brasileira no período entre 1950 a 2005, considerando a ocorrência de uma possível mudança estrutural provocada pela acentuada redução da taxa de investimento do setor público nas últimas décadas. A quebra estrutural na relação de longo prazo entre as variáveis é acomodada por uma mudança no componente determinístico do vetor de cointegração. O teste para instabilidade do vetor de cointegração confirma a ocorrência desta mudança. Com base neste resultado estima-se o vetor de cointegração por Mínimos Quadrados Dinâmicos permitindo uma mudança estrutural no componente determinístico seguindo a metodologia proposta por Carrion-i-Silvestre e Sansó (2005). As elasticidades produto capital público estimadas são inferiores as usualmente encontradas na literatura brasileira.

Palavras-Chave: Infra-estrutura Pública, Cointegração, Mudança Estrutural.

ABSTRACT

This paper estimates the elasticity product-public capital to the Brazilian economy during the period 1950 to 2005, considering the possible occurrence of a structural change caused by the sharp reduction in public sector investment in recent decades. The structural break in long-term relationship between variables is accommodated by a change in the deterministic component of the cointegrating vector. The test for instability in the cointegrating vector confirms the occurrence of this change. Based on this result it is estimated the cointegration vector Dynamic Least Squares allowing a structural change in the deterministic component following the methodology proposed by Carrion-i-Silvestre and Sans (2005). The elasticities product-public capital estimated are lower than those usually found in the literature.

Key-Words: Public Infrastructure, Cointegration, Structural Change

1. INTRODUÇÃO

O ajuste fiscal adotado em resposta a crise da dívida externa nos anos 1980 foi caracterizado por uma forte contração dos investimentos públicos em infraestrutura. De acordo com Ferreira e Nascimento (2006), isto pode ter desempenhado um papel importante na desaceleração do crescimento da economia brasileira, uma vez que a retração dos investimentos coincide com a redução das taxas de crescimento do produto.

Entre os anos 1950 e 1980, o produto per capita cresceu a uma taxa média de 3% ao ano enquanto o investimento público em infraestrutura correspondia a aproximadamente 4 por cento do PIB. No período seguinte, a proporção dos investimentos foi reduzida à metade ao mesmo tempo em que a taxa de crescimento do produto per capita caiu para menos de 1% ao ano (Ferreira e Nascimento, 2006).

Apesar de tal constatação, nenhum trabalho realizado anteriormente com o objetivo de estimar a elasticidade-produto da infraestrutura para a economia brasileira levou em consideração o possível efeito da retração dos investimentos públicos na especificação do modelo econométrico. Como resultado, as estimativas apresentadas foram sempre bastante superiores às encontradas na literatura internacional tanto para países desenvolvidos como para os países em desenvolvimento.

Em geral, o efeito da infraestrutura sobre o crescimento do produto é modelada pela introdução do estoque de capital público na função de produção como um fator de produção adicional ou como um fator de tecnologia. Empiricamente, ambas as formas produzem equações semelhantes permitindo que a elasticidade-produto da infraestrutura possa ser obtida pela estimação do coeficiente associado ao capital público, a partir do qual uma medida do produto marginal do estoque de infraestrutura pode ser derivada.

De acordo com esta abordagem, para uma dada quantidade de fatores privados, aumentos no estoque de infraestrutura elevam o produto e, conseqüentemente, a produtividade da economia, que, por sua vez, elevam a remuneração dos fatores estimulando a acumulação privada de capital (Ferreira, 1994). Embora o efeito sobre a produtividade seja o argumento comumente utilizado, recentemente, diversos autores têm destacado o papel dos investimentos

em infraestrutura sobre a ampliação da capacidade de produzir capital humano por meio da produção de serviços de educação e saúde e sobre a capacidade de inovar das empresas.

Agénor e Neanidis (2010), com base em um modelo de crescimento endógeno com geração sobrepostas, demonstram que a falta de acesso à infraestrutura pública de qualidade em quantidade suficiente representa uma restrição ao progresso tecnológico e à difusão de novas tecnologias. Já Agénor e Neanidis (2006) examinam a alocação ótima dos gastos do governo em saúde, educação e infraestrutura, e concluem que, dada as complementaridades entre capital público e privado e a restrição orçamentária do governo, um aumento dos investimentos públicos em infraestrutura é a maneira mais eficaz para estimular o crescimento de longo prazo.

Ressalta-se, contudo, que apesar da existência de diversos canais através dos quais os investimentos públicos em infraestrutura podem afetar o crescimento econômico, a constatação de que o capital público é produtivo não é suficiente para estimular o crescimento de longo prazo. Barro (1990) mostra como a elevação da carga tributária necessária para o financiamento dos investimentos públicos pode reduzir ou até mesmo compensar os efeitos positivos de incrementos no estoque de infraestrutura. De acordo com o autor, há um nível ótimo de tributação capaz de estimular o crescimento de longo prazo. Um choque positivo na infraestrutura aumenta a renda per capita quando $t < t^*$ e diminui a renda per capita quando $t > t^*$.

Caso o nível ótimo de tributação seja ultrapassado, a expansão dos investimentos públicos em infraestrutura financiada por impostos tem um efeito adverso sobre o produto, na medida em que retira recursos da economia que estariam à disposição do investimento privado (efeito *crowding-out*). Agénor e Moreno-Dodson (2006) afirmam que efeitos *crowding-out* associado à infraestrutura pública ocorrem no curto prazo, já que um aumento do estoque de capital público eleva o crescimento do produto no médio e longo prazo. Entretanto, eles consideram que este efeito de curto prazo pode se traduzir em um efeito negativo sobre o crescimento econômico se a formação bruta de capital fixo se reduz ao longo do tempo.

Um efeito similar pode ser observado caso o financiamento da expansão dos investimentos em infraestrutura resulta no aumento do endividamento do setor público. O aumento da desconfiança sobre a sustentabilidade da dívida pública pode aumentar o prêmio de risco embutido nas taxas de juros, elevando o custo dos empréstimos, afetando, assim, a taxa de retorno esperada do capital privado. Este quadro é agravado se um serviço crescente da dívida não pode ser financiado pelo aumento do endividamento, o que obriga o governo a realizar um ajuste fiscal por meio de aumentos de receitas e/ou reduções de gastos. Tal situação ocorreu nos países que desde o início dos anos 80 enfrentaram níveis insustentáveis de endividamento externo e adotaram ajustes fiscais com maus resultados em termos de desempenho econômico, como é o caso do Brasil (Calderón, Easterly e Servén, 2003).

O esgotamento do modelo de financiamento do investimento público via endividamento externo, após o segundo choque do petróleo e a elevação dos juros internacionais ao final da década de 1970, põe fim ao período de crescimento do PIB às taxas históricas observadas durante o período do “milagre econômico”. A adoção de políticas restritivas a partir da década de 1980 foi responsável pelo primeiro declínio do PIB real no pós-guerra. Ainda mais importante do que a retração do crescimento do produto foi a trajetória do investimento. A sua desaceleração a partir de meados dos anos 70 foi substituída pela redução absoluta nas décadas seguintes.

Apesar da recuperação do espaço fiscal obtido pela elevação da carga tributária, que passou de 24% do PIB em 1991 para 37% do PIB em 2006, e pela redução do nível de endividamento do setor público, não houve um correspondente aumento nos investimentos públicos. A FBCF em infraestrutura após atingir um pico de 5,4 por cento do PIB em 1970 alcançou o melhor resultado de 2,7 por cento do PIB pós-plano real (Afonso et. al., 2005).

Diante do exposto, o objetivo principal deste trabalho é testar a hipótese de que a retração dos investimentos públicos provocou uma quebra estrutural na relação de longo prazo entre produto per capita e estoque de capital público provocando a redução da elasticidade-produto da infraestrutura. O teste de hipótese sobre a estabilidade da relação de longo prazo será realizado pelo emprego da metodologia desenvolvida por Seo (1998) que permite testar a ocorrência de quebra estrutural no vetor de cointegração com um ponto de mudança desconhecido. A

quebra estrutural na relação de longo prazo é acomodada por uma mudança no componente determinístico seguindo a metodologia proposta por Carrion-i-Silvestre e Sansó (2005).

O presente trabalho está dividido em seis seções incluindo esta introdução. A segunda seção é dedicada à revisão de literatura. A base de dados utilizada é apresentada na seção seguinte. A quarta seção se refere à metodologia empregada. Os resultados obtidos são apresentados na quinta seção. E, finalmente, a sexta seção encerra este trabalho com a conclusão a cerca dos resultados obtidos.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Embora bastante intuitiva, a abordagem da função de produção aplicada a séries temporais produziu estimativas extremamente elevadas na primeira geração de artigos sobre os impactos produtivos do capital público¹. Aschauer (1989) foi o pioneiro na utilização desta especificação ao estimar o efeito da redução nos investimentos em infraestrutura sobre o declínio da produtividade da economia norte-americana. Utilizando uma medida de infraestrutura básica que incluía estradas, aeroportos, rede de gás e eletricidade, transporte, sistema de água e esgoto, ele estimou que um aumento de 1% no estoque de capital público eleva a produtividade total dos fatores em 0,39%. A literatura que se seguiu a Aschauer (1989) também encontrou um grande impacto do capital público sobre o crescimento.

Com base nos valores do estoque de capital público e do produto da economia americana na época, as elasticidades reportadas implicavam em estimativas do produto marginal do capital público acima de 100%. O que significa que uma unidade de capital público se autofinancia em termos de maiores produtos em um ano ou menos. Essa taxa implausivelmente alta para o retorno dos investimentos em infraestrutura levou a questões metodológicas sugerindo problemas econométricos que incluem correlação espúria, causalidade reversa e omissão de variáveis (Gramlich, 1994).

Diante da possibilidade do tratamento mais rigoroso dos problemas econométricos supracitados, o emprego de modelos VAR têm se tornado cada vez mais popular na tentativa de estimar o impacto do estoque de infraestrutura sobre o produto. Nesses modelos, as variáveis são conjuntamente determinadas não sendo necessário impor a priori qualquer relação de causalidade. Também é possível testar a existência de uma relação de longo prazo a partir do emprego de testes de cointegração. Uma vantagem adicional que tem recebido pouca atenção na literatura é a possibilidade de considerar a ocorrência de quebras estruturais devido a mudanças na política de investimentos públicos em resposta a mudanças no

¹ Para uma boa revisão de literatura ver Sturm, Kuper e De Hann (1998) e Romp e de Haan (2007).

ambiente macroeconômico, altamente prováveis quando se realizam análises no longo prazo (Pereira e Andraz, 2010).

Kamps (2006) estima os efeitos dinâmicos do capital público sobre o produto para uma amostra de 22 países da OCDE usando a metodologia VAR. Para a maioria dos países da amostra, choques no capital público tendem a ter efeitos positivos e significativos sobre o produto. E, em contraste com os resultados documentados na literatura que empregam a abordagem da função de produção, há pouca evidência de retornos exorbitantes do capital público. Seus resultados sugerem, então, que uma das razões para os retornos extremamente altos do capital público reportados para alguns países ocorre quando se ignora os efeitos de *feedbacks* do produto para o capital público.

Arslanalp et. al., (2010) estendem a série de capital público construída por Kamps (2006) com a inclusão de 26 países de renda média e baixa, totalizando uma amostra de 48 países, e encontram uma elasticidade positiva do produto em relação ao capital público que depende do nível de capital público inicial, possivelmente sugerindo a importância de fatores institucionais. Além disso, eles observam que a produtividade marginal do capital público pode diminuir devido a ineficiências no processo de despesas de capital. Seus resultados indicam também que, depois de controlar o nível inicial de capital público, o efeito de um aumento no estoque de capital público sobre o crescimento é mais forte para os países da OCDE, no curto prazo, e mais forte para os não membros, no longo prazo.

Gupta et. al. (2011) utilizam a abordagem da função de produção para estimar a contribuição do capital público sobre o crescimento econômico em um período de meio século para um amplo conjunto de países em desenvolvimento. Seguindo a metodologia desenvolvida por Pritchett (2000), eles constroem uma nova série de capital público que leva em conta a eficiência do investimento governamental medida pelo Public Investment Management Index (PIMI) construído por Dabla-Norris et. al. (2011). Seus resultados demonstram um impacto significativo e consistente do capital público sobre o produto cuja magnitude depende do nível de renda do país dada a existência de não linearidades relacionadas a fatores institucionais associados à eficiência do investimento público.

Nos países de baixa renda, em que o estoque de capital público ajustado é menor, o produto marginal é maior. Contudo, por causa das externalidades geradas pelo aumento da infraestrutura disponível, o impacto de novos investimentos irá

depender da maneira pela qual vão afetar os gargalos existentes. Na especificação de painel com efeitos fixos, as estimativas da elasticidade-produto capital público ajustado pela eficiência variam entre 0,19 e 0,23, dependendo se utilizam a amostra completa ou apenas os países de renda média ou baixa. Enquanto as estimativas de GMM variam entre 0,14 e 0,16.

Calderón et. al. (2011), estimam a contribuição da infraestrutura sobre o produto para uma amostra de 88 países nos anos de 1960-2000. A partir de uma abordagem de séries temporais aplicadas a dados em painel, eles estimam uma função de produção agregada de longo prazo que inclui capital humano, capital físico e uma medida sintética dada pelo primeiro componente principal das dotações de infraestrutura em transporte, energia e telecomunicações. As elasticidades de longo prazo do produto em relação a uma gama de índices sintéticos de infraestrutura variam entre 0,07 e 0,10.

No Brasil, estudos recentes utilizando a metodologia VAR têm explorado os efeitos do capital público sobre o crescimento e a produtividade. Ferreira (1996) estimou o impacto do capital de infraestrutura federal (telecomunicações, energia elétrica, portos, setor marítimo e ferrovias) e o impacto do capital público total (capital das estatais e administrações públicas) sobre o PIB. Suas estimativas mostraram que um aumento de 1% no capital de infraestrutura gerava, no longo prazo, um aumento entre 0,34 e 1,12% por cento no PIB, dependendo da taxa de depreciação utilizada. Quanto à série ampla, capital público total, o impacto estimado sobre o PIB situou-se entre 0,71 e 1,05%.

Utilizando dados para o período de 1950-1995, Ferreira e Malliagos (1998) estimaram o impacto de longo de prazo do capital de infraestrutura sobre o PIB e a produtividade total dos fatores (PTF). Utilizando uma análise de cointegração baseada na metodologia de Johansen (1995), os autores encontraram estimativas para elasticidade-renda que se situam entre 0,55 e 0,61.

Ferreira e Araújo (2006) estimaram o impacto sobre o produto de variações na infra-estrutura pública. Eles estimaram uma equação de cointegração do produto por trabalhador, capital público, capital privado e capital humano. Foram estimadas quatro equações que diferem na maneira como o capital humano é introduzido, em nível ou em logaritmo, e o período de tempo considerado. Na maioria dos casos o coeficiente do capital público estimado apresentou-se insignificante estatisticamente aos níveis usuais. Quando utilizaram o período de

1960-1996 ao invés o de 1960-2000, as estimações foram mais precisas com respeito ao coeficiente do capital público (0,33).

O sistema estimado foi utilizado para simular a resposta das variáveis econômicas a choques na infraestrutura. Os impactos das variações no capital público sobre o capital privado e o produto per capita são de magnitude consideráveis, especialmente quando consideradas as respostas de longo-prazo. As respostas acumuladas são muito altas e bem acima de exercícios similares que utilizam dados para os Estados Unidos e outros países da OCDE.

Utilizando dados agregados, Candido Jr. (2001), estimou as elasticidades produto-gasto público e o diferencial de produtividade em relação ao setor privado. No conceito que engloba consumo mais transferências, o efeito da externalidade foi negativo. Na segunda definição que utiliza o gasto total, incluindo os investimentos, os resultados indicaram uma externalidade positiva, mas o diferencial de produtividade em relação ao setor privado permaneceu negativo.

Os valores das elasticidades produto-gasto público nos dois conceitos foram negativas. A equação de curto prazo mostrou que os gastos públicos defasados no período de um ano surtem impactos positivos sobre o PIB. No longo prazo, porém, esse efeito se reverte. Esse conjunto de resultados levou o autor a concluir que a proporção de gasto público no Brasil se encontrava acima de seu nível ótimo.

A partir das séries temporais de produto, investimento público e PTF, Candido Jr. (2006) investigou as relações dinâmicas de curto e longo prazo entre investimento público e produto, e investimento público e PTF, para três países da América do Sul: Argentina, Brasil e Chile, no período de 1970-2000. Os resultados encontrados indicaram uma relação de longo prazo positiva entre investimento público e produto em todos os países, e uma relação de longo prazo entre investimento público e PTF positiva somente para a economia chilena.

O autor concluiu que este resultado poderia corroborar a maior magnitude da elasticidade produto-investimento público do Chile com relação à Argentina e Brasil, dado que o investimento público na economia do Chile eleva o produto indiretamente, por meio da PTF. Os valores das elasticidades foram bastante próximos na Argentina e no Brasil, da ordem de 0,56 e 0,58, respectivamente. Já no caso do Chile, o valor da elasticidade no período foi aproximadamente sete vezes maior.

Baseado no modelo de crescimento endógeno desenvolvido por Barro (1990), Assis e Dias (2004) avaliaram o impacto da política fiscal e do nível de tecnologia sobre a taxa de crescimento econômico do Brasil, entre os anos de 1951 e 2000. A partir da metodologia VAR, eles verificaram que os gastos do setor público em investimentos geram externalidades positivas que podem ampliar a taxa de crescimento econômico do país.

Todavia, ressaltam os autores, um aumento dos gastos financiados pela elevação de impostos leva a uma redução na rentabilidade dos investimentos privados, determinando um efeito total negativo da participação do governo na economia. Eles concluem, então, que a carga tributária utilizada para financiar os gastos públicos causa um impacto negativo sobre o crescimento quando ultrapassa o nível de 25% do produto.

