

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL**

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 162

**O QUE CAUSA A CRIMINALIDADE VIOLENTA NO BRASIL? UMA ANÁLISE A PARTIR
DO MODELO ECONÔMICO DO CRIME: 1981 A 1996**

Ari Francesco de Araújo Junior *

Pablo Fajnzylber^δ

**CEDEPLAR/FACE/UFMG
BELO HORIZONTE
2001**

* Mestre pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional-UFMG
Professor PUC-MG e Universidade Itaúna
E-mail: ari@cedeplar.ufmg.br

^δ Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional-UFMG
E-mail: pablo@cedeplar.ufmg.br

O QUE CAUSA A CRIMINALIDADE VIOLENTA NO BRASIL? UMA ANÁLISE A PARTIR DO MODELO ECONÔMICO DO CRIME: 1981 A 1996.

Ari Francisco de Araujo Junior¹
Mestre em Economia - CEDEPLAR/UFMG
Professor PUC/MG e Univ. Itaúna

Pablo Fajnzylber²
Professor Adjunto
FACE/CEDEPLAR/UFMG

(versão preliminar – comentários são bem vindos)

Resumo:

Neste artigo são abordados os determinantes econômicos e demográficos das taxas de homicídios abrangendo estados da federação no período de 1981 a 1996. As informações sócio-econômicas utilizadas são extraídas dos microdados de seis Pesquisas Nacionais por Amostragem de Domicílios do IBGE. As taxas de homicídios são tabuladas a partir dos microdados do Sistema de Informações sobre Mortalidade do DATASUS. São empregadas técnicas econométricas que exploram a característica de painel das duas bases de dados construídas, das quais utiliza variáveis tabuladas por estado e período e a outra por estado, período e coorte. São realizados exercícios de decomposição das taxas de homicídios em efeitos idade, período e coorte e são estimados os determinantes econômicos e demográficos dessas taxas com base no modelo econômico do crime.

Palavras-chave: Crime, Economia da Criminalidade, Brasil-estados.

Classificação JEL: K00; K40; K42.

¹ E-mail: ari@cedeplar.ufmg.br

² E-mail: pablo@cedeplar.ufmg.br

Índice

1. Introdução.....	6
2. Homicídios no Brasil: Tendências.....	7
2.1. Taxas Brutas.....	7
2.2. Decomposição das Taxas de Homicídios em Efeitos Idade, Período e Coorte.....	12
3. Determinantes Econômicos das Taxas de Homicídios: uma análise por estados.....	24
3.1. A Economia e o Crime.....	24
3.2. Variáveis Utilizadas e Efeitos Esperados.....	26
3.3. Dados.....	33
3.4. Metodologia Econométrica.....	36
3.5. Resultados.....	40
4. Base de Dados Estado-Período-Coorte.....	45
4.1. Ciclo de Vida dos Homicídios e das Principais Variáveis Econômicas.....	48
4.2. Impacto das Variáveis Econômicas.....	49
4.3. Impacto por Faixa Etária.....	54
4.4. Homicídios e Mobilidade Social.....	56
5. Comentários Finais.....	57
6. Referência Bibliográfica.....	59
ANEXO.....	63

Índice de Tabelas, Figuras e Gráficos

Texto

Índice de Tabelas, Figuras e Gráficos

Tabela 1 – Proporção de Variação das Taxas de Homicídio Segundo Critério IV para a População entre 15 e 65 Anos explicada pelos Modelos Idade, Período e Coorte.....	15
Figura 1 – Brasil: Taxa Bruta de Homicídio (81-96) Segundo Estados Brasileiros.....	11
Figura 2 – Brasil: Efeitos Idade-Período-Coorte nos Diferentes Estados da Federação (1981-1996).....	19
Gráfico 1 – Brasil: Taxa Bruta de Homicídio Segundo Diferentes Critérios – 1981/1996.....	8
Gráfico 2 – Taxa de Homicídio (1996) Segundo Estados Brasileiros.....	9
Gráfico 3 – Brasil: Taxa Bruta de Homicídio Segundo Faixas Etárias – 1981/1996.....	10
Gráfico 4 – Parcela da Variância das Taxas de Homicídios Explicada pelos Efeitos Idade-Período-Coorte (1981-1996).....	16

Anexo

Índice de Tabelas e Gráficos

Tabela 1 – Regressões Base de Dados Estado-Período: Modelo Básico.....	64
Tabela 2 – Regressões Base de Dados Estado-Período: Critérios Alternativos Homicídios.....	65
Tabela 3 – Regressões Base de Dados Estado-Período: Medidas Alternativas de Desigualdade de Renda/Pobreza.....	66
Tabela 4 – Regressões Base de Dados Estado-Período: Estimções em GMM.....	67
Tabela 5 - Regressões Base de Dados Estado-Período: Estimções em GMM – Medidas Alternativas de Desigualdade Renda/Pobreza.....	68
Tabela 6 – Regressões Base de Dados Estado-Período-Coorte: Modelo Básico.....	69
Tabela 7 – Regressões Base de Dados Estado-Período-Coorte: Critérios Alternativos Homicídios.....	70

Tabela 8 – Regressões Base de Dados Estado-Período-Coorte: Critérios Alternativos para a Representatividade da Amostra.....	71
Tabela 9 – Regressões Base de Dados Estado-Período-Coorte: Limitações de Estados na Amostra.....	72
Tabela 10 – Regressões Base de Dados Estado-Período-Coorte: Controles Adicionais.....	73
Tabela 11 – Regressões Base de Dados Estado-Período-Coorte: Medidas Alternativas de Desigualdade de Renda/Pobreza.....	74
Tabela 12 – Regressões Efeitos Fixos não Observados de Estado: Diferentes Medidas de Mobilidade Ocupacional.....	75
Tabela 13 – Regressões Efeitos Fixos não Observados de Estado: Diversas Medidas de Mobilidade Ocupacional 1981 e 1996.....	76
Tabela 14 – Esquema de Construção das Variáveis em Coortes.....	77
Tabela 15 – Estatísticas Descritivas e Correlações Bivariadas das Variáveis.....	79
Gráfico 5 – Homicídios por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996.....	81
Gráfico 6 – Desemprego por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996.....	81
Gráfico 7 – Desigualdade por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996.....	82
Gráfico 8 – Renda por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996.....	82
Gráfico 9 – Homicídios por Faixa Etária mantendo constante a Taxa de Desemprego: Brasil, 1981-1996.....	83
Gráfico 10 - Homicídios por Faixa Etária mantendo constante a Desigualdade: Brasil, 1981-1996.....	83
Gráfico 11 - Homicídios por Faixa Etária mantendo constante a Renda: Brasil, 1981-1996.....	84
Gráfico 12 - Homicídios por Faixa Etária mantendo constante a Taxa de Desemprego, Desigualdade e Renda: Brasil, 1981-1996.....	84
Gráfico 13 – Efeito da Renda da Coorte sobre a Taxa de Homicídio por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996.....	85
Gráfico 14 – Efeito da Renda do Estado sobre a Taxa de Homicídio por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996.....	85
Gráfico 15 – Efeito da Taxa de Desemprego da Coorte sobre a Taxa de Homicídio por Faixa Etária: Brasil. 1981-1996.....	86

Gráfico 16 – Efeito da Desigualdade da Coorte sobre a Taxa de Homicídio por Faixa Etária: Brasil 1981-1996.....	86
Gráfico 17 – Efeito da Desorganização Social sobre a Taxa de Homicídio por Faixa Etária: Brasil 1981-1996.....	87
Gráfico 18 – Efeito da Polícia sobre a Taxa de Homicídio por Faixa Etária: Brasil 1981-1996.....	87
Gráfico 19 – Relação entre Diferentes Medidas de Mobilidade Ocupacional e Efeitos Fixos não Observados: Estados, 1988/1996.....	88

1. INTRODUÇÃO

A criminalidade é um problema social, econômico e político importante que deve ser enfrentado. É um problema social pois afeta diretamente a qualidade e expectativa de vida das populações. É um problema econômico porque, de um lado, a sua intensidade está associada às condições econômicas e, de outro, limita o potencial de desenvolvimento das nações. Finalmente, a criminalidade é um problema político já que as ações necessárias para combater o crime envolvem a participação ativa dos governos e a alocação de recursos públicos escassos em detrimento de outros objetivos de políticas públicas.

O crime é, sem dúvida, um fenômeno complexo de modo que muitas áreas do saber, entre elas Sociologia, Psicologia, Criminologia, Ciência Política, Epidemiologia e Demografia, entre outras, têm papel fundamental no sentido de entendê-lo. O presente artigo não se propõe a esgotar o estudo dos determinantes da criminalidade violenta no Brasil. Pretende-se apenas fornecer evidências empíricas sobre a importância das variáveis econômicas na explicação das taxas de homicídios dos estados brasileiros, no período de 1981 a 1996. Mais especificamente, o objetivo deste artigo é, em primeiro lugar, o de averiguar até que ponto diferenças no ambiente econômico podem ser consideradas responsáveis pela variância observada na propensão para o comportamento criminoso no Brasil, tanto ao longo do tempo quanto entre os seus estados. Um segundo objetivo específico é o de investigar a existência de ciclos de vida nas taxas de homicídios dos estados brasileiros, assim como o papel das variáveis econômicas na explicação dos mesmos e, reciprocamente, a influência da idade das vítimas sobre o impacto das variáveis econômicas sobre as taxas de homicídios.

Como *proxy* para medir a criminalidade violenta, são utilizadas taxas de homicídios por 100.000 habitantes, calculadas a partir do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do DATASUS (Ministério da Saúde). As taxas são tabuladas para seis períodos diferentes e para 26 estados da federação.³

O trabalho segue a seguinte seqüência. Na próxima seção, de natureza principalmente descritiva, são apresentadas as principais tendências observadas nos estados brasileiros para

³ O Distrito Federal foi considerado como um estado e Tocantins foi acrescido à Goiás devido ao desmembramento do último ter-se concretizado num período intermediário ao horizonte temporal deste estudo. Os períodos considerados são: 1981-83; 1984-86, 1987-89, 1990-92, 1993-95 e 1996.

as taxas de homicídios. São analisadas também as diferenças nas taxas de crime entre diferentes grupos etários, procedendo-se a uma decomposição das mesmas em efeitos idade, período e coorte.

A terceira seção apresenta o primeiro conjunto de resultados econométricos. Após apresentar uma versão simplificada do modelo econômico do crime, os determinantes das taxas de homicídios dos estados brasileiros são estudados com base num conjunto de variáveis sugeridas por aquele modelo. Estas variáveis são tabuladas a partir dos microdados de seis Pesquisas Nacionais por Amostras de Domicílios (PNAD's), do IBGE.⁴ As estimações econométricas exploram a natureza de painel da base de dados construída, controlando-se por efeitos fixos não observados de estado e período, por problemas de endogeneidade nas variáveis explicativas e pela possível existência de inércia criminal.

A quarta seção apresenta um segundo conjunto de estimativas econométricas baseadas numa base de dados construída com taxas de homicídio e variáveis econômicas tabuladas por estado, período e faixa etária. Esta nova base permite estimar o impacto das características econômicas de uma dada coorte num dado estado e período sobre a correspondente taxa de homicídios, controlando não apenas por efeitos fixos não observados de estado e período, como também por efeitos de ciclo de vida. Além disso, através de interativos entre indicadores de faixa etária e variáveis econômicas, é possível analisar como se modificam as relações entre estas últimas e as taxas de crimes violentos, ao longo do ciclo de vida das vítimas de homicídios. A quinta e última seção resume os principais resultados do trabalho e aponta algumas das implicações de política por eles sugeridas.

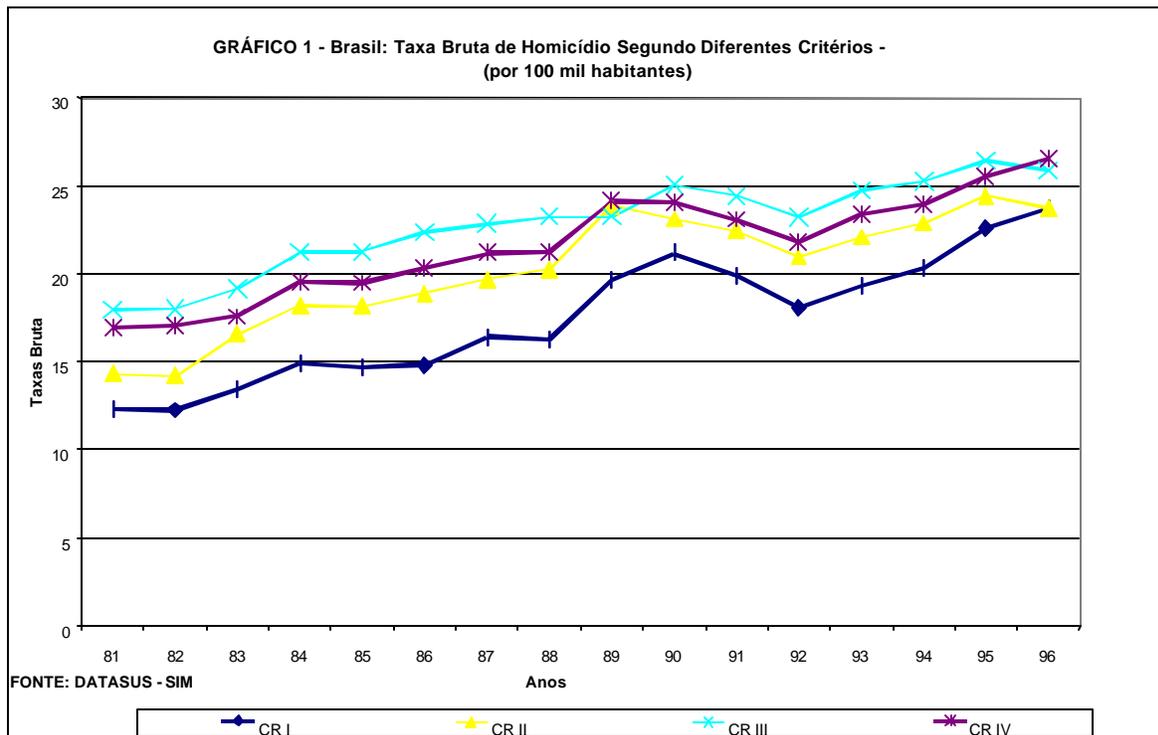
2. HOMICÍDIOS NO BRASIL: TENDÊNCIAS

2.1. Taxas Brutas

As tendências da criminalidade violenta no Brasil, tal como mensuradas pelas taxas de homicídios, podem ser visualizadas no GRÁFICO 1 abaixo. Como foi mencionado, utilizamos os dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade do DATASUS para o período de 1981-1996. As taxas de homicídios, no entanto, aparecem aqui tabulados com base em vários critérios diferentes. O primeiro consiste na utilização, para a contabilização dos

⁴ As PNADs utilizadas são as de 1981, 1984, 1987, 1990, 1993 e 1996.

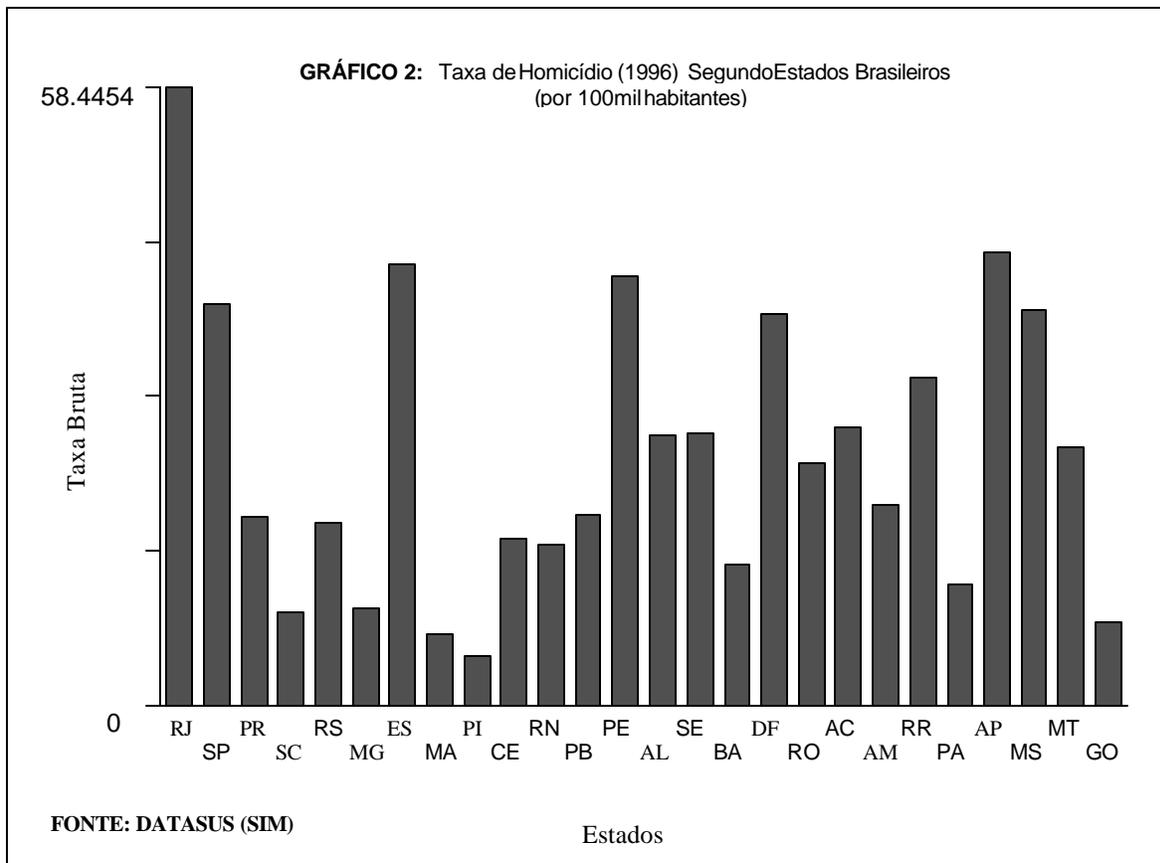
homicídios, apenas das ocorrências registradas no atestado de óbito com os códigos E960-969 – *homicídios e lesões provocadas intencionalmente por outras pessoas* (CR I no GRÁFICO 1). Há evidências de que este critério pode levar a uma sub-estimação do número total de homicídios devido ao fato de que estes são muitas vezes classificados como mortes de intencionalidade desconhecida (código E980-989 – *lesões em que se ignora se foram acidental ou intencionalmente infligidas*). Este ajustamento da série de homicídios requer, no entanto, uma estimativa da composição das mortes de intencionalidade desconhecida e é isso que se pretende quando calculam-se as taxas utilizando outros critérios (PIQUET, 2000).



No segundo critério (CR II no Gráfico 1), são utilizados os códigos do primeiro critério adicionados aos códigos E985-986 relativos à mortes de intencionalidade desconhecida por armas branca e de fogo, além das mortes codificadas como intervenções legais, aquelas ocorridas quando do confronto entre policiais e civis. Os dois próximos critérios seguem metodologias propostas respectivamente por LOZANO (1997) e PIQUET (2000). Ambos autores baseiam-se em estudos que procederam a uma revisão dos registros de óbitos das mortes provocadas por lesões de intencionalidade desconhecida, respectivamente no México e no Rio de Janeiro. LOZANO (1997) distribui as mortes com intencionalidade desconhecida da seguinte forma: os óbitos por armas (de fogo ou branca) são classificados como intencionais; as demais causas são consideradas 50% como intencionais e 50% como não

intencionais; dos intencionais 95% são considerados homicídios e são acrescidos às mortes por homicídios já relatadas (E960-969). PIQUET (2000) propõe que 50% de todos os códigos de intencionalidade desconhecida sejam considerados como intencionais e que se assuma que 96% dos intencionais sejam tomados como homicídios. Os critérios de LOZANO (1997) e PIQUET (2000) são apresentados no GRÁFICO 1 como, respectivamente, CR III e CR IV⁵. Podemos notar um crescimento sustentado das taxas de homicídios para o Brasil no período analisado, independentemente do critério utilizado.

O GRÁFICO 2 apresenta as taxas brutas de homicídios dos estados do Brasil em 1996. Podemos notar magnitudes muito diferentes entre os estados com uma taxa média de 23,7 homicídios por 100 mil habitantes, valor mínimo de 4,7 e máximo de 58,4, e desvio-padrão de 13,7. Os estados mais afetados são Rio de Janeiro, São Paulo e Espírito Santo, no Sudeste; o Distrito Federal e Mato Grosso do Sul, no Centro-Oeste; Pernambuco, no Nordeste e Amapá e Roraima, no Norte, todos com taxas acima de 30 homicídios por 100 mil habitantes em 1996.



⁵ Nos GRÁFICOS 2, 3 e 4 utilizamos o critério IV apresentado acima.

Além das diferenças observadas nas magnitudes das taxas de homicídios entre os estados, as FIGURAS 1.A, 1.B e 1.C mostram diferenças acentuadas entre eles, também em termos das tendências temporais das taxas de homicídios. A FIGURA 1.A apresenta gráficos dos estados nos quais observa-se queda das taxas no período analisado, entre eles: Santa Catarina, Minas Gerais, Piauí e Goiás. Na FIGURA 1.B podem ser visualizados os estados com tendências totalmente diferentes, ou seja, de crescimento das taxas no período, com destaque para Rio de Janeiro, São Paulo, Espírito Santo, Pernambuco, Distrito Federal e Amapá. Já na FIGURA 1.C não é possível distinguir semelhanças nem padrões claros de comportamento das taxas de homicídios dos estados. Assim, além dos estados possuírem taxas de homicídio com magnitudes bastante diferentes, pode-se dizer que eles apresentam, entre si, tendências temporais bastante díspares.