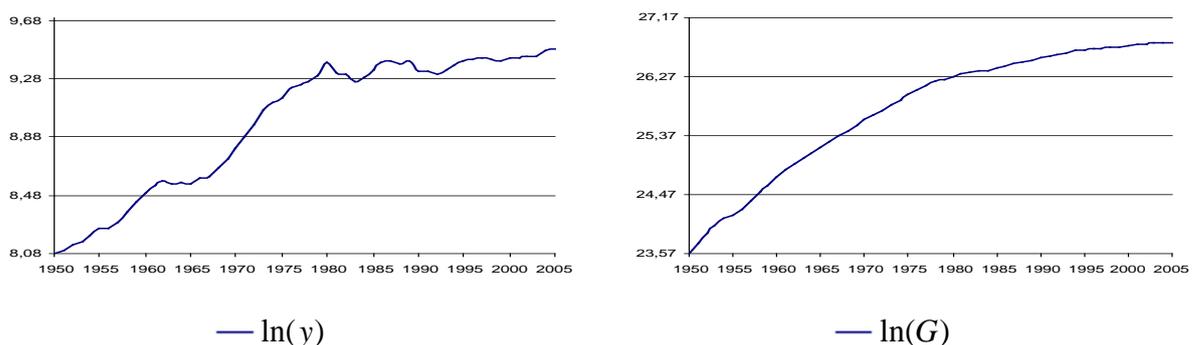
3. BASE DE DADOS

As séries utilizadas neste trabalho foram extraídas do sítio www.ipeadata.com.br. O PIB per capita é obtido utilizando-se o deflator implícito do PIB nominal e a população residente em 1º de julho. A série de estoque de capital público se refere ao estoque líquido – construções – da administração pública. As séries estão avaliadas em R\$ 2005 e são determinadas para o período de 1950-2005.

A maioria dos trabalhos empíricos realizados para economia brasileira (Ferreira, 1996; Ferreira e Malliagos, 1998; Candido Jr., 1999; e Candido Jr., 2006) utilizaram apenas as séries para o PIB per capita e o estoque de capital público. Desta forma, optou-se pelo uso apenas destas, para que os resultados obtidos possam ser comparados aos trabalhos anteriores.

A exceção é Ferreira e Vasconcelos (2006) que ao estimarem a elasticidade produto-gasto público utilizando apenas as séries PIB per capita e estoque de capital público encontraram um valor acima de um. Por conseguinte, incluíram as séries estoque de capital privado e capital humano para evitar um possível viés de variável omitida².

Gráfico 01 - Logaritmos do PIB per capita e do Estoque de Capital Público



Fonte:

² O argumento sobre o viés de variável omitida deve ser levado em consideração. Todavia, os dados de capital humano utilizados foram obtidos em Barro-Lee (2000) apresentam frequência quinquenal, e a utilização de qualquer procedimento com o objetivo de mudança na frequência da série faz com o que ela perca suas características, tornando contestável a validade dos testes de raiz unitária e cointegração.

A análise adiante será realizada com base na hipótese que as estimativas tenham sido influenciadas pela ocorrência de uma mudança estrutural na relação de longo prazo. Tal mudança refletiria a acentuada redução das taxas de investimento público nas últimas décadas.

4. METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

Na presença de variáveis não estacionárias a regressão pode ser espúria. No entanto, uma situação de interesse especial aparece se as variáveis apresentam uma tendência estocástica comum. Neste caso, elas apresentam uma relação particularmente forte que pode ser de interesse do ponto de vista econômico.

As variáveis são cointegradas se existe uma relação estável entre elas, ou seja, uma relação de equilíbrio, que implica que uma combinação linear destas variáveis seja estacionária. Portanto, cointegração significa que mesmo que existam mudanças permanentes nas séries individuais, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo que faz com que as variáveis movam-se juntas.

Se as variáveis são cointegradas a utilização do Modelo de Correção de Erros (MCE) permite analisar a relação de longo prazo entre as variáveis. Seguindo o procedimento proposto por Engle & Granger (1987), se relações de cointegração estão presentes em um sistema de variáveis, o modelo a ser utilizado deve considerar parametrizações específicas que suportem a análise da estrutura de cointegração. O MCE pode ser escrito da seguinte maneira,

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha\beta'Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t .$$

As matrizes α e β têm posto r , $\rho(\alpha) = \rho(\beta) = r$. Elas especificam o termo de longo prazo do modelo com β contendo as relações de cointegração e α representando os coeficientes de ajustamento. Os Γ_j ($j=1, \dots, p-1$) são matrizes ($K \times K$) contendo os parâmetros de curto prazo.

4.1 Testes de Raiz Unitária

Ao realizar uma análise de cointegração, o primeiro passo é determinar a ordem de integração das variáveis individuais. No presente trabalho, a ordem de integração será determinada com base na realização dos testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Zivot e Andrews (ZA).

O teste ADF checa a hipótese nula que existe uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionariedade do processo de geração de dados, que pode ter uma média diferente de zero e uma tendência linear determinística. O teste estatístico possui uma distribuição limite não-padrão. A distribuição limite depende dos termos determinísticos que tenham sido incluídos³. Os resultados do teste ADF para as variáveis logaritmo do PIB per capita $\ln(y)$ e logaritmo do estoque de capital público $\ln(G)$ indicam a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária para ambas as séries⁴.

Dado que todas as variáveis do modelo exibiram raiz unitária em nível, aplicou-se o teste ADF nas séries em primeira diferença. Neste caso, se a hipótese nula for rejeitada então a variável é integrada de ordem um, $I(1)$. Note que, neste procedimento, se um termo de tendência linear é necessário para testar y_t , somente uma constante será usada no teste para Δy_t porque, se $y_t = \mu_0 + \mu_1 t + x_t$, então $\Delta y_t = \mu_1 + \Delta x_t$.

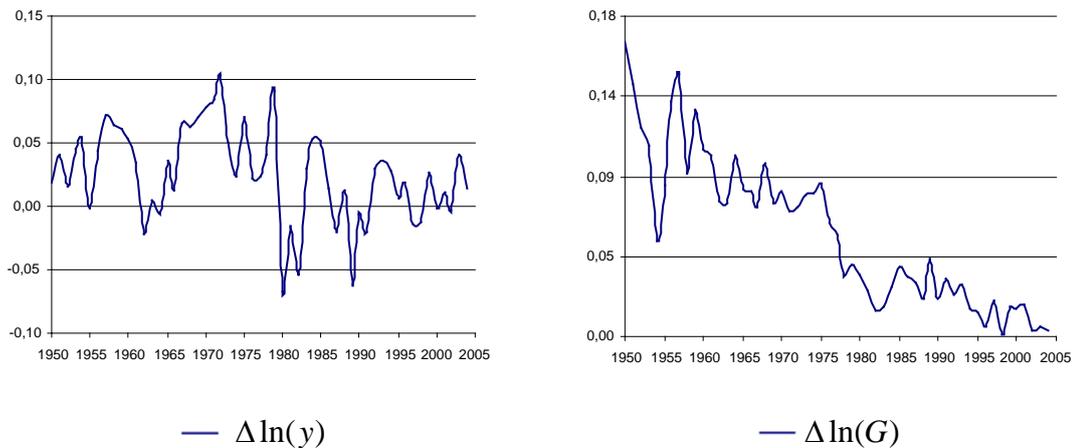
O resultado do teste ADF nas séries em primeira diferença indica a rejeição da hipótese nula de raiz unitária para $\Delta \ln(y)$, mas não a rejeita para $\Delta \ln(G)$ ⁵. A série $\Delta \ln(G)$ parece apresentar uma tendência declinante ao longo do tempo (Gráfico 2). No entanto, era de se esperar que as séries em primeira diferença não apresentassem tendência. O termo de tendência deveria desaparecer quando a série é diferenciada.

³ Os valores críticos são obtidos por simulação e estão disponíveis em Fuller (1976) e Davidson e MacKinnon (1993).

⁴ Na realização dos testes, o número de defasagens foi determinado de acordo com o critério de Schwarz, e foram incluídos um intercepto e um termo de tendência linear.

⁵ O resultado teste ADF indica a rejeição da hipótese nula na presença de uma tendência linear determinística na série $\ln(G)$ em primeira diferença.

Gráfico 02 - Primeira Diferença dos Logaritmos do PIB per capita e do Estoque de Capital Público



Fonte:

Sob a hipótese de mudança estrutural nas séries o teste ADF é enviesado na direção da não rejeição da hipótese nula mesmo se a série é estacionária dentro de cada sub-período. Portanto, deve-se considerar a possibilidade da ocorrência de mudanças estruturais.

No teste ZA a hipótese nula de raiz unitária é confrontada com a hipótese alternativa de um processo estacionário com uma mudança estrutural nos parâmetros da parte determinística. O teste permite uma mudança no nível e/ou na inclinação na função tendência no período T_B . O procedimento de teste também permite estimar a data de ocorrência da mudança.

Na realização do teste ZA foram utilizadas várias especificações para o termo determinístico permitindo mudança apenas na constante, apenas na tendência e em ambos. A data estimada da mudança situou-se em torno do período 26, e os resultados indicam que as séries $\ln(y)$ e $\ln(G)$ são $I(1)$.

4.2 Teste de Cointegração

O propósito do teste de cointegração é determinar se um conjunto de variáveis não-estacionárias são cointegradas ou não. Ou seja, se existe uma combinação linear dessas variáveis que é estacionária. Portanto, se as variáveis são

$I(1)$, o número de relações de cointegração deve ser especificado em adição ao número de defasagens.

Assumindo que o processo y_t é Gaussiano ou, equivalentemente, $u_t \sim N(0, \Sigma_u)$, o MCE pode ser estimado por Máxima Verossimilhança (MV) levando-se em conta a restrição sobre o posto da matriz $\Pi = \alpha\beta'$. Por conseguinte, os testes da Razão de Verossimilhança (RV) podem ser utilizados para determinar se existem relações de cointegração entre as variáveis.

Sob as hipóteses Gaussianas, a distribuição da estatística de RV sob $H_0(r_0)$ é não padrão. Ela depende da diferença $K - r_0$ e dos termos determinísticos incluídos no processo de geração de dados⁶. Portanto, em um sistema de K variáveis podemos ter apenas $K - 1$ relações de cointegração. Neste caso, em um modelo bivariado podemos ter no máximo uma relação de cointegração. Os resultados dos testes indicam que $\rho(\Pi) = 1$, ou seja, existe um vetor cointegrante.

4.3 Teste para Mudança Estrutural em Sistemas Cointegrados

Dada à reorientação da política de investimentos públicos a partir de meados da década de 70, pode-se questionar a estabilidade da relação de equilíbrio de longo prazo entre o PIB per capita e o estoque de capital público.

Pode-se testar a estabilidade da relação de longo prazo, testando-se a ocorrência de mudança estrutural no vetor de cointegração entre as variáveis. Seguindo Seo (1998) será realizado um teste para mudança estrutural com um ponto de mudança desconhecido. O teste se baseia na estimação de Máxima Verossimilhança do MCE desenvolvida por Johansen (1995).

O teste define estatísticas de multiplicador de Lagrange para mudanças estruturais no vetor de cointegração. As estatísticas utilizadas são a média (Ave-LM), a média exponencial (Exp-LM) e o supremo (Sup-LM). Considere um MCE com uma tendência determinística permitindo uma mudança estrutural no vetor de cointegração

⁶ Serão realizados testes considerando uma média constante e uma tendência linear irrestrita.

$$\Delta Y_t = \alpha(\beta + \delta(t > T_B))' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t .$$

Esse modelo assume implicitamente a condição de normalização utilizada por Phillips (1991), permitindo assim a identificação do vetor de cointegração. As hipóteses nula e alternativa para estabilidade do vetor de cointegração β são:

$$H_0 : \delta = 0 \text{ e } H_1 : \delta \neq 0 .$$

A estatística de teste é uma função dos dados amostrais e do estimador de MV do modelo restrito. O teste para mudança estrutural tem distribuição não-padrão que depende do ponto de mudança e do número de parâmetros a ser estimado.

Tabela 01 – Teste de Instabilidade do Vetor de Cointegração

Estatísticas		
Ave-LM	Exp-LM	Sup-LM
3,17	2,31	9,10
Valores Críticos		
	10%	5%
Ave-LM	1,95	2,48
Exp-LM	1,50	2,01
Sup-LM	8,05	9,46

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os pontos de mudança foram determinados de acordo com o conjunto de valores possíveis [0,15; 0,95].

A Tabela 1 apresenta os resultados do teste de instabilidade do vetor de cointegração. As estatísticas Ave-LM e Exp-LM confirmam a rejeição da hipótese nula de estabilidade do vetor de cointegração, enquanto a Sup-LM não a rejeita. De acordo com Seo (1998), em pequenas amostras a estatística Exp-LM é a mais indicada.

Os resultados apresentados sugerem, então, a ocorrência de uma mudança estrutural no vetor de cointegração. Todavia, não é possível identificar qual parâmetro é afetado pela mudança. Portanto, deve-se considerar uma estratégia de estimação que permita mudanças nos diferentes termos determinísticos considerados.

4.4 Método de Estimação

O método de estimação empregado será baseado no estimador de Mínimos Quadrados Dinâmico desenvolvido por Stock e Watson (1993). No entanto, deve-se considerar uma mudança estrutural sugerida pelo teste de instabilidade do vetor de cointegração apresentado na seção anterior.

Seguindo Carrion-i-Silvestre e Sansó (2005), será estimado um modelo que permite uma mudança estrutural nos parâmetros dos componentes determinísticos do vetor de cointegração. O modelo sob consideração é uma extensão multivariada daquele especificado em Kwiatkowski et al. (1992), permitindo mudanças nos componentes determinísticos na data T_B . A data da mudança é estimada através da minimização da soma dos quadrados dos resíduos. Sob a hipótese de cointegração, o modelo pode ser descrito da seguinte maneira,

$$\Delta Y_t = \phi_i(t) + \alpha\beta'Y_{t-1} + \sum_{i=-k}^k \Gamma_i \Delta' Y_{t-i} + u_t,$$

em que $\phi_i(t)$ é uma função dos componentes determinísticos. Diferentes especificações serão consideradas dependendo da definição da função $\phi_i(t)$. Três especificações serão consideradas:

$$\text{Modelo (1): } \Delta Y_t = \mu_0 + \theta DU_t + \mu_1 t + \alpha\beta'Y_{t-1} + \sum_{i=-k}^k \Gamma_i Y_{t-i} + u_t;$$

$$\text{Modelo (2) } \Delta Y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \gamma DT_t^* + \alpha\beta'Y_{t-1} + \sum_{i=-k}^k \Gamma_i Y_{t-i} + u_t;$$

$$\text{Modelo (3) } \Delta Y_t = \mu_0 + \theta DU_t + \mu_1 t + \gamma DT_t^* + \alpha\beta'Y_{t-1} + \sum_{i=-k}^k \Gamma_i Y_{t-i} + u_t.$$

com $DU_t = 1$ e $DT_t^* = (t - T_B)$, para $t > T_B$, com $T_B = \lambda T$, $0 < \lambda < 1$, indicando a data da quebra. Esses modelos permitem uma mudança estrutural na parte determinística da relação de longo prazo. O modelo (1) permite uma mudança no intercepto, o modelo (2) permite uma mudança na tendência e o modelo (3) permite uma mudança no intercepto e na tendência.

Carrion-i-Silvestre e Sansó (2005) propõem um teste de multiplicador de Lagrange (LM) para checar a hipótese nula de cointegração permitindo uma mudança estrutural nos parâmetros do componente determinístico. A estatística LM para testar a hipótese nula de cointegração contra a hipótese alternativa de ausência de cointegração é dada por:

$$LM_i(\lambda) = T^{-2} \hat{\omega}_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_{i,t}^2,$$

na qual $\lambda = T_B / T$, $S_{i,t} = \sum_{j=1}^t \hat{u}_{i,j}$ é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo sob consideração, e $\hat{\omega}_1^2$ denota um estimador consistente da matriz de variância de longo prazo de $u_{i,t}$. A distribuição assintótica do teste LM é expressa como uma soma ponderada de dois funcionais independentes do processo de Wiener.

5. RESULTADOS

Com base no teste de cointegração proposto por Carrion-i-Silvestre e Sansó (2005), em todas as especificações consideradas não se rejeita a hipótese de cointegração ao nível de 5%. Esse resultado produz, então, uma forte evidência de que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis.

A Tabela 2, a seguir, apresenta as estimativas dos modelos sob consideração. Para efeito de comparação a estimativa de MV sem considerar a mudança estrutural é apresentada juntamente com as estimativas dos modelos (1), (2) e (3) descritos acima. Em todos os casos, as estimativas obtidas apresentam o sinal correto e são estatisticamente significantes aos níveis usuais.

Tabela 02 – Relações de Cointegração Estimadas

Coeficiente	MV	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
β	0,5272	0,3895	0,2745	0,2654
Estatística <i>t</i>	5,2023	15,2123	3,7590	3,0441

Fonte: Elaboração própria

O valor da estimativa de MV está de acordo com os resultados encontrados na literatura brasileira. Quando se considera uma mudança no nível do componente determinístico, modelo (1), o valor estimado é inferior à estimativa de MV. Permitindo, uma mudança na inclinação da função determinística, modelo (2), produz-se uma estimativa bastante inferior a dos modelos anteriores. E, finalmente, considerando o modelo (3), que permite uma mudança tanto no nível como na inclinação, obtém-se um valor muito próximo ao gerado pelo modelo (2).

6. CONCLUSÃO

As estimativas da elasticidade produto capital público para o Brasil, reportadas em trabalhos anteriores, são de magnitudes bastante elevadas, principalmente, quando comparadas aos valores obtidos em trabalhos realizados para países da OCDE⁷. Estes resultados indicam haver, então, um maior impacto dos investimentos públicos em infra-estrutura no Brasil, em termos de crescimento do PIB per capita, em relação aos países desenvolvidos, revelando assim uma maior eficiência do setor público brasileiro em promover o crescimento econômico.

Ao se considerar a ocorrência de uma mudança estrutural na relação de longo prazo entre o PIB per capita e o estoque de capital público de infra-estrutura conseguiu-se chegar a uma estimativa inferior a reportada na literatura brasileira. Essa mudança se deveu a redução dos investimentos públicos em infra-estrutura em meados da década 70. A redução do investimento público teve impacto sobre as taxas de crescimento do produto nos anos posteriores.