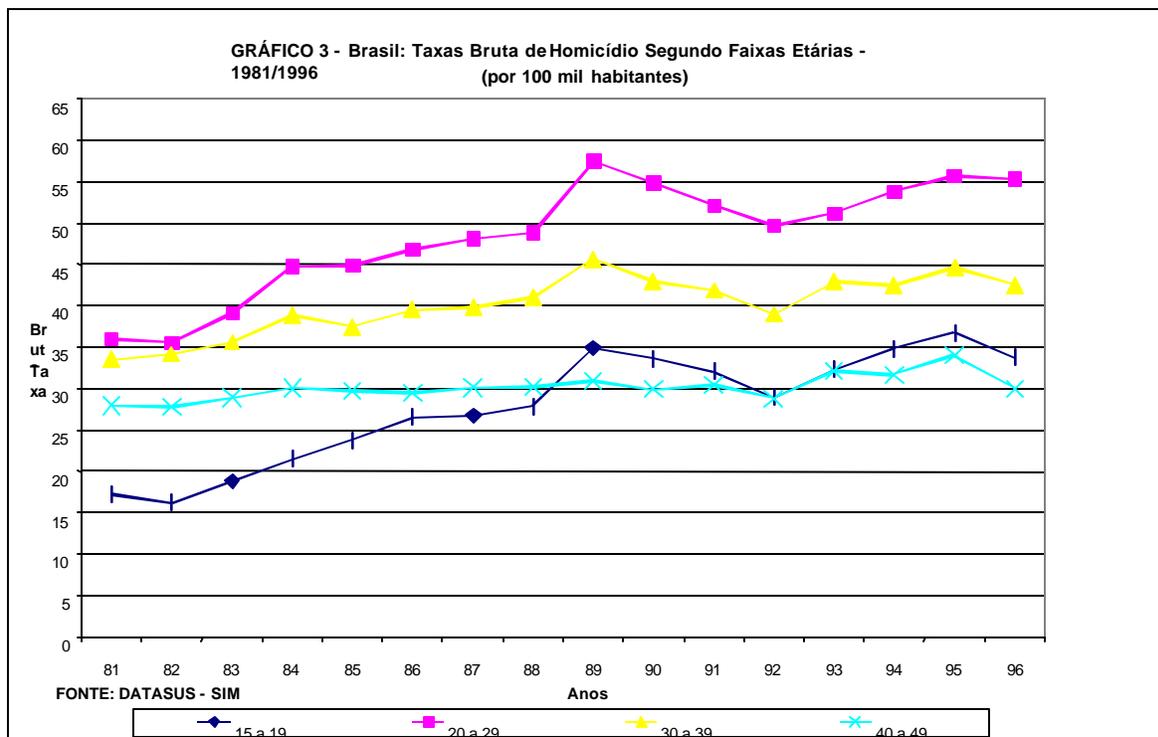
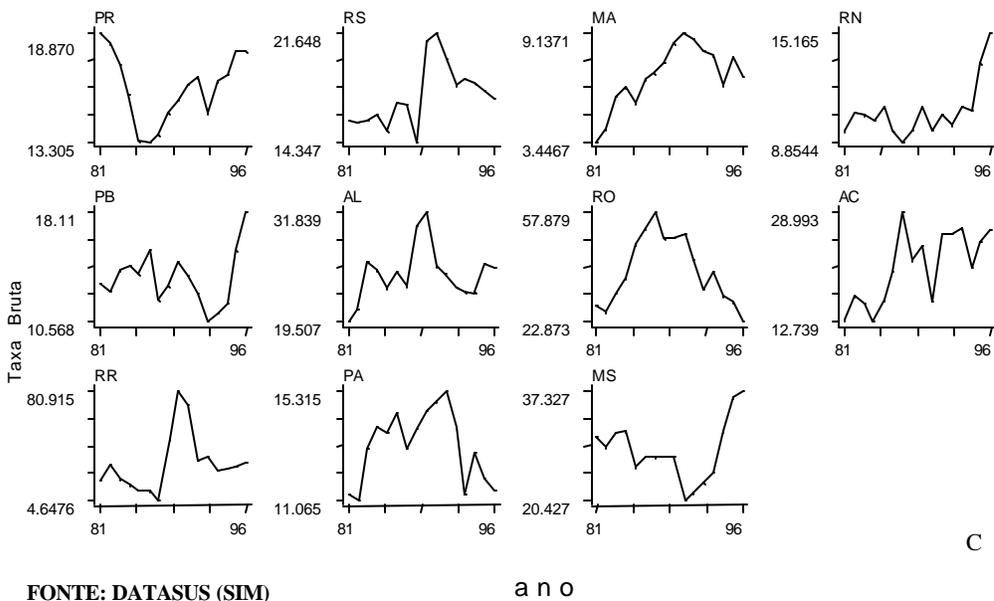
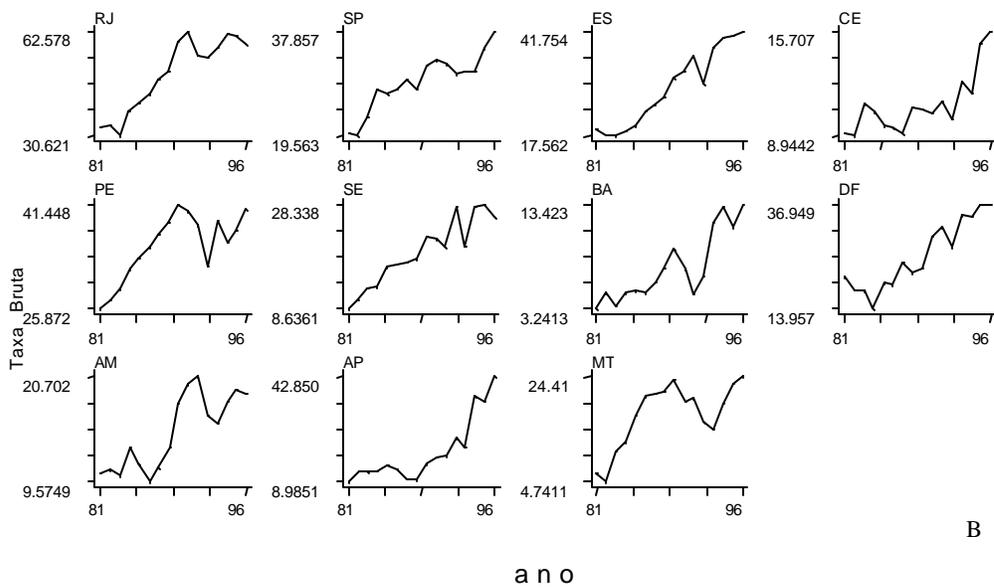
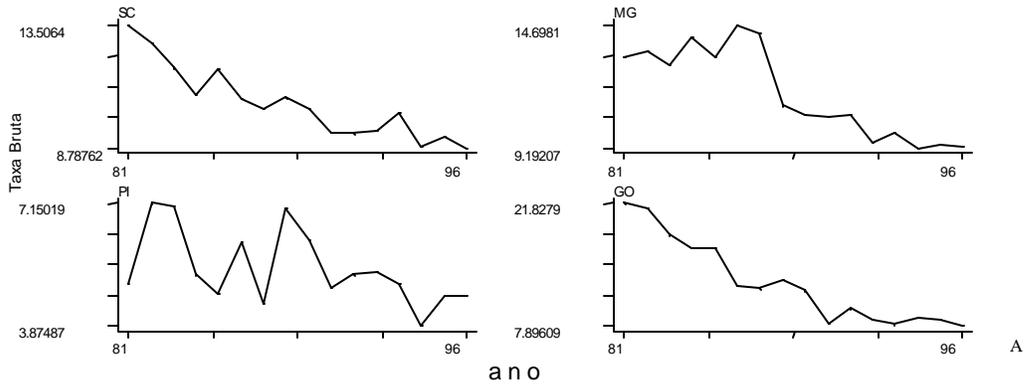


FIGURA 1 – Brasil: Taxa Bruta de Homicídio (81-96) Segundo Estados Brasileiros (por 100 mil habitantes)



FONTE: DATASUS (SIM)

ano

O GRÁFICO 3 apresenta as taxas de homicídios para o Brasil no período de 1981-1996 calculadas para distintas faixas etárias entre elas: 15 a 19 anos, 20 a 29 anos, 30 a 39 anos e 40 a 49 anos. Pode-se notar que a faixa com maior incidência de homicídios é a de 20 a 29 anos. Além disso, existe visivelmente um crescimento muito forte para as faixas etárias mais jovens da população, principalmente de 15 a 19 anos e 20 a 29 anos. Desta forma, como pode ser observado pelos dados, a violência, embora generalizada, parece eleger como alvo preferencial os mais jovens. Dado este fato, tentamos identificar, a seguir, a importância dos aspectos demográficos, estruturais e conjunturais nas taxas de homicídios através de uma análise de decomposição dos efeitos idade-período-coorte.

2.2. Decomposição das Taxas de Homicídios em Efeitos Idade, Período, e Coorte

Como mostra DEATON (1997) muitas variáveis econômicas associadas com o bem-estar, tais como rendimentos, consumo e poupança, têm perfis de ciclo-de-vida característicos. Os salários, por exemplo, aumentam normalmente até uma certa idade e mostram-se declinantes em anos subsequentes. Entretanto, as variáveis em questão também estão sujeitas à variação secular, assim como aos efeitos de choques temporários (DEATON, 1997).

O objetivo aqui é o de estimar o perfil de ciclo-de-vida típico da taxa de homicídios em diferentes estados brasileiros. Uma alternativa para isolar o perfil de ciclo-de-vida típico de uma variável é aplicar uma metodologia de decomposição em efeitos idade (ciclo-de-vida), coorte (tendências seculares) e período (choques temporários). Deve-se deixar claro que estas decomposições não estão livres do uso de hipóteses estruturais, por exemplo, o suposto de que não há interação entre efeitos de idade, coorte e período, de maneira que a forma do perfil etário não é afetada por mudanças em sua posição associadas a tendência seculares. A metodologia aqui utilizada é a proposta por DEATON (1997) e pode ser descrita com base na seguinte equação:

$$y = \mathbf{b} + \mathbf{Aa} + \mathbf{Cg} + \mathbf{Yy} + \mathbf{m} \quad (1)$$

Onde:

A = matriz de *dummies* de idade,

C = matriz de *dummies* de coorte,

Y = matriz de *dummies* de período,

y = vetor de observações coorte-ano (log das taxas de homicídios, neste trabalho),

\mathbf{b} , \mathbf{a} , \mathbf{g} e \mathbf{y} = vetor de parâmetros a serem estimados,

\mathbf{m} = vetor de resíduos.

Para evitar problemas de multicolinearidade, a equação (1) deve ser estimada excluindo pelo menos uma coluna de cada matriz. Neste caso, contudo, ainda é necessário excluir uma segunda coluna de alguma das matrizes, pois continua existindo uma relação linear entre elas. De fato, conhecendo-se a data e sabendo quando a coorte nasceu pode-se inferir a sua idade:

$$a_{ct} = c + t \quad (2)$$

Onde:

a_{ct} = idade da coorte em t ,

c = idade da coorte no ano 0 e,

t = período.

Isto implica que as matrizes de dummies satisfazem a seguinte relação linear:

$$As_a = Cs_c + Ys_y \quad (3)$$

Onde os vetores s são seqüências aritméticas com comprimento dado pelo número de colunas da matriz que os pré-multiplica.

Como já mencionado, este trabalho aplica a metodologia proposta por DEATON (1997), que consiste em eliminar uma segunda coluna da matriz de *dummies* de período, e ainda introduzir o suposto de que estes efeitos captam choques temporários e cumprem duas condições: eles se compensam (somam zero) no longo prazo e são ortogonais à tendência temporal. Estas duas condições podem ser introduzidas no processo de estimação fazendo a regressão de y sobre:

- as dummies de coorte excluindo a primeira,
- as dummies de idade excluindo a primeira,
- um conjunto de $T - 2$ dummies anuais definidas a seguir ($t = 3, \dots, T$):

$$dt^* = dt - [(t - 1)d2 - (t - 2)d1] \quad (4)$$

Onde:

$dt = dummy$ de período, igual a 1 se o ano é t e 0 nos demais casos.

Uma vez estimados os coeficientes destas (T-2) *dummies*, os coeficientes de $d1$ e $d2$ podem ser calculados com base nas duas condições acima mencionadas:

$$\sum_{t=1}^T \hat{a}y_t = 0 \quad (5)$$

e,

$$s_y'y = 0 \quad (6)$$

Seguindo esta metodologia procedeu-se a decomposição das taxas de homicídios (critério IV já apresentado) em efeitos idade-período-coorte para os anos de 1981 a 1996⁶. A TABELA 1 e o GRÁFICO 4⁷ apresentam a proporção da variação das taxas de homicídios explicada pelos vários modelos de variáveis *dummies* utilizados (R^2 ajustado – coeficiente de determinação). Pode-se observar que o modelo completo com as *dummies* de idade-período-coorte ajusta-se bem à maioria dos estados com algumas exceções: o R^2 ajustado varia entre 26,09% e 96,84% para Acre e São Paulo, respectivamente, e é superior a 60% em 17 estados.

⁶ As coortes foram definidas com base em períodos de três anos de maneira que a coorte mais “velha” tinha entre 63 e 65 anos em 1981, a coorte seguinte tinha 60 a 62 anos nesse mesmo ano, etc. As várias coortes assim definidas e as suas correspondentes faixas etárias em anos selecionados podem ser visualizados na TABELA 14 do ANEXO.

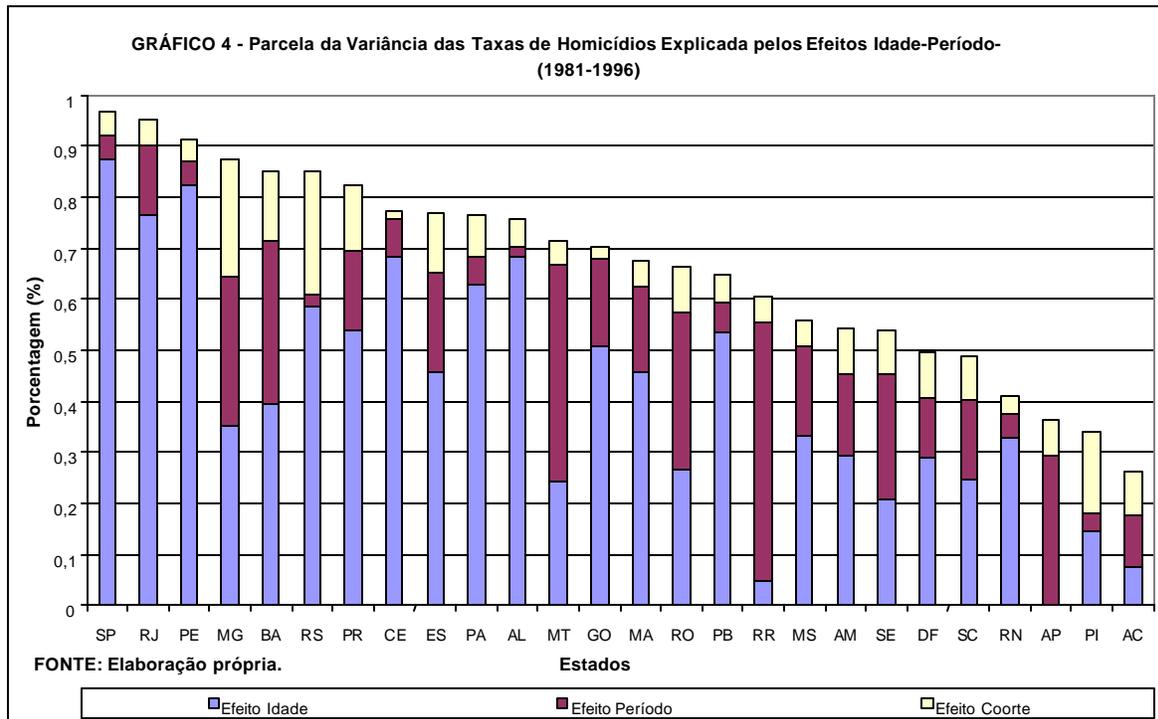
⁷ Ao interpretar os valores de R^2 ajustado deve-se lembrar que os efeitos idade, período e coorte não são totalmente independentes já que, no modelo em que apenas as *dummies* de idade estão sendo usadas é possível que elas estejam captando uma parcela dos outros efeitos.

TABELA 1 – Proporção da Variação das Taxas de Homicídios Segundo Critério IV para a População entre 15 e 65 Anos Explicada pelos Modelos Idade, Período e Coorte.

Estado	R ^{2a}		
	I	IP	IPC
RJ	0.7652	0.9016	0.9525
SP	0.8733	0.9212	0.9684
PR	0.5388	0.6955	0.8248
SC	0.2469	0.4047	0.4869
RS	0.5861	0.6098	0.8491
MG	0.3527	0.6464	0.8723
ES	0.4564	0.6517	0.7681
MA	0.4571	0.6259	0.6765
PI	0.1468	0.1801	0.3387
CE	0.6851	0.7566	0.7722
RN	0.3271	0.3751	0.4098
PB	0.5358	0.5943	0.6486
PE	0.8226	0.8687	0.9142
AL	0.6822	0.7048	0.7569
SE	0.2081	0.4527	0.5402
BA	0.3942	0.7138	0.8492
DF	0.2901	0.4081	0.4948
RO	0.2679	0.5757	0.6630
AC	0.0766	0.1774	0.2609
AM	0.2940	0.4552	0.5424
RR	0.0484	0.5547	0.6062
PA	0.6289	0.6847	0.7660
AP	-0.0129	0.2794	0.3500
MS	0.3322	0.5078	0.5593
MT	0.2424	0.6684	0.7138
GO	0.5081	0.6797	0.7032

^a R² ajustado – Proporção da variância explicada pelos efeitos idade, período e coorte.

Fonte: Elaboração Própria.



O efeito idade, ou seja, o ciclo de vida, parece ser o mais importante no sentido de explicar a evolução das taxas de homicídios dos estados já que o coeficiente de determinação do modelo, que inclui apenas as *dummies* de idade apresenta-se bastante elevado para a maioria dos estados quando comparado com os resultados do modelo completo (GRÁFICO 4). Nos estados de São Paulo, Pernambuco e Rio de Janeiro este efeito mostra-se especialmente elevado (R^2 's de 87, 82 e 76%, respectivamente).

É pertinente notar que o efeito conjuntural ou período parece ter importância bastante significativa em alguns estados, particularmente Roraima, Bahia, Rondônia, Minas Gerais e Amapá (com participação na explicação de 50, 42, 32, 31 e 29%, respectivamente).

De outro lado, o efeito coorte ou de mudança estrutural mostra-se mais importante nos estados do Rio Grande do Sul, Minas Gerais e Piauí onde ele explica cerca de 24, 23 e 16% da variação em suas taxas de homicídios, respectivamente.

As FIGURAS 2.A, 2.B e 2.C apresentam os resultados da decomposição das taxas de homicídios nos diferentes efeitos aqui considerados para todos os estados do Brasil no período de 1981 a 1996. São apresentados três gráficos para cada estado da Federação: o primeiro mostra o efeito coorte, o segundo o efeito idade ou de ciclo-de-vida e o terceiro o

efeito período ou conjuntural. Os gráficos foram separados através de uma classificação dos estados de acordo com o comportamento verificado para o efeito coorte.

Segundo tal classificação, verificamos novamente, como nas FIGURAS 1.A, 1.B e 1.C, a existência de três grupos distintos de estados. Os estados em 2.A apresentam efeito coorte ascendente, ou seja, controlando pelos efeitos idade e período, as coortes mais jovens apresentam, em média, taxas de homicídios maiores que as coortes mais velhas no período analisado. Em 2.B encontram-se os estados cujo efeito coorte se mostra descendente e 2.C os estados em que o efeito coorte não apresenta tendências claras. O objetivo desta classificação é comparar o comportamento das taxas brutas dos estados (FIGURA 1) com as taxas obtidas para o efeito coorte, após o controle pelo ciclo-de-vida e pelos movimentos de curto prazo observados em cada estado.

Antes disso, deve-se comentar, mesmo que brevemente, os resultados dos outros efeitos provenientes da decomposição aqui realizada. Pode-se notar que, para a maioria dos estados, os gráficos do efeito idade apresentam um formato côncavo, se aproximando do que a literatura criminológica define como o ciclo-de-vida do crime ou a curva idade-crime. Esta curva representa as mudanças nas taxas de homicídios que ocorrem com a idade e tem um formato de “U invertido”, similar ao aqui encontrado, com as maiores taxas de mortalidade por homicídio alcançadas, na maioria dos estados, no início da idade adulta⁸. Os resultados obtidos também são consistentes com a idéia de que as curvas idade-crime não são invariantes em relação a períodos, lugares, tipos de crimes, sexo e outros fatores⁹ (FARRINGTON, 1986). Existem alguns estados que não apresentam uma curva com o formato esperado. Isto deve-se provavelmente a dois fatos: estados nos quais o coeficiente de determinação do modelo foi baixo, isto é, os diferentes efeitos não explicam de forma satisfatória o problema e além disso, a baixa qualidade dos dados primários para estes estados. Exemplos de comportamento não esperado no ciclo-de-vida são os estados do Amapá e Acre, ambos da região Norte na qual reconhecidamente existe uma taxa elevada de ocorrências mal classificada. Além disso, para estes estados o modelo idade-período-coorte explica, respectivamente, apenas 35 e 26 % das taxas de crime.

⁸ Cabe notar, contudo, que há algumas exceções a este padrão: nos estados do Espírito Santo, Sergipe, Bahia, Distrito Federal, Acre, Roraima e Amapá, as taxas de homicídios mostram-se crescentes até idades mais avançadas.

⁹ Para um melhor entendimento da discussão sobre a curva idade-crime ser ou não invariante ver FARRINGTON (1986) .

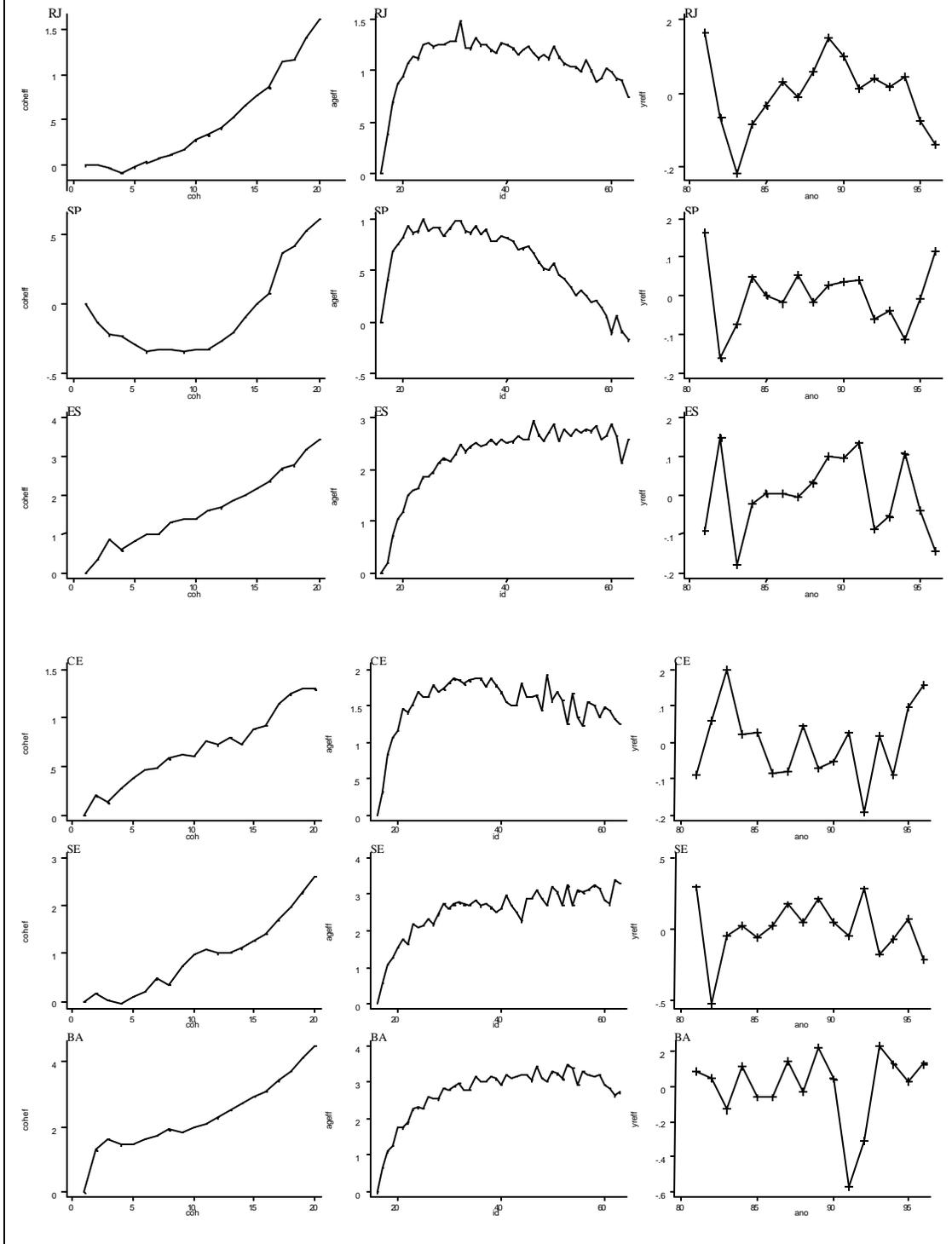
Pode-se notar também que os movimentos de curto prazo ou conjunturais afetam de formas bastante diferentes as taxas dos estados, ou seja, fatores de curto prazo (econômicos ou não) que possam ter acontecido neste período tiveram impactos diferentes sobre as taxas de homicídios para cada estado.

Voltando para a análise do efeito coorte, pode-se observar que, para a grande maioria dos estados temos que o resultado para o efeito coorte acompanha as tendências observadas das taxas brutas, ou seja, nos estados que apresentam tendência crescente das taxas de homicídios pode ser observado efeito coorte ascendente e para aqueles que apresentam taxas decrescentes observa-se efeito coorte descendente. Isto quer dizer que as tendências observadas nas taxas brutas não podem ser atribuídas a mudanças na composição demográfica da população, ou a choques temporários, mas refletem, em grande medida, mudanças estruturais ou tendências seculares de variação nas taxas de homicídios, isto é, diferenças entre as coortes mais jovens e as mais velhas¹⁰.

Em termos quantitativos, cabe destacar os casos dos estados do Rio de Janeiro e o Distrito Federal que apresentam, respectivamente, taxas de homicídios 150 e 300% maiores para coortes mais novas em relação às mais velhas. Já em Minas Gerais as taxas das coortes mais jovens são cerca de três vezes menores que as das coortes mais velhas.

¹⁰ Existe, contudo, uma notável exceção: o estado de Pernambuco. A tendência crescente das taxas brutas de homicídios neste estado, apresentada na FIGURA 1.B, não mais é encontrada ao se analisar o efeito coorte, que se mostra descendente na maior parte do período.

Figura 2A – Brasil: Efeitos Idade-Período-Coorte nos Diferentes Estados da Federação
(1981 – 1996)