Por serem cointegradas, como sugere os diferentes testes de cointegração realizados, a mudança na relação de longo prazo entre as variáveis pode ser captada por uma mudança no componente determinístico do vetor de cointegração. O teste de instabilidade do vetor de cointegração confirma a ocorrência de tal mudança. O método de estimação empregado permitiu estimar o vetor de cointegração sob diferentes especificações em relação à mudança no componente determinístico. Em todas elas o valor da estimativa da elasticidade produto-capital público é inferior aos resultados reportados na literatura brasileira.

⁷ Ver Ferreira e Araújo (2006) para maior discussão.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Afonso, J.R., E. Araújo e G. Biasoto Jr (2005). "Fiscal Space and Public Sector Investments in Infrastructure: A Brazilian Case-Study," Textos para Discussão 1141, IPEA.

Agenor, P. R. e Moreno-Dolson, B. (2006). "Public Infrastructure and Growth: New Channels and Policy Implications". World Bank Policy Research Working Paper 4064, November 2006.

Agenor, P. R. e Neanidis, K. C. (2006). "The Allocation of Public Expenditure and Economic Growth," The School of Economics Discussion Paper Series 0608, Economics, The University of Manchester.

Agenor, P. R. e Neanidis, K. C. (2010). "Innovation, Public Capital, and Growth." Centre for Growth and Business Cycle Research Discussion Paper Series 135, Economics, The University of Manchester.

Arslanalp S., F. Bonhorst, S. Gupta and E. Sze (2010), "Public Capital and Growth," Working Paper 10/175.

Aschauer, D.A. (1989). "Is public expenditure productive?" Journal of Monetary Economics (23), pp. 177-200.

Barro, R. J (1990) "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". Journal of Political Economic, 98.

Calderón, C., Easterly, W., and Servén, L. (2003), "Infrastructure Compression and Public Sector Solvency in Latin America" in The Limits of Stabilization—Infrastructure, Public Deficits, and Growth in Latin America, ed. by Easterly and Servén. Washington, The World Bank.

Calderón, C., Moral-Benito, E. e Servén, L. (2011). "Is Infrastructure Capital Productive? A Dynamic Heterogeneous Approach." Policy Research Working Paper 5682, The World Bank.

Candido Jr, Oswaldo. (2001). "Os Gastos Públicos no Brasil São Produtivos." Planejamento e Políticas Públicas, nº 23. IPEA.

Candido Jr, Oswaldo. (2006). "Efeitos do Investimento Público sobre o Produto e a Produtividade: Uma Análise Empírica". Texto para Discussão nº 1204. IPEA

Dabla-Norris, E., Brumby, J., Kyobe, A., Mills, Z., and Chris Papageorgiou (2011), "Investing in Public Investment: An Index of Public Investment Efficiency," IMF Working paper No. 11/37.

Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, London.

Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing." *Econometrica*, 22, p. 313-344.

Ferreira, P. C. (1994). "Infraestrutura pública, produtividade e crescimento." *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.24, nº 2, pp. 187-202.

Ferreira, P. C. (1996). "Investimento em Infraestrutura no Brasil: Fatos Estilizados e Relações de Longo Prazo." *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.26, n.2, p.231-252.

Ferreira, P. C. e T. Malliagos (1998). "Impactos Produtivos da Infra-estrutura no Brasil: 1950-1995." *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.28, nº 2, pp. 315-338.

Ferreira, P. C. e C. H. Araújo (2006). "On the Economic and the Fiscal Effects of Infrastructure Investment in Brazil." *Ensaio Econômicos*, nº 613.

Ferreira, P. C. and L. Nascimento, (2006) "Welfare and Growth Effects of Alternative Fiscal Rules for Infrastructure Investment in Brazil", *Ensaio Econômicos*, número 604, EPGE-Getulio Vargas Foundation.

Gramlich, E.M. (1994) "Infrastructure Investment: A Review Essay." *Journal of Economic Literature* 32(3), 1176-96.

Gupta, S., Kangur, A., Papageorgiou, C. e Wane, A. (2011). "Efficiency-Adjusted Public Capital and Growth." *IMF Working Paper*, WP/11/217. International Monetary Fund.

Hansen, Bruce E. (2001). "The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity." *Journal of Economic Perspectives*, v.15, Número 4, pp 117-128.

Johansen, S. (1995) "Likelihood-based Inference in Cointegration Vector Autoregressive Models". Oxford University Press, Oxford.

Kamps, C. (2006), "New Estimates of Government Net Capital Stocks for 22 OECD Countries, 1960–2001," *IMF Staff Papers* 53, 120–150.

Pereira, A. M. e Andraz, J. M. (2010). "On the economic effects of public infrastructure investment: A survey of the international evidence." *Working Paper Number 108*, Department of Economics, College of William and Mary.

Romp, Ward e De Haan, Jakob (2007). "Public Capital and Economic Growth: A Critical Survey". *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 2007, Vol 8, 6–52.

Sturm, J.-E., and J. De Haan (1995), "Is Public Expenditure Really Productive: New Evidence for the USA and the Netherlands," *Economic Modeling* 12, 60–72.

CAPÍTULO II - ESTIMANDO O IMPACTO DA ABERTURA COMERCIAL SOBRE A POBREZA NOS ESTADOS BRASILEIROS

RESUMO

Este artigo mostra que estados brasileiros com diferentes níveis de desigualdade de renda experimentam diferentes trajetórias de redução da pobreza, e que a redução da desigualdade dentro dos estados proporciona uma maior redução da pobreza ao longo do tempo. Essa redução da desigualdade estaria associada ao aumento da escolaridade da força de trabalho estimulada pelo aumento do prêmio salarial provocado pela abertura comercial. Ademais, evidencia-se que a variabilidade dos resultados encontrados na literatura sobre os efeitos da abertura comercial sobre a pobreza pode ser influenciada por não-linearidades na relação entre as variáveis. Nesse sentido, outra evidência empírica encontrada nesse estudo é a existência de efeitos limiares na desigualdade que faz com que o impacto do crescimento econômico, propiciado pela maior abertura comercial, sobre a redução da pobreza seja reduzido em um ambiente econômico com maior nível de desigualdade de renda. Na medida em que a desigualdade de renda diminui, os benefícios da abertura comercial propiciam uma maior redução da pobreza.

Palavras Chave: Crescimento Econômico, Desigualdade de Renda, Abertura Comercial e Redução da Pobreza.

ABSTRACT

This paper shows that the Brazilian states with different levels of income inequality experienced different trajectories of poverty reduction and reducing inequality within states provides a greater reduction in poverty over time. This reduction in inequality was associated with increased schooling of the workforce driven by an increased wage premium caused by trade liberalization. Moreover, it is evident that the variability of results in the literature on the effects of trade liberalization on poverty can be influenced by nonlinearities in the relationship between these variables. Accordingly, other empirical evidence found in this study is the existence of threshold effects on inequality that makes the impact of economic growth, brought about by greater trade openness on poverty reduction is reduced by an economic environment with higher levels of inequality income. To the extent that income inequality decreases, the benefits of trade liberalization foster greater poverty reduction.

Keywords: Economic Growth, Income Inequality, Trade Liberalization and Poverty Reduction.

1. INTRODUÇÃO

A teoria econômica oferece várias razões para esperar que a abertura comercial contribua para a redução da pobreza no longo prazo. Todavia, embora as evidências empíricas disponíveis sugiram que os pobres nos países em desenvolvimento se beneficiam dos ganhos decorrentes do crescimento econômico gerados pela abertura comercial (Dollar e Kray, 2004), há grandes diferenças na forma como as pessoas pobres se beneficiam deste processo (Ravallion, 2001).

A abertura comercial pode afetar a incidência de pobreza por meio de vários canais que interagem dinamicamente no tempo e no espaço (Sindzingre, 2005). Os principais são os efeitos produzidos sobre o crescimento econômico e a distribuição de renda. Uma vez que o crescimento econômico é benéfico para a redução da pobreza, a questão que se coloca é se os benefícios do crescimento são uniformemente distribuídos entre os subgrupos da população. Para saber então se os efeitos da abertura comercial sobre o crescimento econômico são fortes o suficiente para reduzir a pobreza deve-se observar a evolução da desigualdade de renda ao longo do tempo.

A existência de uma relação não linear entre abertura comercial e pobreza tem sido reconhecida em uma série de estudos recentes (Agénor, 2002; Nissanke e Thorbecke, 2005; Sindzingre, 2005; Liang, 2006). Essa não linearidade decorre da atuação de vários efeitos conflitantes, tanto no curto como no longo prazo, que torna a avaliação do impacto da abertura comercial sobre a pobreza dependente dos desdobramentos dos diversos mecanismos de transmissão e das múltiplas causalidades envolvidas.

As experiências de diferentes países demonstram que as possíveis combinações entre crescimento econômico e desigualdade de renda dependem, em grande medida, da qualidade das instituições. Rodrik (1998) argumenta que os benefícios da abertura comercial para os pobres podem ser plenamente aproveitados apenas em países com instituições eficazes. Em especial, as instituições que podem resolver com sucesso os conflitos distributivos decorrentes da abertura comercial.

Neste sentido, da mesma forma que abertura comercial produz efeitos diferentes sobre a concentração de renda nos países, pode haver diferenças no efeito da liberalização comercial em regiões distintas de um mesmo país. De acordo com Lima e Barreto (2007), é possível que a relação entre abertura comercial e a concentração de renda seja heterogênea nas diferentes regiões brasileiras, e que o efeito da abertura comercial sobre a concentração de renda só possa ser entendido considerando-se as especificidades de cada região.

Partindo deste pressuposto, o objetivo deste trabalho é averiguar se os estados brasileiros com menores níveis de desigualdade de renda experimentam maiores reduções na pobreza. Mais especificamente, pretende-se investigar se diferentes níveis de desigualdade geram efeitos diversificados da abertura comercial sobre a e a pobreza. E, além disso, se o efeito da abertura comercial sobre a pobreza depende de forma não linear do nível de desigualdade. Para tanto, utiliza-se a metodologia econométrica proposta por Hansen (1999) que considera efeitos *thresholds* para painéis com efeitos fixos no tempo, específicos a cada unidade de observação.

Sobre as não linearidades envolvidas nesta relação, Agenor (2004) discute a possibilidade de uma relação na forma de U invertido entre a abertura comercial e pobreza que opera através de dois efeitos: um efeito sobre o produto e outro sobre o salário relativo entre trabalhadores qualificados e não qualificados. Os dois efeitos atuam de forma a aumentar a pobreza no curto prazo, mas tendem a reduzi-la no longo prazo.

Em relação ao efeito sobre o produto, ainda que a abertura às trocas comerciais possa contribuir para ajudar na assimilação de novas tecnologias que aumentem a produtividade da economia (Grossman e Helpman, 1991), pode haver um período de transição durante o qual a abertura comercial pode ter apenas um efeito limitado sobre crescimento econômico. Portanto, pode haver limiares críticos que devem ser atingidos antes que a abertura comercial possa dar uma contribuição positiva para a redução da pobreza (Nissanke e Thorbecke, 2005).

A existência de distorções no mercado de trabalho, como a rigidez salarial e a baixa mobilidade inter-setorial, podem fazer com que a abertura ao comércio provoque uma redução na demanda por trabalho não-qualificado. Em decorrência, observa-se um efeito adverso sobre o nível de renda devido a uma contração da

produção dos setores que passam a enfrentar a concorrência dos produtos importados, resultando em aumento do desemprego e da pobreza no curto prazo.

Em relação ao efeito sobre o salário relativo, dada a natureza do progresso técnico, inicialmente a diferença salarial entre trabalhadores qualificados e não-qualificados pode aumentar com a liberalização do comércio. Este aumento inicial dos diferenciais de salário pode levar a uma elevação do investimento em capital humano, aumentando de forma gradual a oferta de mão de obra qualificada na economia, o que faz que a desigualdade de renda se reduza devido à redução do prêmio por qualificação.

Neste caso, embora a pobreza possa aumentar no curto prazo, quando a produção aumenta e os investimentos em educação crescem, a pobreza começa a cair. Assim, não somente o sinal da relação entre abertura comercial e pobreza varia ao longo do tempo, mas o valor absoluto da elasticidade entre essas variáveis também não é constante (Agenor, 2004).

Diante do exposto, o presente trabalho se baseia na hipótese de que há não-linearidades na relação entre abertura comercial e pobreza, que atuam através de efeitos limiares (*thresholds*) na desigualdade de renda. Desta forma, quando a desigualdade fica abaixo de determinado valor, a abertura comercial reduz pobreza. Como o aumento da desigualdade faz com que os benefícios do crescimento econômico para os pobres sejam parcialmente compensados, acima deste valor o efeito se torna menor ou até mesmo insignificante do ponto de vista estatístico.

O trabalho se divide em seis seções incluindo esta introdução. A seção 2 trata da revisão da literatura. A seção seguinte apresenta evidências empíricas sobre a relação entre crescimento, desigualdade de renda, abertura comercial e pobreza nas regiões brasileiras. A seção 4 descreve a base de dados e a metodologia econométrica. Os resultados são apresentados na seção 5. E, por fim, as conclusões são apresentadas na última seção.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Relação entre Abertura Comercial e Crescimento Econômico

Em relação ao efeito sobre o crescimento econômico, a literatura sobre crescimento endógeno tem enfatizado a existência de vários mecanismos através dos quais a abertura comercial pode afetar a taxa de crescimento da economia no longo prazo. Em particular, tem-se argumentado que a abertura comercial pode facilitar a aquisição de novos insumos, bens intermediários de melhor qualidade e tecnologias mais avançadas, que permitem ganhos de produtividade.

Coe e Helpman (1995) verificaram que os fluxos comerciais fornecem um canal através do qual as técnicas avançadas de produção e conhecimento tecnológico são transmitidas entre países. Nesse sentido, Edwards (1998) afirma que a evolução da produtividade de uma economia em desenvolvimento depende da capacidade de absorção de novas tecnologias produzidas nos países avançados. Portanto, o crescimento da produtividade total dos fatores depende positivamente da abertura comercial e do estoque de capital humano.

Frankel e Romer (1999) estimam o impacto do volume de comércio no crescimento econômico em uma amostra de 150 países. Para evitar o problema de endogeneidade, eles constroem uma variável instrumental a partir de características geográficas, em particular a distância entre os parceiros comerciais e o tamanho do país⁸. A principal conclusão do artigo é que aumentos no volume de comércio entre países produzem um efeito positivo sobre a renda per capita.

No Brasil, Magalhães et. al. (2007) analisam a relação entre tamanho do estado, em termos de PIB e população, abertura comercial e crescimento econômico no período 1989-2002. Eles sugerem que a abertura comercial afetou diferentemente as regiões brasileiras. Segundo os autores, os estados menores se beneficiaram mais com a abertura comercial do que os estados maiores. Para os cinco maiores estados, a abertura comercial teve efeitos deletérios sobre as suas taxas de crescimento. Para os demais estados considerados grandes, estes efeitos foram substancialmente menores *vis a vis* aos estados pequenos.

⁸ Segundo os autores, alguns países apresentam um maior volume de comércio porque tem uma população maior e estão localizados próximos a outros parceiros comerciais.

Já Gonçalves et. al. (2010), com base em dados em painel para o período 2000-2004, analisam o impacto dos transbordamentos de P&D através do comércio internacional, de países doadores da OECD para estados brasileiros. Eles ressaltam que os benefícios dos transbordamentos podem estar relacionados ao atraso relativo e à capacidade de absorção de cada região. Seus resultados indicam que os transbordamentos de P&D provenientes de países “doadores” da OCDE impactam positivamente sobre o crescimento econômico dos estados, e quanto mais distantes da fronteira tecnológica o estado estiver, maiores são os benefícios potenciais desses transbordamentos.

Sobre o efeito líquido da abertura comercial no crescimento econômico dos estados brasileiros, Carvalhedo, Barreto e Penna (2010) afirmam que durante os anos iniciais de abertura comercial, a explosão das importações e adequação da economia brasileira aos moldes internacionais acabou por gerar um efeito não desejável sobre o crescimento econômico. Entretanto, após a maturação dos investimentos requeridos para aumentar o nível de eficiência econômica, as exportações apresentam um *boom* e o efeito negativo da liberalização do comércio se reverte, e a abertura passa a afetar de maneira positiva a taxa de crescimento da renda per capita.

A partir das evidências apresentadas, pode-se concluir então que a abertura comercial afeta positivamente o crescimento econômico. No entanto, esse efeito é de magnitude diferenciada entre os estados brasileiros e o sinal pode variar ao longo do tempo. À medida que os fluxos comerciais se intensificam os efeitos negativos de curto prazo são compensados por um maior crescimento econômico no longo prazo.

2.2 Relação entre Abertura Comercial e Desigualdade de Renda

Em relação aos impactos da abertura comercial sobre desigualdade de renda, não existe consenso na literatura. Dollar e Kraay (2002) afirmam que a abertura comercial não afeta a desigualdade, mas promove o crescimento econômico. Lundberg e Squire (2003) encontram evidências de que a abertura comercial tende a aumentar a desigualdade. Enquanto outros estudos mostram que

os efeitos da abertura sobre a distribuição dos rendimentos dependem do nível de rendimento inicial do país (Barro, 2000; Milanovic, 2002).

Barro (2000) e Milanovic (2002) afirmam que países com baixo nível de renda inicial tendem a apresentar um piora na distribuição de renda, enquanto nos países de renda média e alta ocorre uma redução da desigualdade. Nos países em desenvolvimento, Agenor (2004) observa que a desigualdade salarial se amplia após a liberalização do comércio porque existe um alto grau de substituição entre capital e trabalho não-qualificado e um elevado grau de complementaridade entre capital e o trabalho qualificado.

Na medida em que os bens de capital importados têm novas tecnologias incorporadas, a sua aquisição deve promover a difusão de inovações, e provocar uma mudança na estrutura de demanda de trabalho em favor dos trabalhadores mais qualificados. Neste caso, a abertura comercial em países em desenvolvimento não deve ser seguida, necessariamente, por redução da desigualdade, como prevê o modelo Heckscher-Ohlin⁹.