Continuação Gráfico 2A

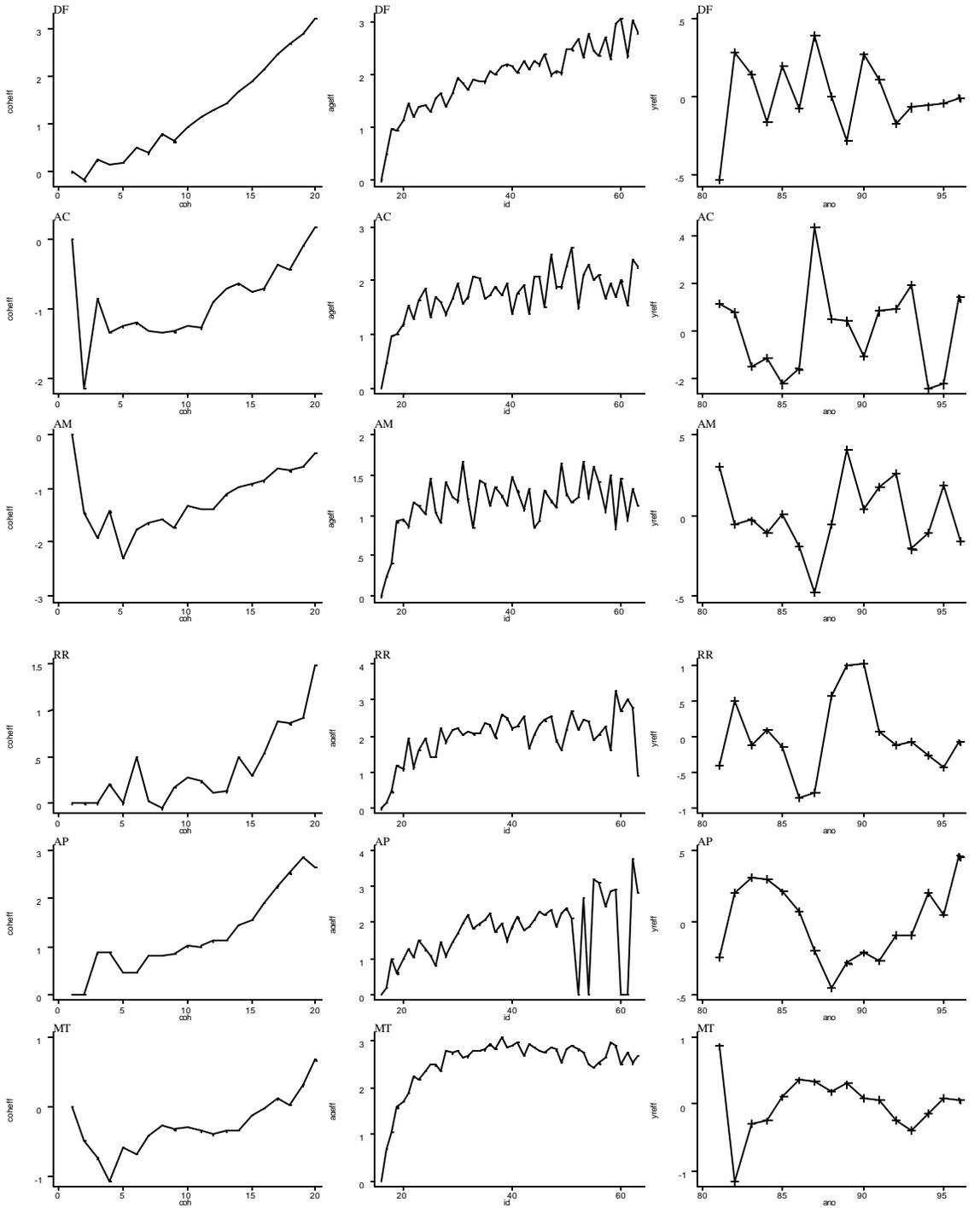
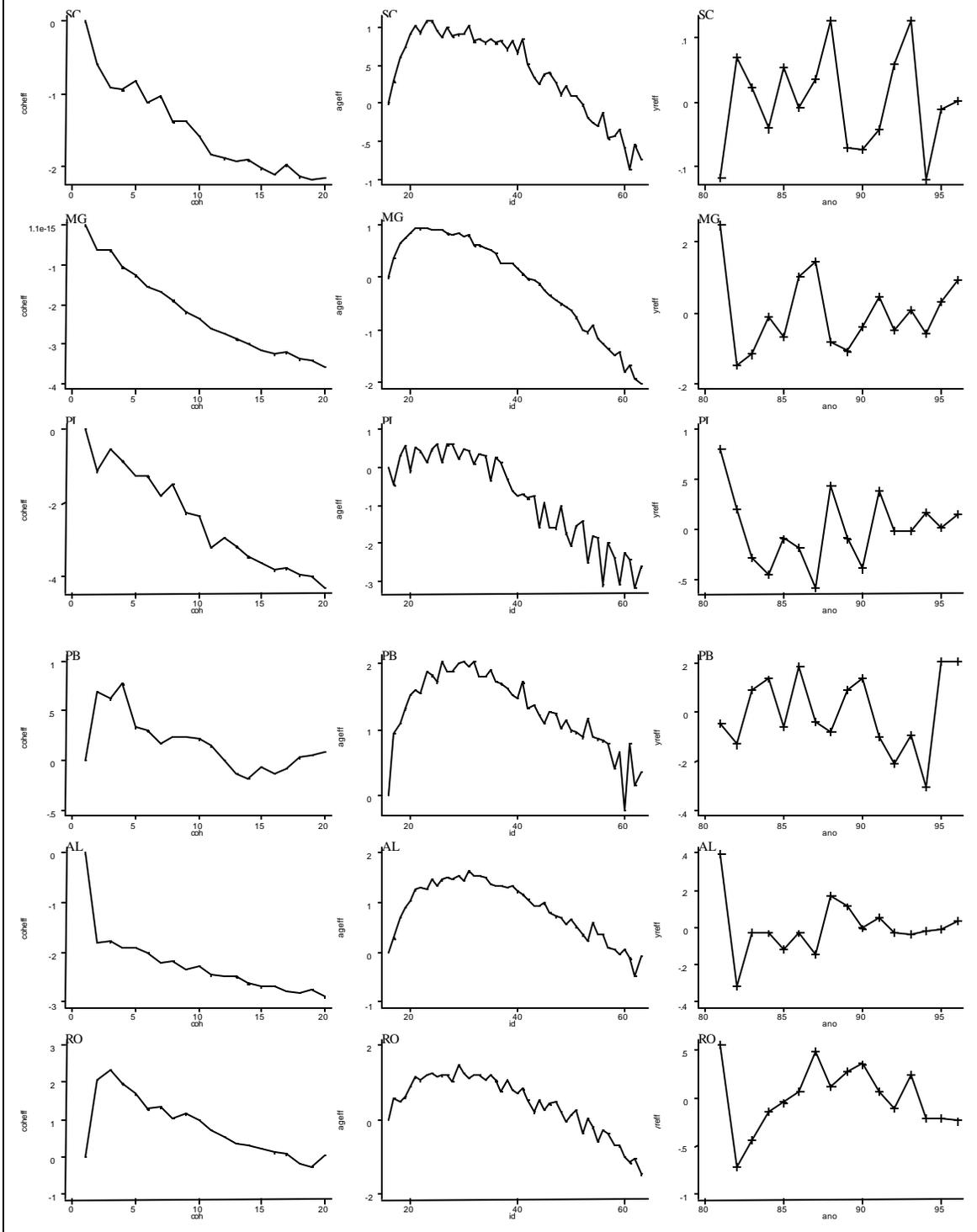


Figura 2B – Brasil: Efeitos Idade-Período-Coorte nos Diferentes Estados da Federação (1981 – 1996)



Continuação Gráfico 2B

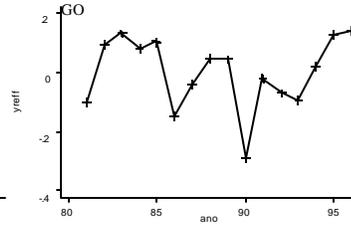
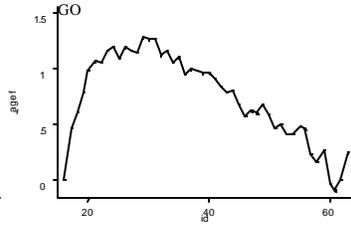
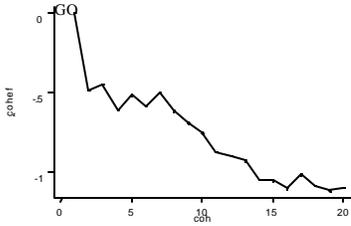
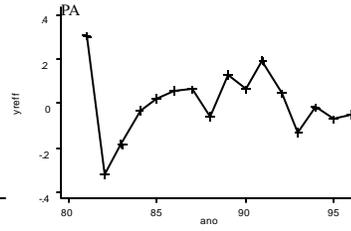
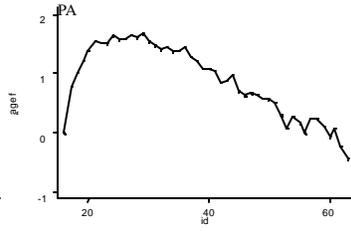
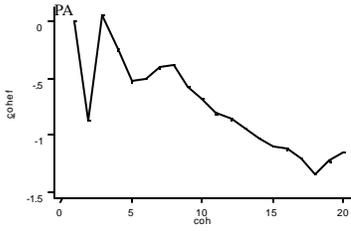
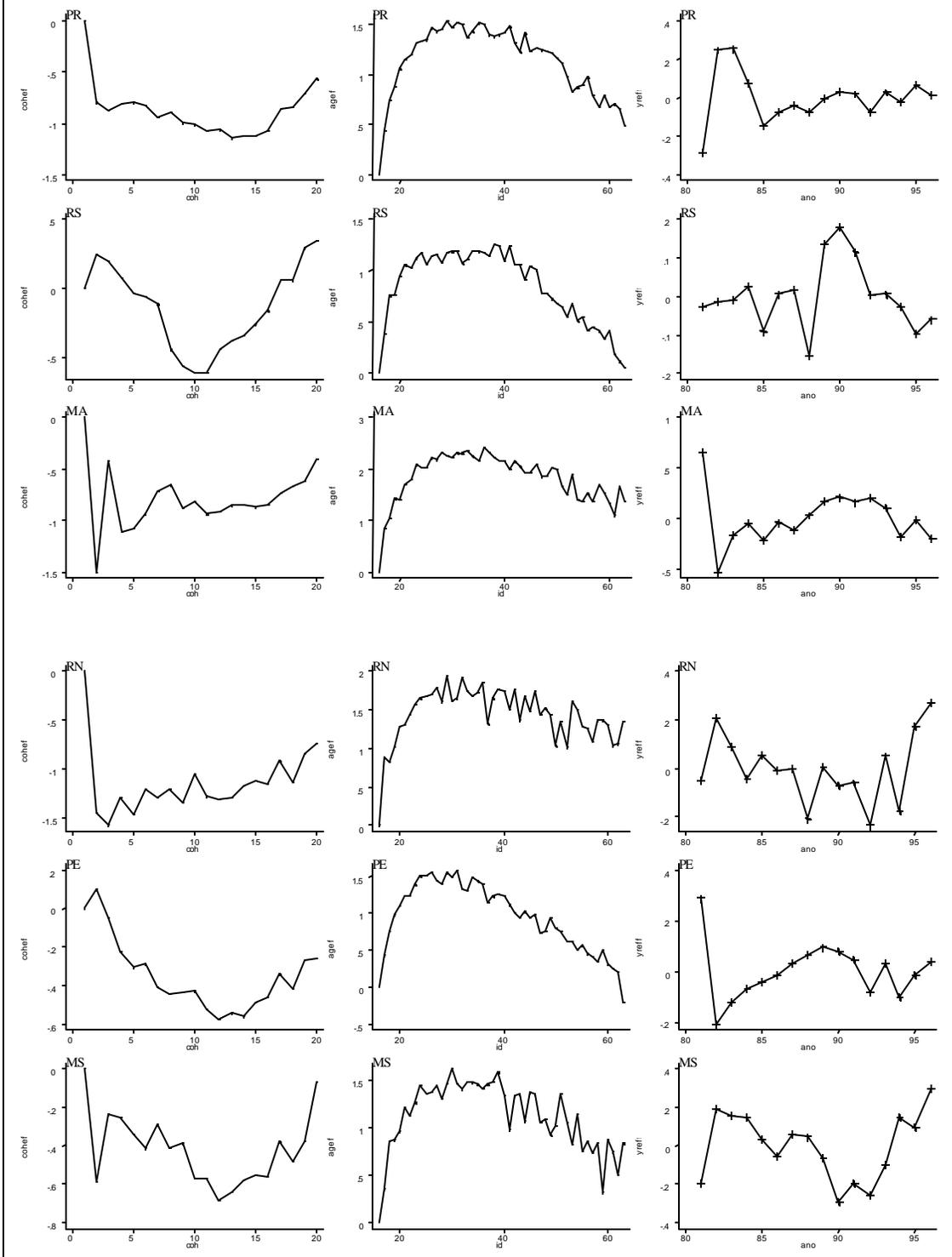


Figura 2C – Brasil: Efeitos Idade-Período-Coorte nos Diferentes Estados da Federação (1981 – 1996)



FONTE: Elaboração própria.

3. DETERMINANTES ECONÔMICOS DAS TAXAS DE HOMICÍDIOS: UMA ANÁLISE POR ESTADOS

3.1. A Economia e o Crime

Talvez tenha sido FLEISHER (1963) o primeiro autor a tentar avaliar a importância de fatores econômicos na determinação da variação das taxas de crime. Segundo ele próprio, o seu “trabalho faz o primeiro passo em classificar os efeitos das condições econômicas sobre as taxas de delitos” (FLEISHER, 1963). Neste artigo, Fleisher relaciona empiricamente as taxas de delinquência juvenil de Boston, Cincinnati e Chicago às taxas de desemprego específicas desse grupo etário. Utilizando técnicas que exploram os aspectos de séries temporais da amostra, Fleisher observa efeitos positivos e significativos e estima elasticidades que variam entre 12 e 36%.

Apesar do exposto acima e do pioneirismo do trabalho, os resultados empíricos encontrados por Fleisher não tinham, até então, suporte em teoria econômica. No seu trabalho clássico, BECKER (1968) preenche esta lacuna apresentando um modelo microeconômico no qual indivíduos decidem entre cometer ou não crimes, ou seja, fazem uma escolha ocupacional entre o setor legal e ilegal da economia. Segundo ele, os criminosos avaliam tanto os benefícios (financeiros e psicológicos) quanto os custos de participação nos dois tipos de atividade. Becker afirma que “...a person commits an offense if the expected utility to him exceeds the utility he could get by using his time and other resources at other activities” (BECKER, 1968). Após seu surgimento, o modelo de BECKER (1968) foi desenvolvido por alguns outros autores entre eles EHRLICH (1973), BLOCK & HEINEKE (1975) e FENDER (1999).