Utilizando investimentos em P&D dos setores da indústria como *proxy* para progressos tecnológicos, Menezes-Filho e Rodrigues-Jr (2003) mostram que os choques tecnológicos provocaram um aumento na demanda relativa por trabalhadores qualificados no período entre 1989 e 1997. Este resultado é corroborado por Arbache (2003), que afirma que liberalização comercial contribuiu para uma mudança na estrutura do emprego. Já que inovações tecnológicas tenderam a reduzir os requisitos de mão-de-obra por unidade de produto, eliminando postos de trabalho menos qualificados.

Giovannetti e Menezes-Filho (2005) encontram evidências de que choques tecnológicos relacionados à abertura comercial deslocaram para cima a demanda relativa por trabalhadores qualificados. Seus resultados apontam para o fato de que a queda nas tarifas sobre bens intermediários provocaram deslocamentos na demanda relativa por qualificação, e que os choques tecnológicos advindos da redução de tarifas aumentaram a produtividade relativa dos trabalhadores qualificados.

⁹ Segundo o modelo tradicional de comércio internacional, as mudanças nos preços relativos induzidas pela abertura comercial deveriam aumentar a remuneração do trabalho não qualificado, promovendo a redução da desigualdade na distribuição de renda nos países em desenvolvimento.

Na mesma perspectiva, Ferreira e Guillén (2004) verificam um aumento da produtividade média em grande parte dos setores industriais após a redução das barreiras comerciais. Estes resultados corroboram os de Lisboa et. al. (2002), que afirmam que a redução nas tarifas dos insumos importados foi o principal responsável pelo crescimento da produtividade das firmas brasileiras na década de 90.

Já Hernández (2008) afirma que as mudanças nos preços relativos e os choques tecnológicos advindos da abertura comercial produziram efeitos opostos sobre o mercado de trabalho brasileiro. Segundo a autora, as indústrias com um maior aumento relativo nos preços foram as mais intensivas em mão-de-obra não-qualificada. Já os maiores ganhos de produtividade se concentraram nas indústrias menos intensivas nesse fator de produção. Desta forma, os choques de preços se comportaram de maneira oposta aos tecnológicos.

Nesse sentido, Kupfer (2003), ao analisar os impactos da liberalização econômica sobre o desempenho da indústria brasileira, chama a atenção para a rápida evolução do coeficiente de importação em setores de maior conteúdo tecnológico e maior elasticidade-renda, e o aumento do coeficiente de exportação em setores da indústria tradicional, de baixo conteúdo tecnológico e menor elasticidade-renda.

Pode-se concluir então que o impacto da abertura comercial sobre a desigualdade de renda depende de dois efeitos que se contrapõem. Os efeitos decorrentes da mudança nos preços relativos tendem a beneficiar os trabalhadores menos qualificados, melhorando a distribuição de renda. Enquanto os choques tecnológicos tendem a aumentar a desigualdade salarial em favor dos trabalhadores qualificados. Por conseguinte, a distribuição de renda pode se mover em diferentes direções devido à diversidade de condições iniciais nos países em desenvolvimento no momento em que as reformas comerciais são implementadas.

2.3 Relação entre Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico

Em relação ao impacto da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico, alguns autores encontraram uma relação negativa (Alesina e Rodrik, 1994; Person e Tabellini, 1994; Perotti, 1996), outros reportam uma associação

positiva (Li e Zou, 1998; Forbes, 2000), além daqueles que afirmam não haver impacto (Deininger e Squire, 1996). Já Banerjee e Duflo (2003) observam que mudanças no índice de Gini para qualquer direção reduzem o crescimento econômico.

A explicação para esta relação conflitante pode estar associada com a relação existente entre acumulação de capital humano e desigualdade. Wan et. al. (2006) estimam modelos de defasagem distribuída para identificar o impacto da desigualdade sobre o crescimento econômico, considerando diferentes horizontes de tempo. Utilizando dados a nível regional das províncias chinesas no período de 1987-2001, eles estimam uma relação negativa entre desigualdade e crescimento.

Wan et. al. (2006) constatam que o impacto da desigualdade no crescimento se dá através de seus efeitos sobre as formações de capital físico e humano. Segundo os autores, os efeitos negativos decorrem da influência da desigualdade sobre os investimentos em capital físico consistentemente se sobrepõe aos impactos positivos da desigualdade sobre a acumulação de capital humano.

Já Heshmati (2004) afirma que o custo negativo da desigualdade sobre o crescimento atua apenas no curto prazo sendo compensado pelos efeitos positivos a longo prazo da educação. Do mesmo modo, Sylvester (2002) afirma que desigualdade de renda gera aumento de investimentos em educação, apresentando efeito negativo sobre a taxa de crescimento da produtividade no curto prazo, porém, no longo prazo, o efeito é positivo.

Lima e Barreto (2007), a partir de um painel de dados dos estados brasileiros para os anos entre 1990 e 1998, afirmam que aumento da desigualdade provocado pelo aumento do prêmio por qualificação foi compensado pelo aumento da escolaridade da força de trabalho. Segundo os autores, devido escassez de pessoal qualificado, no curto prazo, a desigualdade de renda aumenta devido ao aumento do prêmio por qualificação introduzido pela abertura comercial. À medida que o nível de escolaridade da população ocupada aumenta, a desigualdade se reduz.

No entanto, eles ressaltam que o efeito negativo da abertura sobre a concentração de renda só pode ser entendido observado às especificidades de cada região. Uma vez que nos estados com maior escolaridade do pessoal ocupado, o prêmio por qualificação não somente era menor como cresceu menos no período.

Barbosa Filho et. al. (2010) investigam a evolução do capital humano no período de 1995 a 2008, utilizando uma medida que permite separá-lo em dois componentes distintos: o componente de participação, relacionado à quantidade, e o componente de produtividade que mede o retorno da educação. Seus resultados mostram que o capital humano da economia brasileira aumentou no período, e que essa evolução resultou do aumento na participação do total de horas trabalhadas de trabalhadores mais qualificados, em parte compensado pela redução na remuneração do capital humano. No entanto, segundo os autores, ainda existe um elevado diferencial na remuneração do capital humano entre as cinco regiões que sugere que a mobilidade do trabalho no Brasil não é suficiente para equalizar os retornos.

A persistência na desigualdade de retornos a educação entre os estados, pode ocorrer devido à existência de retornos crescentes de escala na acumulação de conhecimento. Dias e McDermott (2010) apontam para a existência de efeitos *thresholds* na relação entre acumulação de capital humano e desenvolvimento econômico, que aumentam de forma descontínua o retorno da educação.

Segundo os autores, este efeito é descontínuo porque os retornos a educação passam a ser crescentes após certo nível de educação ser alcançado. Desta forma, o retorno individual da educação depende, pelo menos em parte, do nível médio de escolaridade da população. Depois que a população atinge um determinado nível médio de escolaridade, aumentos no número de anos de estudo elevam o capital humano de cada indivíduo a uma taxa maior, porém, constante¹⁰ (Dias e McDermott, 2010).

Sobre o impacto da acumulação de capital humano sobre a redução da pobreza, Arruda e Dias (2008), a partir de um painel de dados para os estados brasileiros no período de 1995-2005, afirmam que o investimento em formação de capital humano foi o fator que mais contribuiu para a redução da pobreza durante o período.

¹⁰ Embora seus resultados tenham sido obtidos a partir de um painel de dados para que incluem países da OCDE e da América Latina, um argumento semelhante pode ser usado para explicar o diferencial do retorno do capital humano entre as regiões brasileiras.

2.4 Relação entre Crescimento Econômico, Desigualdade de Renda e Pobreza

Com relação ao impacto do crescimento econômico e da desigualdade de renda sobre reduções na pobreza, Bourguignon (2002) enfatiza a importância da elasticidade crescimento da pobreza e como ela é afetada por mudanças na distribuição de renda. Ele descreve dois canais pelos quais a redistribuição afeta o crescimento: uma redistribuição de renda reduz a pobreza imediatamente, além de contribuir também para um aumento da elasticidade renda da redução da pobreza, acelerando a taxa de redução da pobreza para uma dada taxa de crescimento.

Bourguignon (2002) ressalta que estes dois efeitos não são independentes, mas interagem dinamicamente com o passar do tempo, em um contexto específico de cada país, produzindo heterogeneidade e não-linearidade na relação entre crescimento da renda e reduções na pobreza. A desigualdade atenua a elasticidade crescimento da pobreza, uma vez que seu valor diminui drasticamente com o aumento da desigualdade (Ravallion, 2001).

Ravallion (2004) apresenta um modelo empírico da relação entre pobreza e crescimento econômico no qual a taxa de redução da pobreza associada a uma dada taxa de crescimento da renda depende de uma maneira não linear do nível de desigualdade inicial. Segundo o autor um dos determinantes mais importantes da magnitude da elasticidade crescimento da redução da pobreza são os níveis iniciais de desigualdade de renda.

Mesmo que a distribuição inicial seja irrelevante para a taxa de crescimento do produto, um maior nível de desigualdade inicial faz com que os pobres se beneficiem menos do crescimento econômico (Ravallion, 2001). Por conseguinte, uma maior desigualdade inicial tende a reduzir o impacto do crescimento econômico sobre a pobreza absoluta. Nesse sentido, a desigualdade funciona como um filtro entre o crescimento econômico e a redução da pobreza (Nissanke e Thorbecke, 2005).

Usando dados censitários de 1991 e 2000, Salvato et. al. (2007) investigam a relação entre crescimento econômico, desigualdade de renda e pobreza nas grandes regiões, estados e municípios brasileiros. Eles testam a existência do efeito da interação não-linear entre o crescimento econômico e a desigualdade de renda inicial e comprovam a hipótese de que quanto maior o Gini inicial menor a redução da pobreza provocada pelo crescimento econômico. Seus

resultados demonstram que, entre as grandes regiões, a maior elasticidade renda-pobreza é observada na região Sudeste, enquanto a menor é observada na região Nordeste.

Esses resultados confirmam os achados de Soares e Marinho (2003) que estimaram a elasticidade da renda média sobre a pobreza para 25 estados brasileiros no período entre 1985 e 1999. Eles decompueram a variação na pobreza na variação resultante da mudança na renda média e na variação resultante da mudança na concentração da renda, e constataram que a intensidade do efeito do crescimento da renda sobre a pobreza varia consideravelmente entre os estados. Seus resultados demonstraram também que, em valor absoluto, a elasticidade renda-pobreza apresenta uma relação crescente com o nível de renda e decrescente com a desigualdade.

Na mesma linha, Matias, Salvato e Barreto (2010) estimam as elasticidades crescimento e desigualdade da pobreza, bem como decompõe a variação da pobreza pelos seus principais determinantes. A partir de um painel de dados dos estados brasileiros para o período 1995-2007, eles realizam testes de especificação que apontam para uma estimação com elasticidades variáveis entre os estados.

Seus resultados apontam para uma grande disparidade interestadual nas elasticidades crescimento da pobreza, com os estados mais pobres apresentando menor elasticidade crescimento. Além disso, eles mostram que as elasticidades-distribuição são, em geral, maiores que as elasticidades-crescimento e que estas últimas são inelásticas para o Nordeste.

2.5 Relação entre Abertura Comercial e Pobreza

Com relação ao impacto da abertura econômica sobre a pobreza, Ravallion (2005) estima o impacto de mudanças no volume de comércio, medido como a participação do comércio internacional no PIB, por meio de uma regressão que inclui como variáveis explicativas o nível de renda e desigualdade iniciais e um termo de interação entre as variáveis e mudanças no volume de comércio.

A partir de uma análise de séries temporais do período entre 1980 e 2000, ele analisa o impacto da abertura comercial sobre a pobreza na China. O teste de Johansen rejeita a hipótese de cointegração entre a proporção de pobres e o volume

de comércio. Segundo o autor, este resultado indica, portanto, a não existência de uma relação estável de longo prazo entre volume de comércio e pobreza na China.

De acordo com o autor, o coeficiente de regressão do impacto da abertura comercial sobre a pobreza é negativo e significativo, mas não é robusto. Basta adicionar controles para as condições iniciais para a significância estatística desaparecer. Portanto, seus resultados põem em dúvida a visão de que uma maior abertura ao comércio tenha sido uma força propulsora da redução da pobreza.

Ele observa que mudanças no volume de comércio não provocam mudanças proporcionais na medida de pobreza, e afirma não haver qualquer sinal de relacionamento entre essas variáveis, mesmo controlando por efeitos defasados da abertura comercial, desigualdade inicial e a interação entre essas variáveis.

Agenor (2004) introduz o valor ao quadrado do índice de abertura comercial nas suas regressões, no intuito de capturar uma relação não linear entre a abertura e a pobreza. Ele utiliza duas medidas de abertura comercial: a razão entre a soma das importações e exportações de bens e serviços como porcentagem do PIB e a tarifa média sobre produtos importados.

Como o efeito da abertura é positivo e o coeficiente do termo quadrático é negativo, ele conclui que a baixos níveis de abertura, o efeito sobre a pobreza é positivo. No entanto, a partir de um valor crítico do grau de abertura, o efeito passa a ser negativo. Neste caso, o pico da equação quadrática identifica o nível limiar de abertura para além dos quais uma maior integração comercial reduz a pobreza.

Liang (2006) testa a hipótese de não-linearidade do impacto da abertura comercial sobre a pobreza utilizando um modelo de regressão com efeito *threshold* aplicado a um painel de dados cobrindo 25 províncias chinesas no período entre 1986 e 2002.

Seus resultados indicam a existência de um efeito limiar que faz com que nas regiões com menor exposição ao comércio internacional (com índices de abertura inferior a 0,4), a abertura é positivamente associada a aumentos na pobreza. Para as regiões que apresentam um grau de participação no comércio internacional superior ao valor do *threshold*, o impacto da abertura atua no sentido de reduzir a pobreza. Portanto, o autor corrobora os resultados obtidos por Agenor (2004).

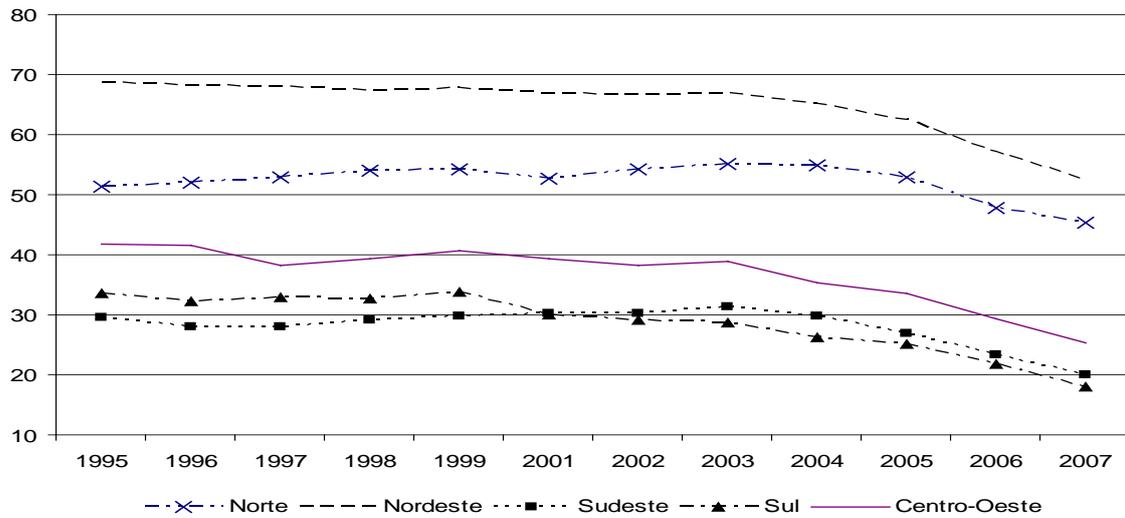
3. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Esta seção apresenta a evolução da proporção de pessoas abaixo da linha da pobreza (P0), renda familiar per capita média, índice de Gini da renda familiar per capita e a participação no comércio internacional ao longo do período considerado ao nível das regiões brasileiras¹¹, na tentativa de identificar a existência de uma relação não-linear entre abertura comercial e pobreza, como discutido na seção anterior.

A abertura comercial pode afetar a pobreza principalmente através dos efeitos produzidos sobre o crescimento econômico e por mudanças provocadas na distribuição de renda. Uma vez que a interação entre essas variáveis vai determinar a participação dos pobres nos ganhos econômicos decorrentes da intensificação das trocas comerciais, tanto o sinal quanto a magnitude do impacto da relação entre abertura e pobreza vão depender das trajetórias dessas variáveis ao longo do tempo.

O Gráfico1 apresenta a evolução da proporção de pobres. Como pode ser visto a região Nordeste apresenta a maior proporção de pobres na população. Percebe-se também que a redução da pobreza ocorre a taxas menores no período inicial quando comparadas ao período final, a partir de 2003. A persistência das taxas da pobreza em níveis elevados durante os anos de 1995 a 1999 pode indicar a dificuldade dos pobres em participar dos potenciais benefícios sobre o crescimento econômico gerados pela abertura comercial.

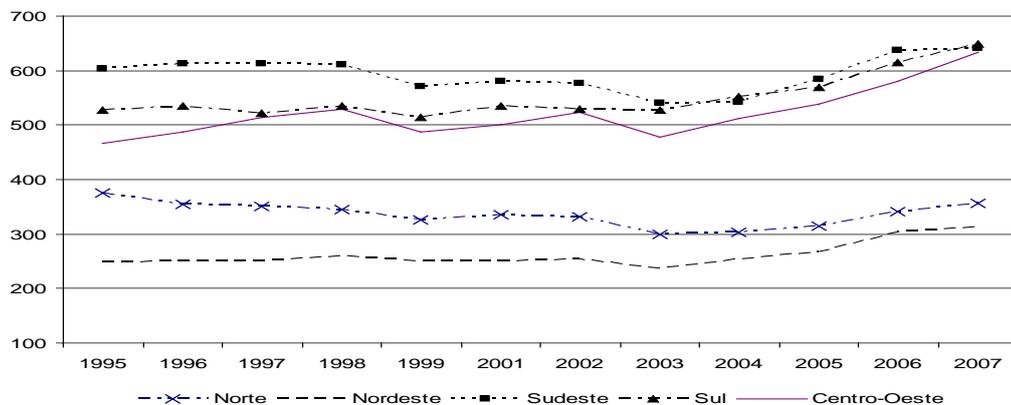
¹¹ Embora os resultados apresentados na seção 5, mais adiante, se baseiam em estimações no nível dos estados, as análises realizadas no nível das regiões serve para demonstrar as diferenças nas trajetórias das variáveis consideradas. Além disso, os estados apresentam trajetórias semelhantes as das regiões a qual pertence, exceto o Distrito Federal.

Gráfico 01 – Evolução da Proporção de Pobres (P0) – Grandes Regiões

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD/IBGE

A partir do Gráfico 2 é possível observar a evolução da renda familiar per capita média. O menor crescimento da renda média nos anos iniciais refletiu o comportamento do mercado de trabalho, através do aumento do desemprego e/ou reduções dos salários reais dos trabalhadores menos qualificados¹². A partir de 2003 observa-se um aumento considerável da renda média.

Cabe destacar também a enorme disparidade de renda entre as regiões, com as regiões Norte e Nordeste apresentando níveis de renda média bastante inferior aos valores observados nas demais regiões.

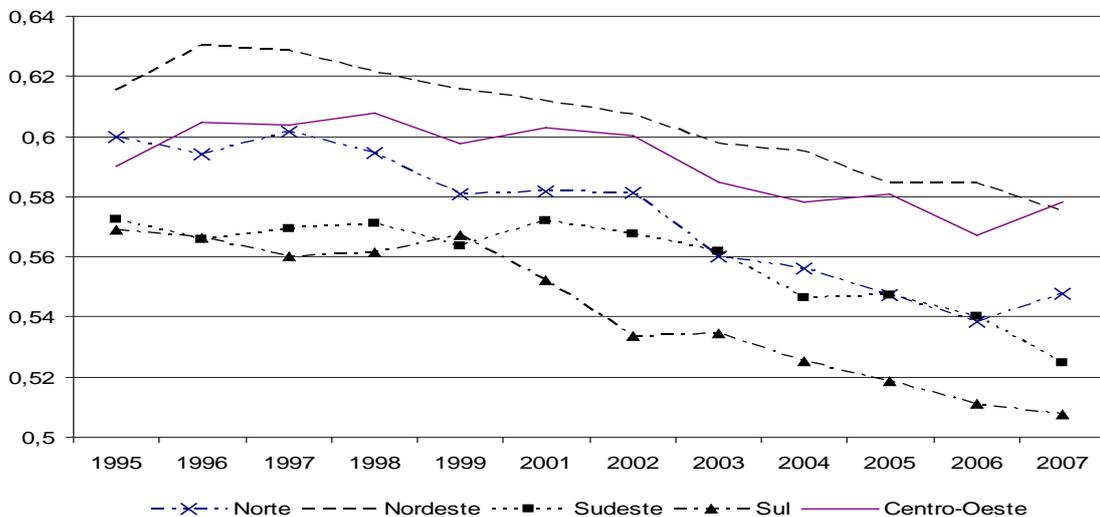
Gráfico 2 – Evolução da Renda Familiar per capita Média – Grandes Regiões

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD/IBGE

¹² Deve-se considerar que este período foi marcado por forte instabilidade macroeconômica devido a crises sistêmicas geradas por fuga de capitais em massa de países que adotaram políticas de estabilização monetária altamente dependente de capital especulativo de curto prazo. No entanto, as implicações da abertura da conta de capitais não são contempladas por esse estudo.

A partir do gráfico 3, observa-se que a desigualdade de renda se manteve elevada durante a segunda metade da década de 90. A partir de 2001 observa-se uma queda acentuada na desigualdade de renda que proporcionou consideráveis reduções na taxa de pobreza. Esta redução foi provocada, segundo Arbix (2007), tanto pelo aumento do número de anos de estudo da população brasileira como pela queda da desigualdade entre grupos educacionais, além da intensificação das políticas de distribuição de renda.

Gráfico 3 – Índice de Gini da Renda Familiar per Capita – Grandes Regiões

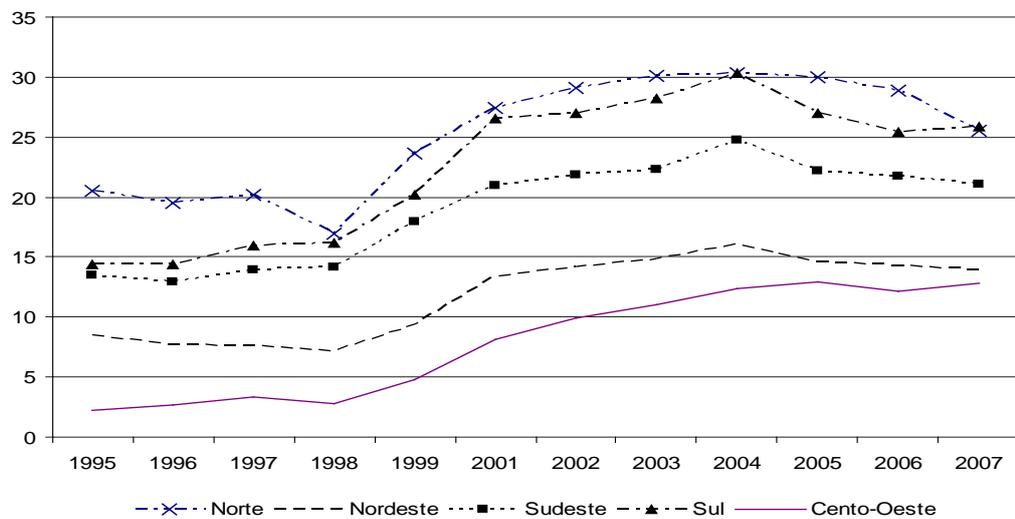


Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD/IBGE

Desta forma, o período de baixo crescimento da renda média na segunda metade da década passada, somada a manutenção de elevados níveis de desigualdade, fez com que os níveis de pobreza permanecessem elevados. Com a redução da desigualdade a partir de 2001, que foi acompanhada pelo aumento do nível de escolaridade da população, e a retomada do crescimento da renda a partir de 2003, observa-se uma redução acentuada das taxas de pobreza nos estados brasileiros. Estas evidências, portanto, sugerem a existência de uma relação não linear entre abertura comercial e redução na pobreza atuando por intermédio da desigualdade de renda.

As evidências apresentadas confirmam os resultados encontrados por Manso, Barreto e França (2010), que encontraram diferenças regionais na evolução do bem-estar social entre as regiões brasileiras. As regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul apresentam maiores níveis de bem-estar. Enquanto os menores níveis de bem-estar são observados nas regiões Norte e Nordeste, expressos pela menor renda familiar per capita média e maior nível de desigualdade de renda.

Gráfico 4 – Participação no Comércio Internacional – Grandes Regiões



Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD/IBGE

O Gráfico 4 apresenta as participações das regiões brasileiras no comércio internacional. Todas as regiões apresentam a mesma tendência na trajetória da participação do comércio externo. No entanto, verificam-se grandes diferenças nos valores das participações no comércio exterior entre as regiões. A partir de 1999, ano de desvalorização do Real, esta passou a ser crescente apresentando uma ligeira redução nos últimos três anos.

4. BASE DE DADOS E METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

4.1 Base de Dados

Os dados referentes à renda média familiar per capita, desigualdade de renda (índice de Gini da renda familiar per capita) e a medida de pobreza (número de pessoas vivendo abaixo da linha de pobreza¹³) para as 27 unidades da federação foram obtidos a partir da Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios (PNAD) elaborada pelo Instituto de Geografia e Estatística (IBGE), e compreende o período de 1995 a 2007. A escolha desse intervalo de tempo permite a dissociação entre o efeito da abertura comercial e o impacto da estabilização monetária sobre a redução da pobreza.

Os valores das importações e exportações, necessários para a construção do índice de abertura comercial (Importações + Exportações / PIB), foram obtidos a partir da Secretária de Comércio Exterior (SECEX) do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). A conversão para reais foi feita a partir da taxa média anual de câmbio obtida no IPEADATA. Enquanto os valores dos PIBs estaduais foram obtidos nas Contas Regionais do IBGE.

4.2 Metodologia Econométrica

Hansen (1999) desenvolveu um método de estimação para dados em painel que permite a divisão da amostra em classes diferentes com base em valores de uma variável observada. A principal vantagem deste método é que ele permite que os valores que definem o número de classes sejam determinados endogenamente, e não por um critério *ad-hoc*. Neste caso, a separação da amostra ocorre de acordo com os valores estimados da variável *threshold*.

Sob a hipótese de regimes diferenciados, a heterogeneidade dos parâmetros da função de regressão é modelada como uma relação não linear entre a variável *threshold* e as demais variáveis explicativas do modelo. O modelo de regressão com efeito limiar pode ser expresso pela seguinte equação:

¹³ A linha de pobreza é determinada como ½ salário mínimo de 2007.

$$y_{it} = \mu_{it} + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it}, \quad (1)$$

O subscrito i representa o estado e o subscrito t indica o tempo. O termo μ_i representa um efeito não observado invariante no tempo que é correlacionado com as variáveis explicativas. A variável dependente y_{it} é a proporção de pessoas vivendo abaixo da linha da pobreza, $I(\cdot)$ é uma função indicadora, q_{it} representa a variável *threshold*, que no presente caso é o índice de Gini da renda familiar per capita e x_{it} é um vetor de variáveis explicativas contendo a renda familiar per capita média e o coeficiente de abertura medido pelo volume de comércio sobre o PIB¹⁴.

Uma maneira mais intuitiva de escrever a equação (1), e que torna evidente que os coeficientes estimados diferem de acordo com o valor da variável *threshold*, é

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1' x_{it} + e_{it}, & q_{it} \leq \gamma, \\ \mu_i + \beta_2' x_{it} + e_{it}, & q_{it} > \gamma. \end{cases}$$

O que significa dizer que existe uma relação não linear entre pobreza e abertura comercial que faz com que a abertura produza efeitos diferenciados sobre a pobreza nos estados com níveis diferentes de desigualdade.

Hansen (1999) propõe a estimação por Mínimos Quadrados (MQO) de um modelo transformado pela subtração das médias das variáveis ao longo do tempo (*fixed-effects transformation*). Esta transformação elimina o termo de heterogeneidade não-observada fazendo com que a estimação dos parâmetros por MQO seja consistente.

Tomando as médias dos valores das variáveis da equação (1), e subtraindo-as da equação original chega-se ao modelo estimado:

$$y_{it}^* = \beta' x_{it}^*(\gamma) + e_{it}^*, \quad (2)$$

¹⁴ Todas as variáveis foram logaritmizadas.

no qual $y_{it}^* = y_{it} - \bar{y}_i$, $x_{it}^*(\gamma) = x_{it}(\gamma) - \bar{x}_i(\gamma)$ e $e_{it}^* = e_{it} - \bar{e}_i$. Para um dado valor de γ , os parâmetros da regressão podem ser estimados por MQO. Então,

$$\hat{\beta}(\gamma) = (X^*(\gamma)' X^*(\gamma))^{-1} X^*(\gamma)' Y^*. \quad (3)$$

O vetor de resíduos da regressão é $e^*(\gamma) = Y^* - X^*(\gamma)' \hat{\beta}(\gamma)$, e a soma dos quadrados dos resíduos é dada por $S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma)$. Portanto, o estimador de γ pode ser obtido por meio da seguinte expressão:

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma) \quad (4)$$

O método de estimação desenvolvido por Hansen (1999) permite testar o número de efeitos *thresholds*, podendo existir mais de dois regimes conforme indicado na equação (1). Hansen (1999) elaborou também uma teoria da distribuição assintótica que permite construir intervalos de confiança para os parâmetros. Além disso, ele propõe um método de *bootstrap* para avaliar a significância estatística do efeito *threshold*.

5. RESULTADOS

Antes de se estimar o modelo de interesse foi estimado um modelo linear para verificar se há impacto da abertura comercial sobre a pobreza. O resultado associado à abertura comercial apresentou sinal negativo embora estatisticamente não significante. As elasticidades renda e desigualdade da pobreza apresentaram os sinais esperados aos níveis de significância usuais. A partir do teste de Hausman determinou-se que a melhor especificação é aquela que considera efeitos fixos.

Em relação à estimação do modelo não linear, o primeiro passo consistiu em testar a hipótese nula de um modelo linear contra a hipótese alternativa de um modelo com efeito *threshold*. Esse teste foi realizado de forma seqüencial para nenhum, um, dois ou três efeitos *thresholds* de acordo com o procedimento desenvolvido por Hansen (1999).

O teste para apenas um efeito *threshold* foi significativo com um p-valor simulado de 0.09, enquanto que para os testes para dois e três efeitos *threshold* os p-valores simulados foram iguais a 0.10 e 0.33. Desta forma, conclui-se em favor de utilizar um modelo com duplo efeito *threshold*. Os efeitos limiares significantes ao nível de 10% são $\hat{\gamma}_1 = 0.48$ e $\hat{\gamma}_2 = 0.54$.

Para evitar possível simultaneidade entre os regressores e a variável *threshold*, as variáveis explicativas foram defasadas em um período. Para um modelo com dois efeitos limiares no qual o logaritmo natural do Gini é utilizado como variável *threshold*, a equação utilizada pode ser expressa como:

$$\begin{aligned} \ln(P0)_{it} = & \mu_i + \beta_1 \ln(RFpc)_{it-1} + \beta_2 \ln(Gini)_{it-1} + \beta_3 \ln(Abert.)_{it-1} I(\ln(Gini)_{it-1} \leq \gamma_1) \\ & + \beta_4 (\ln(Abert.)_{it-1} I(\gamma_1 < \ln(Gini)_{it-1} \leq \gamma_2) + \beta_5 (\ln(Gini)_{it-1} > \gamma_2)) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

Os resultados da tabela 1 mostram que todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes e apresentam os sinais esperados, isto é, um aumento na renda *per capita* ou uma redução na desigualdade de renda medida pelo índice de Gini reduzem a pobreza (P0). Verifica-se também que a elasticidade desigualdade da pobreza é muito superior a elasticidade renda da pobreza, corroborando os resultados reportados na literatura.

Tabela 01 - Resultados do Processo de Estimação do Modelo com Duplo Efeito *threshold* para o $\ln(P0)$.

Variável Dependente $\ln(P0)$		
Regressores	Coefficientes Estimados	Desvios Padrões
$\ln(Rpc)_{it-1}$	-0.53	0.051
$\ln(Gini)_{it-1}$	1.15	0.138
$\ln(abert.)_{it-1}I(\ln(Gini)_{it-1} \ll 0.48)$	-0.15	0.023
$\ln(abert.)_{it-1}I(0.48 < \ln(Gini)_{it-1} \ll 0.54)$	-0.053	0.011
$\ln(abert.)_{it-1}I(\ln(Gini)_{it-1} > 0.54)$	-0.023	0.009

Fonte: Elaboração Própria

O principal resultado deste estudo se refere à relação entre abertura comercial e pobreza. Nesse sentido, a análise da tabela 1 evidência que há um efeito não linear da abertura comercial sobre a pobreza. Para os estados que apresentam maiores níveis de desigualdade esse efeito é menor.

Em outras palavras, para os estados que apresentaram um índice de Gini menor ou igual do que 0.48, um aumento de 1% na abertura econômica reduz em média em 0.15% a pobreza. Entretanto, para os estados que apresentaram Gini maior do que 0.48 e menores ou iguais a 0.54 esse impacto é de apenas 0.05%. Por fim, nos casos em que o Gini do estado foi maior do que 0.54 a redução em questão é ainda menor – apenas 0.02%. Estes resultados indicam que para um maior nível de desigualdade, o processo de abertura comercial beneficiaria cada vez menos os indivíduos pobres, os quais geralmente apresentam um menor nível de educação.

6. CONCLUSÃO

As evidências empíricas reportadas nesse estudo reforçam a idéia da existência de uma relação não linear entre a abertura comercial e a pobreza. Todavia, a forma que essa não linearidade atua é diferente da reportada por Agénor (2002) e Liang (2005), já que é o nível de desigualdade e não o de abertura comercial que caracteriza esta relação.

A liberalização comercial pode conduzir a uma maior pobreza no curto prazo, por meio da redução da procura para os trabalhadores não qualificados e a piora na distribuição da renda. Uma vez que a liberalização do comércio tem sido associada com a introdução de um maior nível de tecnologia, que exige o uso de trabalho qualificado.

Por outro lado, o aumento do prêmio salarial por qualificação estimula o aumento do nível educacional da população produzindo um efeito contrário ao dos choques tecnológicos propiciados pela abertura. O aumento da escolaridade concorre para a redução da desigualdade, possibilitando uma maior redução na pobreza. Portanto, no longo prazo, a abertura comercial tende a reduzir a pobreza

Outro resultado que vai ao encontro da literatura sobre o impacto do crescimento econômico e da distribuição de renda sobre a pobreza é que níveis diferentes de desigualdade produzem resultados diferentes sobre o impacto do crescimento econômico na pobreza. A elevação da desigualdade reduz a elasticidade crescimento da redução da pobreza.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Agénor, P. R. (2004). "Does Globalization Hurt the Poor?". *International Economics and Economic Policy*, 1 (1): 21-51.
- Alesina, A. e Perotti, R. (1994). "The Political Economy of Growth: A Critical Survey of the Recent Literature". *The World Bank Economic Review*, 8 (3): 351-71.
- Arbache, S. J. (2003). "Comércio internacional, competitividade e mercado de trabalho: algumas evidências para o Brasil". Rio de Janeiro: Ipea, 2003.
- Arruda, C. S. e Dias, J. (2008). "Os Efeitos Sobre a Extrema Pobreza do Crescimento Econômico e das Políticas de Investimento em Educação e Controle de Natalidade: Estimativas Dinâmicas para os Estados Brasileiros". *Anais do XXVI Encontro Nacional de Economia – ANPEC*.
- Barbosa Filho, F. H., Pessôa, S. e Veloso, F. (2010). "Evolução do Capital Humano nas Diferentes Regiões do Brasil – 1995-2008". *Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC*.
- Barro, R. (2000). "Inequality and Growth in a Panel of Countries". *Journal of Economic Growth*, 5 (1): 5-32.
- Banerjee, A. V. e Duflo, E. (2003). "Inequality And Growth: What Can The Data Say?". *Journal of Economic Growth*, v. 8, p. 267-299.
- Bourguignon, F. (2002). "The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time-Periods". *DELTA Working Paper 2002-03*. Paris.
- Carvalho, J., Barreto, F. A. e Penna, C. M. (2010), "Estimando os Efeitos Líquidos da Abertura Comercial no Crescimento Econômico Brasileiro". Texto não publicado.
- Coe, D. T. e Helpman, E. (1995). "International R&D Spillovers". *European Economic Review*.
- Dias, J. e McDermott, J. (2010). "Aggregate Threshold Effects in the Generation of Human Capital". *Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC*.
- Dollar, D. e Kraay, A. (2002). "Growth Is Good for the Poor". *Journal of Economic Growth*, 7 (3): 195-225.
- Dollar, D. e Kraay, A. (2004). "Trade, Growth, and Poverty". *The Economic Journal*, 114: 22-49.
- Deininger K. e L. Squire (1998). "New ways of looking at old issues: inequality and

Growth". *Journal of Development Economics* 57, 259-287.