Com base na abordagem proposta por Becker, apresentamos abaixo um modelo simplificado¹¹ do comportamento individual em relação à participação em atividades ilegítimas. A hipótese básica do modelo é que os agentes são racionais a ponto de calcular seu benefício de atuar ou não no setor ilegal da economia. Assim,

$$NB_i = l_i - c_i - w_i - (pr * pu) \quad (6)$$

¹¹ Baseado em FAJNZYLBER, LEDERMAN & LOAYZA (1998).

onde:

NB_i = benefício líquido do indivíduo i ,

l_i = valor monetário do ganho do crime (*loot*),

c_i = custo de planejamento e execução do crime,

w_i = custo de oportunidade (renda de atividades legais),

pr = probabilidade de captura e condenação,

pu = valor monetário do castigo.

Assume-se que agentes são neutros ao risco e respondem da mesma forma a mudanças na probabilidade de captura e na severidade das punições. Além disso, assume-se também que agentes têm “valores morais” (M^*_i), tais que:

$$D_i = 1 \text{ se } NB_i > M^*_i \text{ (comete crime)} \quad (7a)$$

$$D_i = 0 \text{ se } NB_i \leq M^*_i \text{ (não comete)} \quad (7b)$$

Desta forma, substituindo a desigualdade (7a) em (6), temos:

$$D_i = 1 \text{ se } w_i < l_i - c_i - (pr * pu) - M^*_i = w^*, \quad (8)$$

ou seja, o agente i comete crime se custo de oportunidade for menor que o “*loot*” descontados os outros custos mencionados.

Dois resultados gerais são esperados de modelos como este que adotam o arcabouço de maximização da utilidade: o aumento da probabilidade e da severidade das punições reduzem o grau de participação em atividades ilegais e o aumento do *payoff* bruto do crime relativo àquele do setor legal aumenta a participação em atividades ilícitas (WOLPIN, 1980).

3.2. Variáveis Utilizadas e Efeitos Esperados

Baseados na literatura anterior e no modelo simplificado acima, consideramos como possíveis determinantes das taxas de crime algumas variáveis relativas às condições econômicas, sociais e demográficas das unidades econômicas estudadas. Neste sentido, as variáveis que são consideradas determinantes básicos da variação das taxas de crime são: 1) a renda familiar per capita média; 2) a taxa de desemprego; 3) indicadores de desigualdade de renda; 4) a chefia feminina de família como medida de desorganização social e; 5) uma taxa de contingente policial militar 100 mil por habitantes.

A motivação para incluir todas as variáveis acima e as hipóteses sobre os seus sinais esperados são de tipo econômico. Como visto acima, o modelo econômico sugere que o envolvimento em atividades ilegítimas está associado positivamente ao valor monetário dos ganhos do crime e negativamente ao custo de oportunidade, ao custo esperado da punição e ao custo moral associado à participação criminal.

Quanto aos sinais esperados para as variáveis mencionadas, pode-se dizer que alguns deles são ambíguos pelo menos *a priori*, enquanto outros podem ser inequivocamente estabelecidos. As variáveis renda e desemprego se enquadram na primeira categoria. Com efeito, poder-se-ia argumentar que a renda familiar per capita deveria estar negativamente correlacionada com o crime, na medida em que ela fornece uma *proxy* para os custos de oportunidade da participação em atividades ilegais. Neste sentido, quanto mais alta a renda, mais elevado seria o custo de oportunidade de atuar no setor ilegal em comparação com o setor legal, o que diminuiria o interesse dos indivíduos pelas atividades ilegítimas. Contudo, a renda pode também ser considerada uma medida dos ganhos associados ao crime: quanto maior a renda média num dado estado, maior também o número de vítimas economicamente atrativas. Qual dos dois efeitos predomina é, portanto, uma questão a ser respondida empiricamente.

FLEISHER (1966), com o intuito de separar os dois efeitos mencionados da renda sobre o crime, utiliza em seu estudo duas medidas de renda: a renda média das famílias no segundo quartil mais baixo da distribuição (*MEINC2*) e a renda média das famílias no quartil mais alto da distribuição (*MEINC4*). Fleisher utiliza uma equação do tipo:

$$Y = a + bMEINC2 + cMEINC4 + \dots \quad (9)$$

Onde esperar-se-ia que b e c tenham sinais respectivamente, negativo e positivo.

Somando e subtraindo $cMEINC2$, e rearranjando, temos:

$$Y = a + (b + c)MEINC2 + c(MEINC4 - MEINC2) \dots \quad (10)$$

Assim, Fleisher introduz no seu modelo empírico uma medida de desigualdade ($MEINC4 - MEINC2$), a qual, após controlar pela variável de renda, captaria os ganhos líquidos do crime e teria portanto sinal positivo. Quanto à variável de renda o sinal do seu coeficiente ($b + c$) continua ambíguo, sendo que um resultado negativo sugeriria a predominância do efeito custo de oportunidade sobre o efeito atratividade das vítimas. Fleisher utiliza-se de amostras distintas da população delinqüente jovem, entre elas: Chicago (1958-61), subúrbios de Chicago (1958-61) e 101 cidades americanas com população acima de 25.000 habitantes (1960-62). Os resultados sugerem uma relação negativa entre renda e participação criminal, a qual se mostra robusta à inclusão de várias *proxies* das “preferências” ou “custos morais” associados ao crime – em ambos o autor controla, por exemplo, por fatores raciais, pelo peso de famílias com chefia feminina, pela incidência de divórcios e de imigrantes na população. Quanto à desigualdade, o seu efeito aparece positivo, mas pequeno em magnitude, sendo insignificante quando a amostra é restrita a comunidades de alta renda (FLEISHER, 1966).

EHLICH (1973) também analisa empiricamente os efeitos do nível e da distribuição de renda sobre o crime nos EUA, medidos ao nível de estados, em 1960. Ehrlich utiliza a renda familiar mediana do estado como medida das “oportunidades fornecidas pelas vítimas potenciais”, e assume que as “oportunidades legítimas médias disponíveis a criminosos potenciais” são medidas através da renda média dos indivíduos situados abaixo da renda mediana do estado. Desta forma, Ehrlich introduz o nível de desigualdade na distribuição de renda como um indicador do diferencial entre ganhos líquidos e custo de oportunidade do crime. Os resultados econométricos sugerem que a medida de desigualdade utilizada – porcentagem das famílias com renda inferior à metade da renda mediana – encontra-se

positiva e significativamente associada a maiores taxas de crime nos EUA. Entretanto, à diferença de FLEISHER (1966), EHRLICH (1973) encontra uma relação positiva entre a renda mediana e as taxas de homicídios, estupro, agressão e roubos.

NAVARRO & CHAMBOULEYRON (1998), estudando a delinqüência nas províncias argentinas no período de 1978-94 encontram um resultado similar ao de EHRLICH (1973), sendo que suas estimativas indicam que as províncias mais ricas são as mais afetadas pelo crime. Cabe notar, no entanto, que os autores não controlam pelo nível da desigualdade de renda.

Segundo KELLY (2000) além do modelo econômico de BECKER (1968), existem outros trabalhos que, numa perspectiva sociológica, explicam a relação entre a desigualdade de renda e crime. São eles: a teoria da tensão (*Strain*) de MERTON (1938) e a teoria da desorganização social de SHAW & McKAY (1942) apud KELLY (2000). Kelly afirma que:

“the three ecological theories of crime are better seen as complements than substitutes, each focusing on a different facet of the relationship between crime and inequality. Social disorganization theory considers informal social deterrents to crime; strain theory focuses on pressures to commit violent crime; and the economic theory of crime, although formally able to encompass the other two theories, is concerned primarily with the incentives to commit property crimes, and the deterrent effect of the formal criminal justice system”
(KELLY, 2000).

Assim, em qualquer dos modelos acima mas principalmente no modelo econômico, a desigualdade leva ao crime pois coloca os indivíduos de baixa renda (baixo custo de oportunidade) em contato com indivíduos (vítimas potenciais) com rendas mais altas¹². KELLY (2000), utilizando dados de todos os municípios metropolitanos dos Estados Unidos para o ano de 1991, mostra que a desigualdade não tem efeito sobre os crimes contra a propriedade mas sim um impacto forte e robusto sobre os crimes violentos, com elasticidade acima de 0,5 (KELLY, 2000). Fajnzylber, Lederman & Loayza, analisando um painel de 45 países para o período de 1965-1995, observam que a desigualdade de renda, medida pelo

¹² Nas teorias baseadas na idéia de “tensão social”, a desigualdade levaria à alienação por via de efeitos de “inveja”. Já as teorias centradas na “desorganização social”, a desigualdade contribuiria para reduzir os mecanismos informais de controle social das comunidades sobre seus membros. Estes mecanismos seriam debilitados em condições de elevadas taxas de pobreza, heterogeneidade racial, migração e instabilidade familiar (KELLY, 2000).

índice de Gini, tem efeito positivo e significativo muito robusto na incidência de crimes violentos (FAJNZYLBER, LEDERMAN & LOAYZA, 1999).

A variável desemprego é, também, um indicador complementar na determinação da incidência de crimes segundo o modelo econômico do crime. A lógica que está por trás desta variável é que quando as taxas de desemprego aumentam, diminuem as oportunidades no mercado de trabalho formal e, cai, portanto, o custo de oportunidade de participar em atividades ilegais. RAPHAEL & WINTER-EBMER (2000), baseados em trabalho de GROGGER (1997), apresentam um modelo de alocação de tempo para ilustrar formalmente a relação entre desemprego e crime. Segundo eles, o modelo teórico traz quatro tipos de indivíduos possíveis, definidos pelos ganhos potenciais no mercado de trabalho relativamente aos retornos da atividade criminal e pelas suas preferências entre renda e “*non-market time*”. Deste modo, para eles: “*the theory predicts that for two of these four categories an unemployment spell will increase time allocated to criminal activity (and thus increase the crime rate) while for the remaining two categories there is no response to an unemployment spell*” (RAPHAEL & WINTER-EBMER, 2000).

A conclusão deste modelo, segundo os autores, é que a relação entre desemprego e taxas de crime deveria ser positivo sem ambigüidade e a magnitude desta relação dependeria da distribuição dos desempregados entre as quatro categorias utilizadas pelos autores. Raphael & Winter-Ebmer, utilizando um painel de estados americanos no período de 1971-97, encontraram efeitos significativos do desemprego sobre crimes contra a propriedade sugerindo que cerca de 40% do declínio destes crimes nos anos 90 pode ser atribuído ao declínio concomitante da taxas de desemprego. Além disso, a evidência para crimes violentos é fraca (RAPHAEL & WINTER-EBMER, 2000). Como mencionado anteriormente, Fleisher relacionando as taxas de delinqüência juvenil de Boston, Cincinnati e Chicago às taxas de desemprego observa efeitos positivos e significativos com elasticidade estimada que varia entre 12 e 36% (FLEISHER, 1963).

Segundo Fleisher, o efeito da renda sobre o crime deve ser estudado com base tanto na renda familiar “normal” quanto em desvios dessa renda devidos ao desemprego. Resultados análogos são encontrados no citado estudo de EHRlich (1973) e em NAVARRO & CHAMBOULEYRON (1998). Deve-se notar, no entanto, que o efeito desemprego poderia se dar, pelo menos em teoria, no sentido oposto já que em áreas com maior número de

desempregados, haveriam menos vítimas atrativas e, portanto, menos oportunidades criminais. De fato, a revisão da literatura sobre o assunto feita por FREEMAN (1994) sugere que a maior parte dos trabalhos que estudam o efeito sobre o crime das taxas de desemprego usando dados de séries temporais, apresentam resultados que não favorecem uma relação positiva, significativa e robusta. Muitos estudos encontram efeito positivo para a taxa defasada de desemprego (menor custo de oportunidade) e um efeito negativo sobre o crime da taxa contemporânea de desemprego (menos oportunidades criminais). Cabe notar, contudo, que vários trabalhos baseados em dados em seção transversal e também em dados individuais fornecem, sim, evidências de uma relação negativa entre as oportunidades no mercado de trabalho e a atividade criminal dos indivíduos¹³.

A quarta variável básica utilizada no presente trabalho é a porcentagem de famílias chefiadas por mulheres. Tratar-se-ia de uma medida de “desorganização social” e seu efeito esperado sobre o crime seria positivo. Isto porque os custos morais associados à prática de atividades ilegais seriam menores em um ambiente com altos índices de desorganização social. Além disso, numa perspectiva sociológica, a desorganização social reduz os vínculos interpessoais que criam barreiras à atividade ilegítima (GARTNER, 1990).