Edwards T. H. (1998). "Openness, productivity and growth: what do we really know". *Economic Journal* 108, 383-398.

Frankel, J. e Romer, D. (1999). "Does Trade Cause Growth?". *American Economic Review*, 89 (3): 379-99.

Ferreira, P. C. e Guillén, O. (2004). "Estrutura Competitiva, Produtividade Industrial e Liberalização Comercial no Brasil". *RBE*, Rio de Janeiro, 58(4):507-532.

Forbes, K. J. (2000). "A reassessment of the relationship between inequality and growth". *American Economic Review* 90(4), 869-880.

Giovannetti, B. e Menezes-Filho, N. (2005). "Liberalização Comercial e Demanda por Trabalho Qualificado no Brasil". *Anais do XXIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC*.

Gonçalves, E., Ribeiro, E. C. e Freguglia, R. (2010). "Transbordamentos de Conhecimento e Capacidade de Absorção: uma Análise para os Estados Brasileiros". *Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC*.

Grossman, G. e Helpman, E. (1991). "Innovation and growth in the global economy". Cambridge, MA: MIT Press.

Hansen, B. E. (1999). "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference". *Journal of Econometrics*, 93 (2): 345-68.

Heshmati, A. (2004). "Growth, Inequality and Poverty Relationships". IZA, Discussion Paper Nº 1338.

Hernández, B. M., (2008). "Liberalização Comercial, Mudanças Tecnológicas e Mercado de Trabalho no Brasil". *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 38, n. 2.

Li, H., e Zou, H. (1998). "Income Inequality is not Harmful for Growth: Theory and Evidence," *Review of Development Economics*, 2, 3, 318-334.

Liang, Z. (2006). "Threshold Estimation on the Globalization-Poverty Nexus: Evidence from China". WIDER Research Paper No. 2006/57. Helsinki: UNUWIDER.

Lima, F. S. e Barreto, F. A. (1997). "Abertura Comercial, Dotação de Fatores Produtivos e Desigualdade de Rendimentos no Brasil – 1990 – 1998". *Revista EconomiA*, v.8, n.1, p.65–92.

Lisboa, M. B., Menezes-Filho, N., & Schor, A. (2002). Os efeitos da liberalização comercial sobre a produtividade: Competição ou tecnologia. SBE.

Lundberg, M. e Squire, L. (2000). "The Simultaneous Evolution of Growth and Inequality." World Bank.

Kupfer, D. (2003). "A Indústria Brasileira Após 10 Anos de Liberalização Econômica". Artigo apresentado no Seminário Brasil em Desenvolvimento, Instituto de Economia da UFRJ.

Magalhães, A. M., Branco, V. C. e Cavalcanti, T. V. (2007). "Abertura Comercial, Crescimento Econômico e Tamanho dos Estados: Evidências para o Brasil". Anais do XXV Encontro Nacional de Economia – ANPEC.

Manso, C. A., Barreto, F. A. e França, J. M. (2010). "Bem-Estar Social, Mercado de Trabalho e o Desequilíbrio Regional Brasileiro". Estudos Econômicos, v. 40, p. 401-443.

Matias, J. S., Salvato, M. A. e Barreto, F. A. (2010). "Análise da Qualidade do Crescimento Econômico nos Estados Brasileiros de 1995 a 2008: Quão elásticos são os indicadores de pobreza com relação ao crescimento?". Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC.

Menezes-Filho, N. A. e Rodrigues Jr, M. (2003). "Tecnologia e demanda por qualificação na indústria brasileira". Revista Brasileira de Economia, v57, n°3, pp.569-603.

Milanovic, B. (2002). "Can We Discern the Effect of Globalization on Income Distribution? Evidence from Household Budget Surveys". Policy Research. Working Paper 2876. Washington, DC: World Bank.

Nissanke, M. e Thorbecke, E. (2005). "Channels and Policy Debate in the Globalization-Inequality-Poverty Nexus". WIDER Discussing Paper No. 2005/08 Helsinki: UNU-WIDER.

Perotti, R. (1996). "Growth, Income Distribution and Democracy: What the Data Say". Journal of Economic Growth, 1 (June): 149-87.

Persson, T. e Tabellini, G. (1994). "Is Inequality Harmful for Growth". American Economic Review, 84 (3): 600-21.

Ravallion, M. (2001). 'Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages' *World Development*, 29 (11): 1803-15.

Ravallion, M. (2004). 'Pro-Poor Growth: A Primer'. World Bank Policy Research Working Paper 3242. Washington, DC: World Bank.

Ravallion, M. (2005). 'Looking Beyond Averages in the Trade and Poverty Debate'. WIDER Research Paper No. 2005/29. Helsinki: UNU-WIDER.

Rodrik, D. (1998). "Globalization, Social Conflict and Economic Growth". World Economy, 21 (2): 143-58.

Salvato, M. A., Araujo Junior, A. F. e Mesquita, L. A. (2007). "Crescimento Pró-Pobre no Brasil: Uma Avaliação Empírica da Década de 1990". Ibmec MG Working Paper – WP43.

Sindzingre, A. (2005). "Explaining Threshold Effects of Globalization on Poverty: An Institutional Perspective". WIDER Research Paper No. 2005/53. Helsinki: UNUWIDER.

Soares, F. e Marinho, E. (2003). "Impacto do Crescimento Econômico e da Concentração de Renda Sobre a Redução da Pobreza nos Estados Brasileiros". Anais do XXI Encontro Nacional de Economia – ANPEC.

Wan, G., Lu, M. e Chen, Z. (2006). "The Inequality-Growth Nexus in the Short- and Long- Run: Empirical Evidence from China". *Journal of Comparative Economics*, v. 34, p. 654-667.

CAPÍTULO III - CRIANÇAS DE RUA NAS ZONAS URBANAS DO BRASIL: AS POLÍTICAS DE INCENTIVO FUNCIONAM?

RESUMO

A presença de crianças e adolescentes nas ruas de cidades brasileiras se constitui em um dos principais desafios para as políticas públicas. Para resolver o problema da presença de crianças e adolescentes nas ruas das cidades brasileiras, o governo tem realizado programas que oferecem incentivos para as crianças deixarem esta condição terrível. Ao utilizar um novo conjunto de dados de famílias com crianças encontradas nas ruas de Fortaleza, foram examinadas as características comuns entre as famílias com crianças nas ruas, e os determinantes da participação em programas envolvendo incentivos monetários. Quando características tanto observáveis como não observáveis foram controladas, verificou-se que as crianças de famílias que participam do programa têm menor probabilidade de recorrência.

Palavras-Chaves: Crianças de Rua; Programas Sociais; Auto-Seleção; Endogeneidade.

ABSTRACT

The presence of children on the streets of major cities is undoubtedly one of the biggest challenges to be faced by policy makers. To address the problem of the presence of children and adolescents on the streets of the Brazilian cities, government has accomplished programs that offer incentives for children leaving this appalling condition. By using a new data set from families with children found in the streets of the Brazilian city of Fortaleza, it was examined the common characteristics among families with children on the streets, and the determinants of participation in programs involving monetary incentive. When both observable and unobservable characteristics were controlled for, it was found that children from families taking part on the program have lower probability of recurrence.

Key words: Street Children; Social Programs; Self-Selection; Endogeneity.

1. INTRODUÇÃO

Assim como, a maioria dos países em desenvolvimento, o Brasil tem uma longa experiência em relação às crianças de rua em zonas urbanas. Medidas para evitar este triste quadro começaram a ser tomadas de maneira mais efetiva no início dos anos 80, quando muitos programas governamentais e não governamentais foram implantados em diversos estados brasileiros. Entretanto, a maioria desses programas focava nos efeitos e não causas e, portanto, não se constituiu numa solução efetiva para o problema.

A literatura disponível relacionada a esse assunto menciona, através da evidencia empírica, que somente um enfoque baseado na educação e em outros incentivos é capaz de oferecer uma esperança real para se encontrar uma solução para esse problema. Isto ocorre porque no longo prazo, a educação tem o poder de modificar as condições socioeconômicas da família a qual as crianças pertencem.

De acordo com Moran e Castro (1977) os programas com impactos maiores e mais duradouros sobre o problema das crianças de rua não são aqueles diretamente direcionados a esse grupo, mas sim os programas voltados para a construção do capital humano e social das comunidades e famílias pobres, através da provisão de serviços básicos de qualidade nas áreas de saúde, nutrição e educação.

O principal argumento é que programas dessa natureza, apesar de apresentarem efeitos somente no longo prazo, atuam de maneira preventiva, já que oferecem oportunidades e incentivos para as comunidades, famílias, crianças e adolescentes em situação de vulnerabilidade. Esse parece ser o melhor caminho para interromper o fluxo de crianças que vão para as ruas das grandes cidades. Alguns programas com tais características têm sido implantados no Brasil, como por exemplo, os projetos: Curumim, Futura e Criança fora das Ruas e dentro da escola. Este último projeto realizado na cidade de Fortaleza, desde 1996 foi usado como estudo de caso para a presente análise.

O presente estudo tem o objetivo de analisar as características comuns entre as famílias cujas crianças são encontradas na rua, e a probabilidade que tais famílias têm de participar de um programa que envolva diferentes incentivos incluindo incentivo monetário, educação e outras atividades.

Nesse sentido, o objetivo central desse artigo é a construção de um modelo comportamental que utilize a fonte de microdados para analisar a participação em um programa social que objetiva enfrentar o problema das crianças de rua e a utilização de métodos estatísticos baseados em amostra não aleatória para estimar o impacto dessa política pública. Por meio do uso de dados relativos a famílias que possuem crianças nas ruas da cidade de Fortaleza, foram examinadas as características comuns entre as famílias dessas crianças e os determinantes da participação nos programas que envolvem incentivos monetários.

A tarefa de avaliar programas do gênero não é fácil porque a seleção não aleatória é uma fonte de viés na pesquisa empírica. Quando as observações relacionadas às pesquisas sociais são selecionadas de modo que eles não sejam independentes das variáveis de resultado, a seleção da amostra leva a inferências tendenciosas sobre o processo causal. Entretanto, a seleção não aleatória é tanto uma fonte de viés na pesquisa empírica, como um aspecto fundamental de muitos processos sociais (Winship e Mare, 1992).

A auto-seleção para o tratamento pode ser tratada estimando-se de forma conjunta o modelo de resultado e um modelo para a variável endógena. A endogeneidade pode ser interpretada como uma correlação entre as variáveis explicativas observáveis das duas equações. Na presença dessa correlação, obteremos estimativas consistentes dos parâmetros ao utilizar equações simultâneas em estimação de máxima verossimilhança ou um método de dois estágios que incorpora a endogeneidade conforme proposto por Heckman (1979)¹⁵. Portanto, duas abordagens alternativas são empregadas nesse trabalho. A primeira é baseada na estimação de equações simultâneas, enquanto o segundo envolve um método de estimação em dois estágios¹⁶.

Este artigo está dividido em seis seções incluindo esta introdução. Na segunda seção será discutido o problema relacionado com crianças e adolescentes que vivem nas ruas. A terceira seção é dedicada aos fundamentos teóricos de um programa baseado em incentivos e fornece alguma evidencia empírica em assuntos relacionados a crianças de rua. A quarta seção descreve os dados e a metodologia

¹⁵ Durbin e Rios (1990) adaptaram o método de Heckman aos modelos logit e probit.

¹⁶ Nicoletti e Peracchi (2001) usam um método em dois estágios que controla a endogeneidade quando ambas as variáveis endógena e independente são binárias.

econométrica utilizada. A quinta seção apresenta os resultados obtidos enquanto a sexta apresentada a conclusão.

2. PROGRAMA SOCIAL COM O OBJETIVO DE ALIVIAR O PROBLEMA DAS CRIANÇAS DE RUA DO BRASIL

Estimar o número de crianças de rua é algo muito difícil. No entanto, há pouca dúvida de que o Brasil tem a segunda maior população do mundo de crianças de rua, estando no primeiro lugar da lista a Índia. Segundo estimativas do UNICEF existem cerca de 40 milhões de crianças de rua na América Latina e cerca de 8 milhões dessas crianças encontram-se nas áreas urbanas brasileiras. Até o ano 2020, somente na América Latina haverá 100 milhões de menores indigentes nas zonas urbanas e muitas dessas crianças estarão vivendo nas ruas (Inciardi e Surrat, 1997).

Apesar do surgimento de muitos estudos que contribuem para a análise e a caracterização das crianças e adolescentes de rua no Brasil (Aptekar, 1996; Cosgrove, 1990; Hutz & Koller, 1999; Koller & Hutz, 1996), descrever a população jovem que se encontram nas ruas dos grandes centros urbanos tem sido uma tarefa difícil, especialmente quando se considera a ausência de métodos adequados para a coleta de dados (Neiva Silva e Koller, 2002).

O próprio termo "crianças de rua" é objeto de controvérsia. Alguns estudos utilizam o termo para nomear as crianças que dormem em locais públicos e que não têm laços familiares. No entanto, às vezes, o termo se refere às crianças que passam o dia ou parte dele nas ruas, tentando conseguir algum dinheiro por meio da realização de pequenas tarefas, mas que durante a noite retornam para suas casas. De fato o UNICEF¹⁷ considera pelo menos duas categorias: 1) Crianças na rua e 2) Crianças de rua.

O primeiro conceito classifica as crianças envolvidas em algum tipo de atividade econômica como a mendicância e a venda de mercadorias. A maioria dessas crianças regressa a casa no final do dia com uma contribuição dos seus rendimentos para sua família e podem estar frequentando a escola e manter um sentimento de pertencer a uma família. Devido às fragilidades sociais, econômicas e psicológicas da família estas crianças podem optar por uma vida permanente nas ruas. Já a segunda categoria está relacionada às crianças que moram na rua. Neste

¹⁷ Fundo das Nações Unidas para as Crianças. Ver UNICEF (2002)

caso, os laços familiares podem existir, contudo os mesmos são frágeis e mantidos somente de forma ocasional.

A pobreza é certamente um dos motivos pelos quais as crianças recorrem e permanecem nas ruas, entretanto esta não é a questão decisiva. Existem outras causas consideradas ainda mais relevantes e que contribuem para a permanência desse quadro, como por exemplo: a negligência, a violência psicológica ou sexual dentro de suas casas, a ausência ou desemprego dos pais e a violência doméstica.

De fato, uma pesquisa realizada para a cidade do Rio de Janeiro mostrou que a qualidade do envolvimento entre os membros da família é determinante para a existência de crianças de rua (Barros, 1994). Problemas nas relações familiares, como o abuso sexual ou físico, juntamente com o desejo de encontrar a liberdade estão entre as principais razões que fazem com que as crianças e adolescentes migrem para a rua (Koller, Hutz & Silva, 1996). Segundo Cosgrove (1990) a criança em situação de rua é um resultado da combinação de um envolvimento da família pobre, juntamente com a falta de regras aceitas pela sociedade.

A maioria das chamadas crianças de rua vivem em subúrbios de grandes cidades e muitas delas vivem em casas degradadas e pertencem a famílias que possuem um grande número de crianças. Seus familiares e antecedentes sociais deixam as crianças em situação de risco, o que significa que a sua saúde, segurança, formação e desenvolvimento estão sendo ameaçadas devido à falta de cuidados adequados por seus pais ou da sociedade. Considera-se que uma criança encontra-se em situação de risco quando seu desenvolvimento não ocorre de acordo com as expectativas para sua faixa etária e segundo seus parâmetros culturais (Bandeira et al., 1996).

Além dos riscos aos quais estão expostas, a falta da educação de ensino fundamental leva à perda de uma série de habilidades. Mesmo considerando que muitas crianças de rua frequentam escolas por tempo parcial, este tipo de educação não é compatível com o processo de aprendizagem. Há uma associação estatística entre alguns fatores de risco e o aumento da probabilidade de que ocorram resultados adversos no desenvolvimento cognitivo, emocional e social das crianças, o que leva as mesmas a terem menos chance de obter sucesso econômico e melhoria na sua qualidade de vida durante a fase adulta (Knudsen et al., 2006).

Nesse contexto, uma abordagem que focaliza não apenas as crianças, mas que inclui suas famílias é considerada mais eficiente. Um programa que tem essa abordagem é o Projeto Curumim, iniciado em 1991 em Minas Gerais, que incide sobre as famílias pobres e que visa evitar que estas crianças se tornem meninos e meninas de rua nos centros urbanos. O referido programa é destinado a criança entre 6 e 14 anos e fornece o encaminhamento escolar, além de atividades extracurriculares como esportes, incluindo o acompanhamento das tarefas escolares em espaços concebidos para o bom desenvolvimento das crianças.

Outro exemplo de programa brasileiro que previne que crianças migrem para as ruas é o Projeto Futura, criado em 1992 no Rio de Janeiro. Tal projeto é direcionado para crianças menores, entre 3 meses a 7 anos de idade e oferece abrigo para crianças em risco ou para aquelas crianças no qual as famílias são incapazes de fornecer as condições necessárias para seu normal desenvolvimento. Além disso, o projeto visa reduzir a taxa de insucesso e de abandono escolar nos primeiros anos de estudo.

O Programa "criança fora da rua dentro da escola" foi concebido em julho de 1996 com o objetivo de contribuir para a inclusão social de adolescentes e crianças que são encontrados nas ruas da cidade de Fortaleza, Estado do Ceará, cujas famílias obtêm renda mensal per capita de $\frac{1}{4}$ do salário mínimo nacional, ou menos.

Este programa pretende oferecer incentivos para as crianças de rua, em favor de sua educação e seu desenvolvimento pessoal. O alvo são as crianças encontradas nas ruas de Fortaleza pela equipe do programa, chamado de educadores sociais. Esses educadores vão a lugares estratégicos, onde as crianças e adolescentes de rua normalmente encontram-se de acordo com os dados relativos à cartografia das ruas, bem como através de informações prestadas pela população. Nesses lugares selecionados os educadores sociais entrevistam as crianças e adolescentes e após este contato inicial visitam suas famílias. As informações obtidas são posteriormente apresentadas aos coordenadores do programa.

As famílias dos participantes recebem um subsídio de inclusão social por um período de um ano, pagos mensalmente. No entanto, o programa define algumas condições: as famílias devem manter seus filhos regularmente matriculados na escola em um turno e fazer com que eles participem de atividades educativas, quando eles não estiverem na escola, mostrando frequência mínima mensal de 85%

em ambas as atividades; as famílias devem manter seus filhos, de seis meses até cinco anos de idade em creches; pais ou responsáveis devem comparecer em 90% das reuniões, oficinas ou outras atividades propostas pelo programa e, naturalmente, eles devem manter suas crianças e adolescentes longe das ruas.

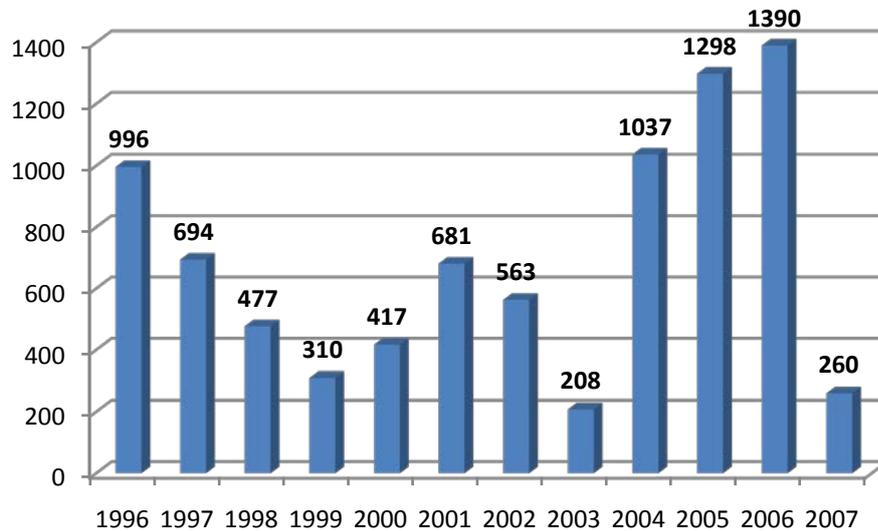
Se as condições acima mencionadas não forem observadas a família será excluída automaticamente do programa, deste modo o programa é baseado em um sistema de incentivos, no qual para participar do mesmo e ganhar o subsídio (bolsa de inclusão social), a família deverá manter seus filhos fora das ruas e dentro das escolas, como o próprio nome do programa afirma, além disso, a família deverá cumprir outras exigências do programa.

3. CONSTRUINDO UM MODELO COMPORTAMENTAL RELATIVO À PARTICIPAÇÃO DE CRIANÇAS DE RUA EM PROGRAMAS SOCIAIS.

3.1 Evidência Empírica

A partir dos dados do programa “Criança Fora da Rua Dentro da Escola” é possível encontrar algumas evidências empíricas que podem confirmar ou refutar alguns fatos estilizados sobre crianças de rua. O Gráfico 1 mostra a distribuição do número de famílias visitadas pelos agentes do programa de 1996 a 2007.

Gráfico 01 - Número de famílias visitadas pelos agentes do Programa por ano



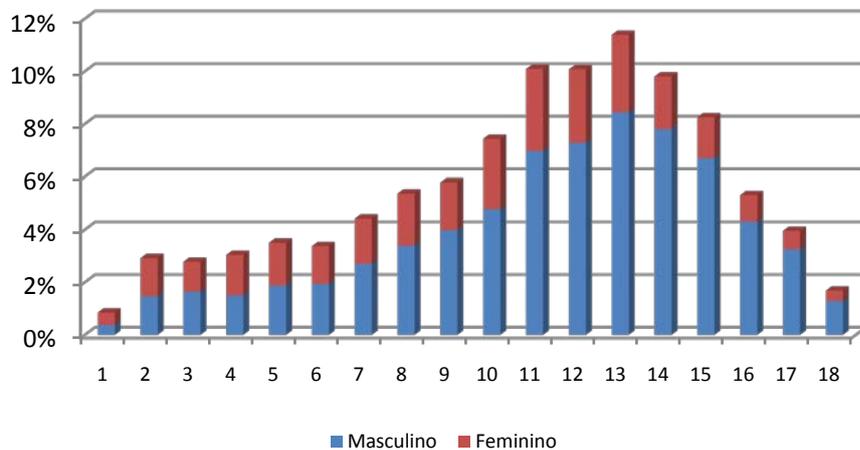
Fonte:

Uma característica importante se refere à composição etária e de gênero. O Gráfico 2 mostra que a maioria das crianças que estão nas ruas de Fortaleza possuem entre 10 e 15 anos. As crianças que estão nessa faixa etária representam 56% dos meninos e meninas que estão na rua. Além disso, quanto mais velha seja esta a criança menor será a probabilidade que ela seja do sexo feminino.

O número de crianças abordadas é uma função crescente da idade até por volta dos 13 anos e a partir daí começa a decrescer. Dois argumentos podem explicar tal fato. Primeiro, crianças com pouca idade tem menor autonomia para ir as ruas sem a presença de um responsável. Segundo, por causa da maior dificuldade

que os educadores sociais podem ter para abordar crianças com idade mais elevadas.

Gráfico 02 – Distribuição de crianças encontradas na Rua por Idade e Gênero



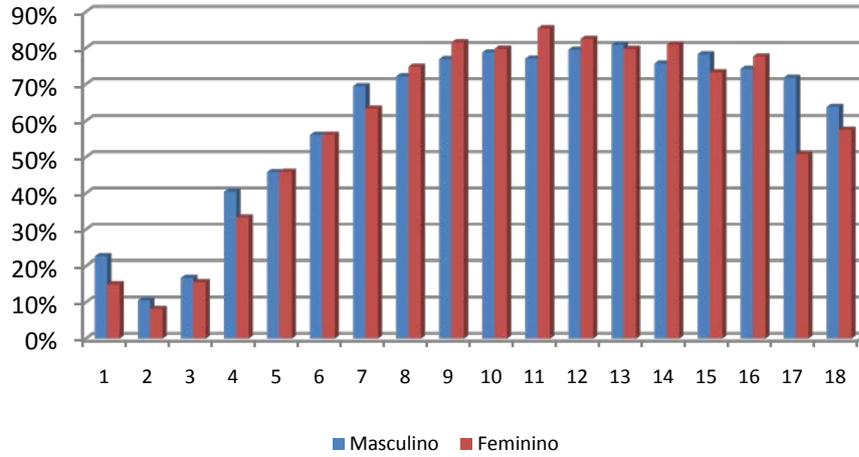
Fonte: Programa CFRDE

O menor número de crianças abordadas nas ruas na faixa etária superior se deve a redução do número de crianças do sexo feminino. Observa-se que o número de crianças do sexo feminino tende a diminuir com a idade enquanto que para o sexo masculino tende a aumentar. Uma explicação para esse fato é que crianças do sexo feminino a partir de certa idade se dedicam a afazeres domésticos, permanecendo em casa, enquanto as do sexo masculino possuem maior estímulo para ir às ruas.

Outra questão importante é sobre a frequência escolar. Como se pode ver no gráfico 3, a maioria das crianças em idade escolar que foi encontrada nas ruas frequenta a escola (mais de 80% em algumas idades). Esta é uma conclusão muito interessante, já que, em geral, as pessoas acreditam que crianças de rua não frequentam a escola. Uma explicação possível reside no fato de que muitas delas pertencem a famílias beneficiadas por programas de transferência de renda condicional que exigem como contrapartida a frequência escolar¹⁸.

¹⁸ Como o Bolsa Escola, por exemplo, e, posteriormente, o Bolsa Família.

Gráfico 03 – Porcentagem de Crianças que freqüentam a escola ou Creche por Idade e Gênero

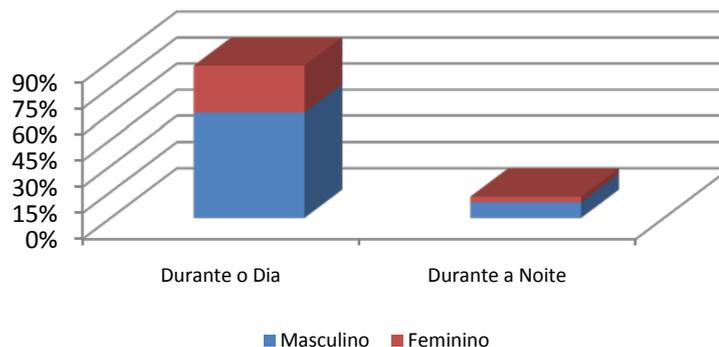


Fonte: Programa CFRDE

Apesar de a maioria freqüentar a escola, elas têm dificuldade para se adaptarem ao sistema escolar, pela exigência de disciplina e outras rotinas com as quais não lidam diariamente (Hutz e Koller, 1999). Portanto, mesmo considerando que elas vão à escola, a realidade em que se encontram não é compatível com o processo de aprendizagem.

O Gráfico 4 mostra a distribuição por gênero e por do período do dia em que as crianças foram encontradas nas ruas. Os resultados obtidos evidenciam que aproximadamente 88% das crianças foram encontradas na luz do dia, enquanto apenas 12% foram encontradas durante a noite. Como visto anteriormente, a maioria deles são do sexo masculino (cerca de 70%) e esta proporção aumenta quando se considera apenas as crianças encontradas durante a noite.

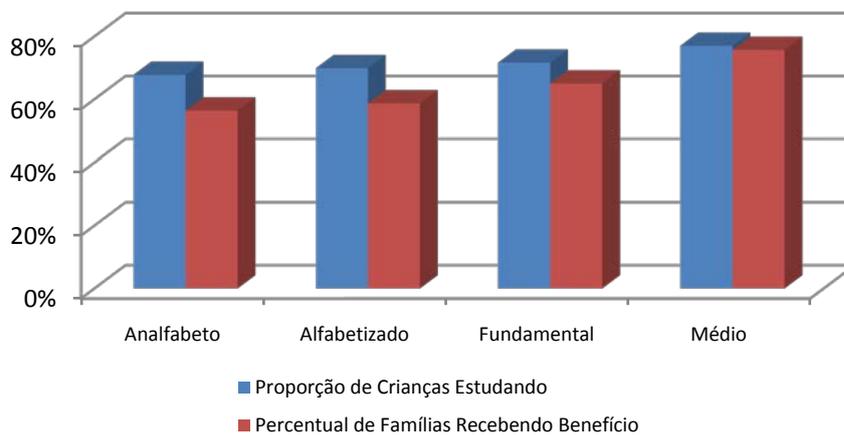
Gráfico 04 – Porcentagem de Crianças Encontradas nas Ruas por Gênero e Turno



Fonte: Programa CFRDE

O Gráfico 5 mostra que a porcentagem de crianças que já frequentavam a escola quando foram encontradas nas ruas é maior quanto maior é o nível de escolaridade do chefe da família. Este fato possivelmente está relacionado à decisão que o chefe da família faz de que vale a pena sacrificar parte do rendimento atual obtido pela criança a fim de proporcioná-la um benefício futuro. Os pais ou responsáveis com maiores níveis de ensino são mais propensos a perceber o benefício futuro implícito do programa, em vez de perceber apenas os custos e benefícios financeiros imediatos. Por essa razão quanto maior for o nível escolar dos pais ou responsáveis, maiores serão as chances de uma família participar do programa.

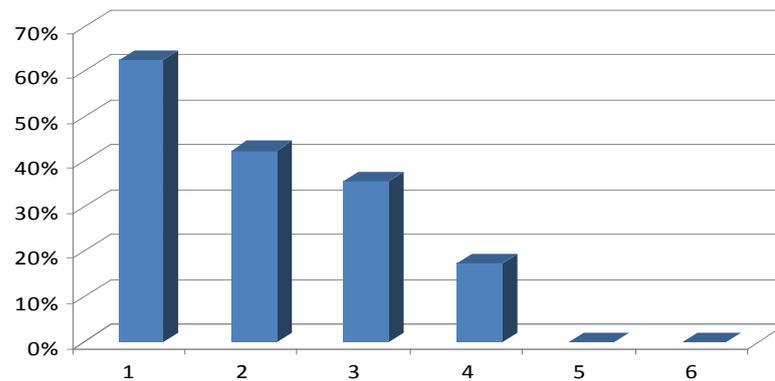
Gráfico 05 – Proporção de Crianças Estudando e Percentuais de Famílias no Programa por Escolaridade do Responsável



Fonte: Programa CFRDE

Outro aspecto que possivelmente influencia a participação no programa é a quantidade de crianças em uma família. Considerando que o benefício mensal é fixo e que a renda obtida nas ruas é uma função crescente do número de filhos, espera-se que quanto maior é o número de crianças em uma casa, menores serão as chances de uma família participar no programa.

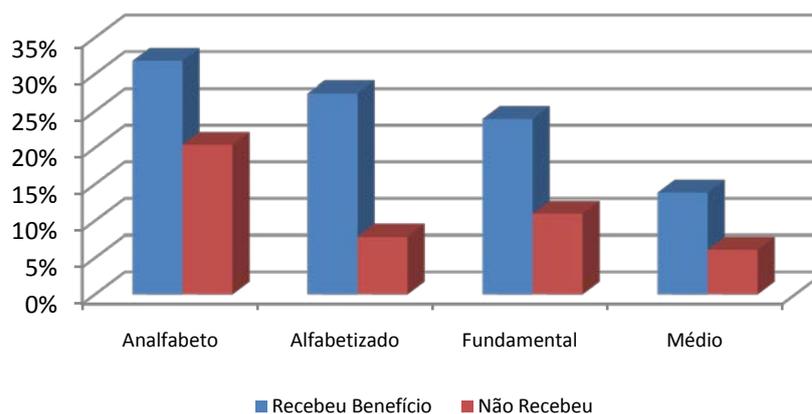
Gráfico 06 – Percentual de Famílias no Programa pelo Número de Crianças Encontradas nas Ruas



Fonte: Programa CFRDE

Por fim, da mesma forma que a escolaridade do responsável influencia a decisão de participar do programa, ela também influencia a probabilidade de reincidência. A partir do Gráfico 7, percebe-se que quanto maior o grau de instrução do responsável menor é a chance de a criança permanecer na rua, e que o programa funciona melhor quando as crianças estão sob a supervisão de adultos com maior nível de escolaridade.

Gráfico 07 – Percentual de Famílias com Crianças Reencontradas nas Ruas de Acordo com a Participação no Programa e pela Escolaridade do Responsável



Fonte: Programa CFRDE

3.2 Fundamentos Microeconômicos

A teoria microeconômica trata a decisão de participação em programas governamentais como um processo de escolha que depende das características dos

indivíduos, das condições sócio-econômicas dos domicílios, de variáveis de background familiar e dos incentivos gerados pelo programa. Portanto, a decisão de participar de um programa é resultado de um processo de maximização de utilidade. Para que o programa atinja seu objetivo a utilidade da família que receber o benefício tem que ser pelo menos igual ao que a família obteria se não participasse do programa.

O programa “Criança fora da rua dentro da Escola” é baseado em um sistema de incentivos em que para manter as crianças e adolescentes fora das ruas e participarem de atividades escolares, o governo concede à família uma bolsa pelo período de um ano. O incentivo recebido está assim condicionado à realização de tarefas pelo pai ou responsável pela criança / adolescente. Por conseguinte, uma família irá participar do programa se o benefício oferecido, menos o custo de manter seus filhos na escola, for maior do que a renda monetária obtida pelas crianças nas ruas. Entretanto, em que medida esse incentivo compensa o esforço despendido pela família do beneficiário (a)?

Considerando que a bolsa de inclusão social paga a uma família não depende do número de filhos: \bar{B} , o benefício concedido pelo governo será efetivamente recebido pela família se as condições necessárias forem cumpridas, o que implica que existe uma quantidade de esforço (E) a ser realizado pela família a fim de cumprir com as obrigações do programa, $E = f(N)$, onde N é igual o número de filhos. Na verdade, o esforço E implica em um custo, por exemplo, de um pai se locomover para participar de um seminário exigido pelo programa, que é representado por $C(E)$.

A Teoria do capital humano afirma que os salários aumentam de acordo com a educação. Portanto, a educação pode ser vista como um investimento em que as pessoas investem tempo e deixam de ganhar no curto prazo com o objetivo de obter maiores benefícios futuros¹⁹. Dessa forma, além do benefício pago pelo governo, pode-se esperar uma maior renda no futuro se a criança permanece na escola. Assim, a decisão da família pressupõe uma comparação do valor presente dos benefícios futuros com os custos diretos.

¹²Cada ano adicional de escolaridade aumenta os salários. Como os trabalhadores mais educados ganham mais do que os menos instruídos, o nível educacional serve como um indicativo de produtividade no mercado de trabalho.

¹³Supõe-se que as famílias são neutras ao risco e os pais são altruístas.

O ponto crucial nessa análise é que existe um custo ou um sacrifício dos pais/responsáveis a fim de tornar possível um benefício futuro para os filhos e, possivelmente para a família como um todo¹³. No entanto, o chefe de família, ou seja, aqueles que realmente tomam a decisão de participar ou não do programa provavelmente possuem baixo nível de escolaridade e desta forma podem não perceber bem o benefício futuro implícito do programa e sim apenas observar os custos e benefícios imediatos.