A última variável básica considerada foi a taxa de policiais militares por 100 mil habitantes. Esta variável de contingente policial é utilizada com a intenção de captar os efeitos sobre o crime de variações na probabilidade de captura e condenação. Cabe lembrar que um dos *insights* principais do modelo de BECKER (1968) é que o comportamento criminal responde a alterações da punição esperada, a qual, de certa forma, reflete a tolerância de atividades criminais na sociedade, ou em outras palavras, a intensidade da demanda por segurança. Nesta perspectiva, as demais variáveis consideradas seriam *proxies* dos determinantes da oferta de atos criminais e a não consideração dos fatores da demanda poderia fazer com que o modelo ficasse mal especificado. Deve-se notar que a estimativa econométrica da relação entre a repressão e o crime é complicada pela provável presença de problemas de causalidade inversa. Com efeito, é um fato estilizado que as atividades de repressão ao crime se intensificam em lugares ou períodos em que o crime aumenta. Assim, numa análise de correlação simples não é surpreendente encontrar que o crime se relaciona positivamente ao

¹³ Tauchen, Witte e Griesinger (1994), por exemplo, mostram que o tempo gasto trabalhando diminui a probabilidade de detenção. Grogger (1998), mostra que maiores salários diminuem a taxa de participação de jovens em atividades ilegais. Ambos estudos utilizam dados individuais.

número de policiais, ao número de criminais encarcerados e à taxa de condenações por número de crimes. No caso desta última variável, também pode-se argumentar que a presença de erro de medição nas taxas de crime, que entram no denominador da taxa de condenações, poderia levar a correlações negativas de natureza espúria entre ambas variáveis. LEVITT (1996, 1997, 1998) fez avanços importantes na direção de isolar fontes exógenas de variação do nível da repressão e encontrou resultados favoráveis ao modelo econômico no sentido de que diferentes medidas de repressão afetam negativamente as taxas de crime (LEVITT, 1996, 1997 e 1998).

Além dos determinantes básicos, utilizamos outras variáveis de controle, entre elas: urbanização, analfabetismo, pobreza e mobilidade social. Os efeitos de todas estas variáveis, da mesma forma que as variáveis básicas, podem ser racionalizados a partir do modelo desenvolvido acima.

Evidências empíricas e modelos teóricos indicam que regiões mais urbanizadas sofrem mais com o problema da violência. Entre outros fatores, as cidades possibilitam maior interação entre os indivíduos o que acaba por reduzir os custos de execução e planejamento das atividades criminosas como consequência da propagação do *know-how* do crime (GLAESER, SACERDOTE & SCHEINKMAN, 1996 e GLAESER & SACERDOTE, 1999).

Quanto à educação, os seus efeitos sobre o crime são *a priori* ambíguos. São positivos quando a educação reduz os custos de execução e planejamento da atividade criminosa e negativos quando aumentam os custos morais da participação nestas atividades. No caso de crimes violentos, espera-se que o segundo efeito domine o primeiro (EHRlich, 1975). Mas há também, os efeitos da educação média numa comunidade sobre a renda permanente e a atratividade das vítimas, assim como sobre as taxas de denúncias e registros de crimes, sendo que ambos efeitos favorecem uma relação positiva com o crime.

Já a pobreza teria efeito de redução do custo de oportunidade dos indivíduos e seria, desta forma, um fator de indução ao crime. Segundo BOURGUIGNON (1999), "...a desigualdade urbana e a pobreza devem ser os principais determinantes econômicos do crime e da violência..." (BOURGUIGNON, 1999).

A variável de mobilidade social foi sugerida por GAVÍRIA (2000) ao comentar o trabalho de FAJNZYLBER, LEDERMAN & LOAYZA (2000). Segundo ele:

“what appears as the main driving force in most ethnographic studies is not so much the absence of reasonable economic opportunities as the absence of social mobility (i.e., the frustration that comes with knowing that the prospects of mobility are very limited and that most opportunities of advancement are irremediably closed)”
(GAVÍRIA, 2000).

Desta forma, de acordo com GAVÍRIA (2000), espera-se que maior mobilidade social seja uma fator que venha a contribuir para o decréscimo das taxas de crimes. Evidências etnográficas como as mencionadas por GAVÍRIA (2000) podem ser encontradas no trabalho de LEVITT & VENKATESH (1998). Pelo menos no caso da gangue estudada pelos autores que tinha, sua área de atuação em uma grande cidade industrial americana, são as possibilidades de ascensão dentro da gangue as que conferem sentido econômico à decisão de participar do tráfico de drogas de um indivíduo de baixa escolaridade e limitadas perspectivas de ascensão social por vias legítimas. Segundo Levitt & Venkatesh, o envolvimento em gangues pode ser visto como um torneio já que a distribuição dos salários é muito assimétrica, mais que na América corporativa. O salário de um *foot soldier* é muito baixo, até se comparado ao salário mínimo federal. Além disso, o risco envolvido na atividade é muito elevado, em termos das altas taxas de morte e prisão dos traficantes. De outro lado, o salário dos líderes chega a ser cerca de 10 a 20 vezes maior que de um *foot soldier*. Apesar desta assimetria, existe uma chance (ainda que pequena) de um indivíduo com nenhuma perspectiva de mobilidade no setor legítimo chegar a receber salários entre US\$ 50.000 e 130.000 por ano (LEVITT & VENKATESH, 1998).

Cabe notar, contudo, que existem diversas formas de medir o grau de mobilidade social, incluindo medidas de mobilidade ascendente e descendente. Estas últimas, em particular, poderiam estar associadas a maiores taxas de crimes, na medida em que os indivíduos envolvidos podem visualizar de forma negativa os seus prospectos de obter maiores rendimentos no mercado de trabalho legítimo, além dos já mencionados efeitos de “alienação”.

3.3. Dados

A maioria das contribuições para a literatura sobre crime e economia têm usado dados agregados, freqüentemente em nível nacional, de estados, municípios ou “condados”. Este trabalho não foge a essa tendência. Idealmente, o modelo deveria ser estimado com dados individuais já que o mesmo se propõe a descrever o comportamento dos indivíduos. Para CORNWELL & TRUMBULL (1994), o gasto e a dificuldade de criar-se uma amostra aleatória da população, grande o bastante para incluir informações sobre a atividade ilegítima individual tem sido, e continua a ser, um obstáculo na análise com dados individuais. Segundo eles, as poucas exceções na literatura que utilizaram dados individuais são estudos de reincidência (CORNWELL & TRUMBULL, 1994)¹⁴.

Variável Dependente

A variável dependente aqui analisada é a taxa bruta de homicídios por 100 mil habitantes. Como já mencionado, ela foi calculada a partir dos dados de óbitos do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) do DATASUS – gerido pelo Centro Nacional de Epidemiologia (CENEPI). As taxas foram calculadas utilizando os diferentes critérios explicitados anteriormente para os vários estados da federação e para todos os anos entre 1981 e 1996.

O SIM foi implantado em 1975/76 e, especificamente para óbitos por causas externas, segundo determinação legal (Código de Processo Penal, art. 162) têm sua informação inicial gerada por Declaração de Óbito preenchida no Instituto Médico Legal, com base na necrópsia da pessoa falecida e no laudo policial. No entanto, os dados estão disponíveis apenas a partir de 1979, pois para os anos anteriores a cobertura nacional era limitada (MELLO JORGE, 2000). Já foi mostrado anteriormente que estes dados têm problemas de má classificação, os quais tentamos contornar com a utilização de diferentes critérios para a imputação como homicídios de uma parcela das mortes classificadas como de intencionalidade desconhecida. Entretanto, existe ainda um problema adicional que é o de sub-registro de ocorrências, isto é, mortes sem registro nenhum. Segundo LEVIN (2000), não existem estimativas do nível de sub-registro dos óbitos por causas externas (o que inclui as causas de interesse para este trabalho), mas sabe-se que ele tende a ser baixo nas áreas urbanas e maior nas áreas rurais e mais carentes (LEVIN, 2000). Entretanto, o sub-registro de mortes por causas externas é

¹⁴ Cabe citar, no entanto, como exceções, os trabalhos de TAUCHEN, WITTE & GRIESINGER (1994), GROGGER (1987) e MOCAN E REES (1999).

muito menor que o de mortes por causas naturais (CANO & SANTOS, 2000). Além disso, se a taxa de sub-registro de cada estado for relativamente estável no tempo, ela deverá ser controlada neste trabalho através do uso do método de efeitos fixos para as estimações econométricas.

Variáveis Explicativas

As variáveis explicativas foram construídas utilizando as PNAD's (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) de 1981, 1984, 1987, 1990, 1993 e 1996 do IBGE e os suplementos da mesma pesquisa de 1988 e 1996. Já a variável dependente é calculada para cada estado como média de observações anuais nos períodos de 1981-83, 1984-86, 1987-89, 1990-92, 1993-95 e 1996. Na medida em que os dados para as variáveis explicativas em geral precedem, temporalmente, os da variável dependente, é minimizado o risco de que as primeiras sofram de problemas de endogeneidade devidos à existência de causalidade inversa.

Os dados de renda familiar per capita foram atualizados para setembro de 1996 utilizando o INPC – IBGE e foram deflacionados espacialmente através do uso de índices extraídos de FERREIRA & BARROS (1999) a fim de tornar os dados comparáveis entre os estados.

A taxa de desemprego utilizada foi a porcentagem de pessoas entre 15 e 65 anos desocupadas em relação à População Economicamente Ativa – PEA. Os indicadores de desigualdade foram calculados empregando os dados de renda familiar per capita. Os indicadores calculados foram: fração da renda total recebida pelos 20% mais pobres (D2), e pelos 10% mais pobres (D1), índice de Theil – T, razão entre a porcentagem da renda dos 10% mais ricos e 10% mais pobres (D9010), razão entre a porcentagem da renda dos 20% mais ricos e 20% mais pobres (D8020) e porcentagem de pessoas cuja renda familiar per capita é inferior à metade da renda familiar per capita mediana (medida de pobreza relativa – Dm5). As medidas de pobreza utilizadas foram a proporção de famílias com renda abaixo de duas linhas alternativas de pobreza definidas por R\$ 30,00 e 60,00 por mês – TP0 e TP1, respectivamente.

A variável porcentagem de famílias chefiadas por mulheres foi calculada com o intuito de medir a importância da “desorganização social” sobre o crime. Além disso, a última variável básica considerada foi o de contingente policial medido pela taxa de policiais militares por 100 mil habitantes.

Utilizou-se para o cálculo das medidas de mobilidade social as variáveis de *status* construídas a partir da “escala de posição social” desenvolvida por SILVA (1974, 1985). A partir das variáveis de ocupação, renda e educação foram calculadas taxas intrageracionais e intergeracionais de imobilidade e mobilidade total, ascendente e descendente como em ATKINSON, BOURGUIGNON & MORRISSON (1992). Segundo ANDRADE (1997), “...mobilidade social intrageracional diz respeito às variações ocorridas ao longo da vida do indivíduo, e a mobilidade intergeracional refere-se às mudanças sociais entre gerações” (ANDRADE, 1997). A mobilidade intrageracional reflete como a experiência afeta o *status* social do indivíduo e para tanto são utilizadas as variáveis de *status* atual e inicial do mesmo¹⁵. A mobilidade intergeracional compara o *status* social do filho quando este entra no mercado de trabalho e o *status* do pai quando este tomou a mesma atitude.

O índice de imobilidade é calculado como a soma das probabilidades de permanência no *status* inicial ou de transição para um *status* “contíguo”. O índice de mobilidade é baseado em SHORROCKS (1978) e consiste em:

$$MOB = (n - T) / (n - 1) \quad (11)$$

Onde:

n = é o número de *status* e,

T = é o traço da matriz de transição.

Os índices de mobilidade ascendente e descendente são calculados como a média ponderada do tamanho dos “saltos” entre os *status* iniciais e finais, respectivamente para “saltos” ascendentes e descendentes. Para o cálculo de todas as medidas de mobilidade foram utilizados os suplementos das PNAD’s de 1988 e 1996.

As outras variáveis de controle são: educação medida pela taxa de analfabetismo, urbanização pelos domicílios em áreas urbanizadas em relação ao total destes. Estatísticas descritivas e correlações bivariadas para todas as variáveis são apresentadas na TABELA 15 do anexo.

¹⁵ O *status* inicial é auferido a partir da ocupação dos indivíduos por ocasião de sua entrada no mercado de trabalho.

3.4. Metodologia Econométrica

Na presente seção é realizada a estimação empírica dos fatores que determinam a variância das taxas de crime a partir de uma base de dados longitudinal. Dados em painel ou longitudinais são aqueles que acompanham cada indivíduo, neste caso cada estado, no tempo e, assim, oferecem múltiplas observações para cada unidade da amostra, ou seja, é possível agregar-se à análise as dimensões transversal e temporal simultaneamente.