O objetivo do programa é alcançado se a utilidade da família que participa do programa é pelo menos igual ao que a família obteria se não fizesse parte do programa. Assim, a restrição para participar do programa pode ser descrita como:

$$\sum_{t=1}^T \frac{\Delta W_t}{(1+r)^t} + \bar{B} - C(E) \geq M$$

onde ΔW representa a diferença de rendimentos futuros, considerando a escolaridade adicional, r é a taxa de desconto de retornos futuros, e M é o rendimento monetário que as crianças obtêm na rua

4. BASE DE DADOS E MODELO ECONOMÉTRICO

4.1 Base de Dados

A fim de entender a questão das crianças de rua, foi utilizada uma base de dados inédita que contem informações de 8.331 famílias, cujas crianças e adolescentes foram encontrados nas ruas de Fortaleza, de julho de 1996 a julho de 2007, através do programa "Criança Fora da Rua Dentro da Escola", aqui utilizado como estudo de caso.

A Tabela 1 fornece as definições das variáveis consideradas na análise das crianças e de suas famílias, enquanto a tabela 2 mostra algumas estatísticas descritivas sobre os dados utilizados para a estimativa dos modelos econométricos.

Tabela 01 - Definição das variáveis

Reincidência	Igual a 1 se a criança da família for encontrada novamente nas ruas, 0 caso contrário;
Benefício	Indica que as famílias participaram do programa: 1 se recebeu o benefício, 0 caso contrário;
Número de crianças encontradas	Número de crianças da família que são encontrados nas ruas;
Número de crianças na escola	Número de crianças da família que estão na escola
Responsável do sexo	1 se a pessoa responsável pelas crianças for do sexo feminino, 0 caso contrário;
Responsável possui	1 se a pessoa responsável pelas crianças é casada, 0 caso contrário;
Escolaridade do Responsável	0 se analfabeto, 1 se alfabetizado, nível 2, se tem o ensino primário, 3, se tiver nível de ensino secundário;

Fonte: Programa CFRDE

Uma atenção especial deve ser dada à variável reincidência. Embora seja utilizado um banco de dados onde as famílias estão incluídas no programa por um ano, se uma criança de uma família é encontrada na rua após a sua família deixar o programa, este fato será incluído na informação da família.

A partir da Tabela 2 podem-se encontrar evidências de que a taxa de reincidência entre as famílias é cerca de 18%, enquanto 61% das famílias estão envolvidas ou participaram do programa. O número médio de filhos encontrados nas ruas por família é próximo à unidade, enquanto que 1,24 é a média do número de crianças que frequentam a escola. Quase todas as pessoas que declararam ser responsáveis pelas crianças são do sexo feminino, 27% delas são casados e seu nível de educação é equivalente ao alfabetizado.

Tabela 02 – Estatísticas descritivas

Variáveis	Média	Erro-Padrão	Mínimo	Máximo
Reincidência	0,18	0,38	0	1
Benefício	0,61	0,49	0	1
Número de crianças encontradas nas	1,08	0,38	0	6
Número de crianças estudando	1,24	1,15	0	9
Responsável do sexo feminino	0,95	0,23	0	1
Responsável possui cônjuge	0,27	0,44	0	1
Escolaridade do Responsável	0,98	0,87	0	3
Número de Observações:	8.331			

Fonte: Elaborado pelo autor a partir do dados do Programa CFRDE

4.2 Modelo Econométrico

O objetivo principal deste trabalho é estimar a probabilidade de reincidência. Desse modo, um modelo probit com correção de seleção amostral é necessário para estimar o efeito da participação no programa sobre a permanência das crianças nas ruas.

Os métodos econométricos utilizados para corrigir viés de auto-seleção dependem da especificação do mecanismo de seleção. O pressuposto básico é que um modelo de resultado pode ser determinado através da relação entre o processo de obtenção do resultado e a seleção no programa que está sendo avaliado (Heckman e Smith, 1995).

Escolher fazer parte no programa é uma decisão a ser tomada pelas famílias das crianças encontradas nas ruas, as famílias podem se recusar a participar. A escolha de participação é determinada pelas características observáveis e não observáveis que também podem estar entre os determinantes da probabilidade de recorrência. Como consequência, na equação de recorrência a variável de binária que indica a participação dessas famílias pode ser endógena²⁰.

Estimar os modelos de resposta binária na presença de auto-seleção no grupo de tratamento requer levar em conta a endogeneidade das variáveis qualitativas que indicam o tratamento. Portanto, estimar a probabilidade de reincidência negligenciando o potencial endógeno da variável de participação pode levar à inferência inválida.

²⁰ A endogeneidade da variável binária pode ser definida como a presença de correlação entre os termos de erro das duas equações.

Nesse caso, um modelo probit bivariado é utilizado no qual a variável de participação é endogenamente determinado na equação de reincidência²¹. Estimativas consistentes assintoticamente são obtidas e pela estimação de máxima verossimilhança do modelo probit bivariado. Contudo, as estimativas dos parâmetros de interesse também podem ser obtidas por um processo em dois estágios.

De acordo com Arendt e Holme (2006), utiliza-se um método em dois estágios que considera a endogeneidade nos modelos, quando tanto as variáveis endógenas dependentes como as independentes são binárias. Primeiro estimamos a equação de participação pelo modelo probit. Em seguida, calculamos os fatores de correção e estimamos um modelo probit para a equação de reincidência com o fator de correção como uma variável explicativa adicional. O modelo estimado é

$$y_{1i} = I(X_{1i}'\beta_1 + \varepsilon_{1i} > 0)$$

$$y_{2i} = I(\alpha \cdot y_{1i} + X_{2i}'\beta_2 + \varepsilon_{2i} > 0)$$

em que $I(\cdot)$ é a função do indicador que toma valor um se a equação entre parênteses é verdadeira e zero, caso contrário, y_{1i} indica a participação no programa e y_{2i} indica a recorrência de uma das crianças de ruas após ou durante a participação no programa²², X_1 and X_2 são as variáveis que definem as características da família e β_1 and β_2 são vetores de parâmetros a serem estimados e ε_1 e ε_2 são os termos de erro. Os erros têm distribuição normal bivariada padrão. Se ε_1 e ε_2 são correlacionadas, não podemos estimar β_1 de forma consistente com a primeira equação. No entanto β_2 pode ser consistentemente estimado através de um probit de y_{2i} em X_2 .

Na presença de correlação obteremos estimativas consistentes dos parâmetros da segunda equação através de estimação simultânea. No entanto,

²¹ Muitas aplicações econômicas envolvem a modelagem de uma variável binária determinada simultaneamente com um dos regressores (Fabbri, Monfardini e Radice, 2004).

²² Neste ponto, deve ficar claro que supõe-se que quando uma criança / adolescente volta às ruas depois ou durante sua participação no programa, ela vai sempre ser encontrada pela equipe do programa. Esta é uma hipótese muito razoável, já que os lugares que as crianças costumam frequentar são limitadas e bem conhecidas pelos agentes do programa.

Arendt e Holme (2006) propuseram um procedimento em dois estágios com base no seguinte aproximação:

$$P(\alpha \cdot y_{2i} + X'_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} \mid \varepsilon_{2i} > X'_{2i}\beta_2) \approx \Phi(\alpha \cdot y_{2i} + X'_{1i}\beta_1 + \rho \cdot \lambda_i) \quad (4.2)$$

$$\text{em que } \lambda_i = y_{2i} \cdot \frac{\phi(\alpha \cdot y_{2i} + X'_{2i}\beta_2)}{\Phi(\alpha \cdot y_{2i} + X'_{2i}\beta_2)} - (1 - y_{2i}) \cdot \frac{\phi(\alpha \cdot y_{2i} + X'_{2i}\beta_2)}{(1 - \Phi(\alpha \cdot y_{2i} + X'_{2i}\beta_2))}$$

O termo λ_i é adicionado na segunda equação para levar em conta a variável endógena y_{2i} , e ϕ e Φ são respectivamente os pdf e cdf do padrão normal²³.

Arendt e Holme (2006) mostram que a aproximação heckit funciona bem e que até supera a estimativa de máxima verossimilhança no caso de grave endogeneidade em pequenas amostras. A próxima seção apresentará as estimativas geradas por máxima verossimilhança e a comparação com o método de dois estágios.

²³ Para um estudo mais detalhado veja Maddala (1983) e Wooldridge (2002).

5. RESULTADOS

Os resultados dos métodos de estimação empregados são apresentados nas tabelas 3 e 4 abaixo. Um modelo probit bivariado recursivo e um método de dois estágios que considera a endogeneidade das variáveis qualitativas que indicam tratamentos. Os resultados indicam que um mecanismo de auto-seleção é predominante, e que, após controlar as características observáveis e não observáveis, as crianças das famílias que participam do programa mostram menor probabilidade de recorrência. Esse resultado aponta que o programa analisado tem um efeito importante sobre a decisão da família de permitir que seus filhos permaneçam nas ruas²⁴.

Tabela 03 - Resultado da Regressão – Probit Bivariado

Benefício	Coefficiente	Desvio	P-valor
Constante	0.4880	0.0497	0.0000
Número de crianças encontradas na rua	-0.6898	0.0413	0.0000
Número de crianças estudando	0.4101	0.0160	0.0000
Nível de Educação dos pais	0.0843	0.0165	0.0000
Reincidência			
Constante	-0.4724	0.1189	0.0000
Benefício Recebido	-1.2836	0.0881	0.0000
Numero de crianças encontradas na rua	0.5777	0.0505	0.0000
Responsável pelas crianças é mulher	-0.1365	0.0625	0.0290
Responsável pelas crianças é casado	-0.0588	0.0347	0.0900
Nível de educação dos pais	-0.1203	0.0199	0.0000
$\rho = 0.5726$ LR Teste: $\chi^2(1) = 70.37$		Número de observação	8,331
Wald Test (Sequência Global) = 2230.17		Prob. = 0.0000	

Fonte: Preparado pelos autores a partir dos resultados da regressão.

Os coeficientes associados às variáveis em ambas as equações não diferem no método de cálculo utilizado, exceto pelo coeficiente da variável endógena. Na estimação em dois estágios, a variável que indica participação no programa tem um valor maior do que o estimado por máxima verossimilhança, mas

²⁴ Este efeito pode ser superestimado devido à existência de outros programas governamentais destinados a pessoas pobres no Brasil, como o Programa Bolsa Família - PBF. No entanto é difícil estimar o efeito conjunto, já que a base de dados não contém informações sobre a participação das famílias em outros programas sociais. Entretanto, como mostra a literatura da área, a cobertura do PBF é muito elevada, então, presume-se que este subsídio adicional não difere entre as famílias.

os dois métodos mostram que as crianças das famílias que participam dos programas têm menor probabilidade de permanecerem na rua, isto é, de serem encontradas novamente nas ruas.

A estimativa da equação de participação confirmou a hipótese estabelecida. A probabilidade de participar do programa é crescente em relação ao número de crianças que já frequentam a escola e é decrescente quanto ao número de crianças encontradas nas ruas. A conclusão possível é que as famílias que possuem um grande número de crianças na escola têm um custo não muito alto para mantê-las no programa. No entanto, para famílias com muitas crianças nas ruas o incentivo oferecido pelo governo é menor que os ganhos monetários obtidos nas ruas pelas crianças. Isso acontece porque o retorno obtido nas ruas é uma função crescente do número de filhos.

Tabela 04 - Resultado da Regressão – Procedimento em Dois Estágios

Equação de Participação	Coefficiente	Erro-Padrão	p-valor
Constante	0.4877	0.0497	0.0000
Número de crianças encontradas nas ruas	-0.6852	0.0414	0.0000
Número de crianças estudando	0.4087	0.0163	0.0000
Escolaridade do Responsável	0.0856	0.0497	0.0000
Equação de Reincidência			
Constante	1.3243	0.1189	0.0000
Benefício	-3.7584	0.4051	0.0000
Número de crianças encontradas nas ruas	0.6055	0.0487	0.0000
Responsável do sexo feminino	-0.1505	0.0698	0.0310
Responsável possui cônjuge	-0.0605	0.0386	0.1180
Escolaridade do Responsável	-0.1247	0.0207	0.0000
Lambda	2.0359	0.2477	0.0000
Número de Observações	8.331		

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do Programa CFRDE

Quanto maior o nível de educação dos pais, maior será a probabilidade de participação no programa para evitar que as crianças vão para as ruas. Isso acontece porque os pais que tem elevados níveis de educação compreendem melhor os ganhos futuros que maior o número de anos de estudo proporcionam.

A probabilidade de reincidência é maior para as famílias com um grande número de crianças encontradas nas ruas e é menor para os pais mais educados pela mesma razão das questões levantadas na análise da participação. Se o responsável pelas crianças for do sexo feminino a probabilidade de reincidência é

reduzida, enquanto o fato de o responsável ser ou não casado, não produz um efeito claro²⁵.

²⁵ A Variável cônjuge é estatisticamente significativa ao nível de 10% no modelo de equações simultâneas, mas não é na estimativa de dois estágios.

6. CONCLUSÃO

Ao analisar os dados sobre crianças de rua na cidade de Fortaleza e através da utilização de modelos econométricos foi possível lançar alguma luz sobre um dos problemas sociais mais relevantes do Brasil, identificando os fatores que afetam a probabilidade de participação de famílias em um programa dedicado a manter as crianças fora das ruas, através da educação e do incentivo monetário.

As variáveis incluídas no modelo foram obtidas a partir da lógica do programa de incentivo com base na teoria microeconômica e nas evidências empíricas capturados no banco de dados. O principal resultado deste estudo foi mostrar que as crianças das famílias que participam dos programas destinados a atenuar o problema das crianças de rua têm menores chances de ir ou permanecer nas ruas. Portanto, os resultados enfatizam que tal política pode funcionar bem para famílias com baixo número de crianças e naquelas em que o responsável tem um nível maior de educação.

Estes resultados nos leva à conclusão de que os programas sociais que visam minimizar o problema das crianças de ruas podem produzir os resultados desejados apenas parcialmente, já que os resultados parecem ser mais eficazes para as crianças que pertencem a famílias mais instruídas, especialmente se considerarmos que a participação em um programa do gênero não é uma obrigação, mas uma opção que não é claramente reconhecida por todas as famílias em termos de ganhos de longo prazo. Famílias pouco instruídas apenas conseguem enxergar os benefícios de curto prazo do programa, o que torna difícil acabar com o problema das crianças de rua.

Torna-se evidente, portanto, que programas alternativos devem ser concebidos para atingir essas crianças e famílias que não respondem aos incentivos do programa aqui analisado que visa manter as crianças fora das ruas. No entanto, não há dúvida de que tais ações governamentais representam instrumentos decisivos para resolver este importante problema social.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Arendt, Jacob Nielsen & Holm, Anders (2006). Probit Models with Binary Endogenous Regressors. Working Paper. Department of Economics University of Copenhagen.

Bandeira, D., Koller, S. H., Hutz, C., e Forster, L. (1996). Desenvolvimento psicossocial e profissionalização: uma experiência com adolescentes de risco. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 9, 185-207.

Barros, Ricardo Paes de, et al. (1994). Is Poverty the Cause of Child Work in Urban Brazil? Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Rio de Janeiro, Brazil.

Ceará. (1996). Programa Criança fora da Rua dentro da Escola. Proposta Técnica.

Durbin, Jeffrey & Rivers, Douglas (1990). Selection Bias in Linear Regression, Logit and Probit Models. *Sociological Methods and Research*, vol. 18, 360-390.

Emerson, Patrick e Souza, André (2003). "Is There a Child Labor Trap? Intergenerational Persistence of Child Labor in Brazil," *Economic Development and Cultural Change*, vol. 51, n. 2, Jan.

Fabbri, D., Monfardini, C. & Radice, R. (2004). Testing exogeneity in the bivariate probit model: Monte Carlo evidence and an application to health economics. Working Paper. Department of Economics, University of Bologna, Italy.

Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, vol. 47, 153- 161.

Heckman, J. J. & Smith J. A. (1995). Assessing the Case for Social Experiments. *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, 85-110.

Hutz, C. S. & Koller, S. H. (1999). Methodological and Ethical Issues in Research with Street Children. *New Directions for Child and Adolescent Development*, 85, 59-70.

Inciardi, J. A. & Surratt, H. L. (1998). Children in the Streets of Brazil: Drug Use, Crime, Violence and HIV Risks. *Substance Use & Misuse*. vol. 33, nº 7.

Knudsen, E. I., Heckman, J. J., Cameron, J. L. and Shonkoff, J. P. (2006), Economic, Neurobiological and Behavioral Perspectives on Building America's Future Workforce. *NBER Working Paper* No. 12298.

Koller, S. H. & Hutz, C. S. (1996). Meninos e Meninas em Situação de Rua: Dinâmica, Diversidade e Definição. *Coletâneas da ANPEPP – Associação Nacional de Pesquisa e Pós-Graduação em Psicologia*, 1(12), 11-34.

Koller, S. H., Hutz, C., & Silva, M. (1996). Subjective Well-being in Brazilian Street-Children. *Study Presented at XXVI International Congress of Psychology*. Montreal, Canadá.

Maddala, G. S. (1983). *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.

Moran, R., Castro, C. (1997). Street-children and the Inter-American Development Bank:Lessons from Brazil. Social Development Division, Sustainable Development Department, Inter-American Development Bank.

Neiva-Silva, L., & Koller, S. H. (2002). A rua como contexto de desenvolvimento. Em E. R. Lordelo, A. M. Carvalho, & S. H. Koller (Orgs.), *Infância brasileira e contextos de desenvolvimento*. (PP. 205-230). São Paulo: Casa do Psicólogo – Salvador: Ed. UFBA.

Nicoletti, C. and F. Peracchi (2001) Two-step estimation of binary response models with sample selection, unpublished working paper.

Unicef. (2002). Rapid Assessment of Street Children in Lusaka. *UNICEF Report*. Lusaka, Zambia.

Usaid. (1993). Guatemala Project Paper: Street Children Support Project. Washington, DC: USAID.

Winship, Christopher & Mare, Robert (1992). Models for Sample Selection Bias. *Annual Review of Sociology*, Vol. 18, pp. 327-350.

Wooldrige, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Massachusetts. London, England.

World Bank. (1996). Targeting At-Risk Youth: Rationales, Approaches to Service Delivery and Monitoring and Evaluation Issues. Human Resource Division, Latin American and Caribbean Region.