Segundo HSIAO (1986) e KENNEDY (1992), as pesquisas econômicas podem chegar a resultados mais completos em termos da qualidade da estimativa e das informações obtidas quando se utilizam de dados longitudinais. Com efeito, eles apresentam duas vantagens com relação as bases convencionais em *cross-sections* ou *time-series*. A primeira delas diz respeito ao número de observações. Como está-se acompanhando a mesma unidade de análise ao longo do tempo, o número de observações é maior que nos outros tipos de bases o que aumenta os graus de liberdade das estimações reduzindo a colinearidade entre as variáveis explicativas e, deste modo, aumentando a eficiência das estimativas. A segunda vantagem refere-se ao fato de que um número maior de questões podem ser respondidas quando utiliza-se o painel em detrimento das bases convencionais. Com a utilização de técnicas que exploram a característica de painel dos dados pode-se obter informações acerca de variáveis que não têm grande alteração no tempo mas que podem determinar as diferenças nas taxas entre os estados. Além disso, pode ser verificado se fatores que possuem grande variação temporal determinam a evolução das taxas dos estados. E finalmente, existem indicadores que variam tanto no tempo quanto no espaço e influenciam o crime (HSIAO, 1986 e KENNEDY, 1992).

Além dessas vantagens apresentadas, os testes de Hausman e de Breusch Pagan (Hausman *specification test* e Breusch Pagan *Lagrangian multiplier test* para *random effects*) comprovam, neste trabalho, a existência de efeitos fixos não observados. Assim, a base de dados de painel permite também controlar por esses efeitos fixos de estado. A presença deste tipo de efeitos causa a inconsistência das estimativas baseadas em Mínimos Quadrados Ordinários. São utilizados também efeitos fixos de período, no intuito de controlar por choques macroeconômicos que afetam a todos os estados.

A especificação básica que será utilizada é a seguinte:

$$Thom_{it} = \alpha + \mu_i + \lambda_t + \beta'X_{it} + \epsilon_{it} \quad (12)$$

Onde:

$i = 1, \dots, 26$ (estados),

$t = 1981/83, 1984/86, \dots, 1996$ (períodos)¹⁶,

$Thom_{it}$ = taxa de homicídio específica estado-período calculada com o método de PIQUET (2000) acima mencionado,

α = constante,

μ_i = efeito fixo de estado,

λ_t = efeito fixo temporal,

β = parâmetros a serem estimados,

X_{it} = matriz das variáveis explicativas,

ϵ_{it} = resíduo das estimativas.

Existem duas formas de proceder às estimativas de (12). Uma delas é o procedimento que normalmente os pacotes estatísticos seguem que é, ao contrário da utilização de *dummies*, calcular as médias das observações no tempo separadamente para cada unidade em *cross-section*. Depois transforma-se as variáveis observadas subtraindo sua média no tempo e, posteriormente, aplica-se o método de mínimos quadrados aos dados transformados. O outro procedimento possível é a utilização de *dummies* de estado para capturar os efeitos fixos pretendidos e estimar também pelos mínimos quadrados ordinários (MQO). Este método é conhecido como *least-squares dummy-variable* (LSDV) e para concretizá-lo é necessário eliminar uma *dummy* de estado e uma de período.

Trabalhamos aqui com o primeiro método apenas para testar (Hausman *specification test* e Breusch Pagan *Lagrangian multiplier test* para *random effects*) se a especificação com efeitos fixos é a correta. Daí para frente utiliza-se o procedimento de LSDV de modo a poder escolher o estado e o ano referência quando da eliminação das *dummies*¹⁷.

¹⁶ Como já mencionado, para cada período t (com exceção de 1996), a taxa $Thom_{it}$ corresponde à média da taxa de homicídio em $t, t + 1$ e $t + 2$.

¹⁷ O estado referência escolhido foi o Rio de Janeiro e o ano 1981.

Além disso, para controlar por possíveis problemas de endogeneidade devidos a erros de medição na variável dependente e simultaneidade ou causalidade inversa, assim como para testar a influência da inércia criminal na determinação das taxas de crimes, foi utilizado o *Generalized Method of Moments* (GMM)¹⁸. A utilização da variável dependente defasada como variável explicativa da variância das taxas de crimes é motivada pelos trabalhos recentes de SAH (1991) e GLAESER, SACERDOTE & SCHEINKMAN (1996). FAJNZYLBBER, LEDERMAN & LOAYZA (1998) apresentam evidência que sugerem que a inércia criminal é um fator importante na explicação das taxas nacionais de homicídios e roubos. ANDRADE & LISBOA (2000), utilizando dados para Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo, mostram que uma das variáveis mais importantes na explicação da taxa de homicídios de uma dada coorte é a taxa correspondente da mesma coorte no período anterior, o que sugere que o fenômeno em questão também se mostra relevante no caso brasileiro.

Da mesma forma que no procedimento econométrico anterior, aqui controla-se por efeitos específicos não observados de período e estado já que estes podem estar correlacionados com as variáveis explicativas, e desta forma, trariam viés ao parâmetro estimado caso fossem omitidos. O efeito fixo não observado de período é controlado como usualmente, através da utilização de variáveis *dummies*. Os efeitos fixos de estado são eliminados utilizando o procedimento de ANDERSON & HSIO (1981), no qual todas as variáveis são tomadas em primeira diferença. Depois deste passo, a equação utilizada nas regressões seria:

$$(Thom_{it} - Thom_{it-1}) = \mathbf{1}_t \cdot \mathbf{1}_{t-1} + \mathbf{b}(X_{it} - X_{it-1}) + \mathbf{g}(Thom_{it-1} - Thom_{it-2}) + (\mathbf{e}_t - \mathbf{e}_{t-1}) \quad (13)$$

Vale notar que a utilização de variáveis em primeira diferença leva, por construção à introdução de correlação entre o novo termo de erro ($\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$) e a variável dependente defasada ($Thom_{it-1} - Thom_{it-2}$) o que levaria as estimações com MQO a produzir resultados viesados. Assumindo que os ε_{it} são serialmente não correlacionados ($E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = 0$ para $t \neq s$), valores de Thom defasados dois períodos ou mais são instrumentos válidos para a estimação da equação (13).

¹⁸ A descrição dos procedimentos adotados para GMM está baseada em EASTERLY, LOAYZA & MONTIEL (1997) e LOAYZA, SCHMIDT-HEBBEL & SERVÉN (2000).

Outro problema econométrico a ser resolvido é a endogeneidade potencial de alguns regressores já que problemas de causalidade inversa ou simultaneidade podem existir para a maioria das variáveis explicativas de X . Neste contexto, assumir que estas variáveis são estritamente exógenas levaria a estimações inconsistentes. Assume-se então que as variáveis X são fracamente exógenas de modo que $E[X_{it} \varepsilon_{is}] = 0$ para $s > t$. Assim, valores de X defasados dois períodos ou mais são instrumentos válidos para a estimação da equação (13).

As hipóteses mencionadas, de que o termo errático é serialmente não correlacionado e que as variáveis explicativas são fracamente exógenas, implicam um conjunto de restrições de momento que pode ser utilizado no contexto do *Generalized Method of Moments* (GMM) com o objetivo de produzir estimativas consistentes e eficientes dos coeficientes.

ARELLANO & BOND (1991) sugerem uma estimação em dois estágios. No primeiro estágio, assume-se que ε_{it} seja independente e homocedástico tanto entre as unidades i quanto entre os períodos t . No segundo estágio, as hipóteses de homocedasticidade e independência são relaxadas de modo que os resíduos obtidos no primeiro estágio são usados para construir uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância.

Como dito acima, a consistência do estimador GMM depende dos valores defasados das variáveis explicativas comportarem-se como instrumentos válidos na regressão a ser estimada. Para isso consideram-se aqui dois testes sugeridos por ARELLANO & BOND (1991). O primeiro é um *Sargan Test* que testa a validade dos instrumentos na base de dados utilizada. O segundo teste examina a hipótese do termo errático da regressão defasada não ser seriamente correlacionado em segunda ordem, o que implica que o termo errático na regressão em níveis não é serialmente correlacionado em primeira ordem.

A abordagem empírica deste artigo consiste em, como primeiro passo, estimar o modelo básico com base no método de efeitos fixos, sem controlar por endogeneidade ou por inércia criminal. A seguir são realizados vários testes de robustez dos resultados obtidos. Neste sentido, são utilizadas definições alternativas para a variável dependente, são testados os efeitos de várias medidas alternativas de desigualdade de renda e são estimadas regressões com base no *Generalized Method of Moments*, acrescentando à especificação básica a variável

dependente defasada. Finalmente, é testada a robustez dos resultados obtidos usando GMM utilizando definições alternativas para a variável desigualdade de renda.

3.5. Resultados

A TABELA 1 apresenta estimativas da especificação básica, baseadas em MQO, introduzindo-se sequencialmente efeitos fixos de estado e período. A primeira regressão reportada na TABELA 1 não controla por efeitos fixos de estado nem de período. A renda aparece positivamente relacionada com o crime, o que sugere que essa variável estava captando os ganhos potenciais do crime que aumentam o benefício líquido da atividade criminosa. A variável desemprego também tem efeito positivo e significativo que pode ser interpretado em termos de que quanto maior o desemprego, menor o custo de oportunidade do crime e maiores as taxas de homicídios. A desigualdade, medida pela fração da renda total dos 20% mais pobres aparece com sinal oposto ao esperado e não significativa. A desorganização social, medida pela porcentagem de domicílios chefiados por mulheres, mostrou-se não significativa apesar de apresentar o sinal esperado positivo (maior desorganização social levaria, segundo o modelo, a menores custos morais e a maior benefício líquido na participação em crimes). A variável de repressão, medida pelo contingente de policiais militares para cada 100 mil habitantes, apesar de apresentar o sinal esperado negativo não mostrou-se significativa.

Como dito anteriormente, foram feitos testes de Hausman e Breusch Pagan para determinar a melhor especificação para o prosseguimento das estimações. Os resultados mostraram que os efeitos fixos devem estar presentes na especificação básica, e que os mesmos encontram-se correlacionados com as variáveis explicativas, o que favorece o método de efeitos fixos em detrimento do método de *random effects*.

Dados os resultados dos testes de especificação, incluíram-se primeiramente dummies de estado para captar os referidos efeitos fixos. As mudanças nos coeficientes estimados foram importantes. A renda e o desemprego tornaram-se não significativos. A desigualdade mostrou-se significativa e com o sinal esperado, ou seja, quanto maior a parcela de renda dos mais pobres maiores são seus custos de oportunidade e menores são as taxas de homicídios. O coeficiente da variável desorganização social não sofreu alterações enquanto a polícia

apresentou coeficiente negativo e significativo, isto é, o aumento da atividade policial é um fator redutor dos crimes.

A terceira regressão da TABELA 1 adiciona à especificação da regressão (2) dummies de período e completa o modelo básico. Os resultados são basicamente os mesmos apresentados acima apenas com alterações nas magnitudes dos coeficientes estimados. Comentando em termos quantitativos os resultados daqueles determinantes que mostraram-se significativos temos que um aumento de 1% na parcela de renda dos 20% mais pobres traria uma redução de 10% nas taxas de crimes e um aumento de 100 policiais no contingente por cada 100 mil habitantes (pouco menos de meio desvio padrão da variável em questão) traria uma redução de cerca de 3% nas taxas de homicídios. Além disso, esta especificação básica explica cerca de 84% da variação nas taxas de homicídios.

Nas regressões da TABELA 2 testa-se a robustez dos resultados da regressão básica (3) da TABELA 1 substituindo a variável dependente (critério IV) por medidas alternativas construídas com base nos critérios mencionados no início do trabalho¹⁹. Os resultados mudam pouco, apesar de que a variável desigualdade deixa de ser significativa nos critérios I e II e a desorganização social mostra-se significativa quando o critério II é utilizado. A variável polícia mantém o sinal negativo e a significância para as três medidas de homicídios.

As regressões da TABELA 3 apresentam os resultados dos testes de robustez para a variável desigualdade através da substituição de D2 utilizada na regressão (3) da TABELA 1 pelas outras medidas de desigualdade acima mencionadas. A parcela da renda dos 10% mais pobres mostrou-se significativa e com o sinal negativo esperado. Outra medida que mostrou-se significativa e com o sinal positivo como esperado foi a porcentagem de pessoas cuja renda familiar per capita é inferior à metade da renda familiar per capita mediana (Dm5). Quanto às outras medidas, elas aparecem com o sinal esperado mas não são significativas. Cabe notar que apesar de que a variável de polícia se mantém basicamente inalterada quando se utilizam medidas alternativas de desigualdade, o mesmo não pode ser dito das outras variáveis básicas. Com efeito, as variáveis de renda e desemprego mantêm o seu sinal positivo mas se tornam

¹⁹ O Critério I diz respeito aos códigos E960-969 – homicídios e lesões provocadas intencionalmente por outras pessoas. O Critério II adiciona ao anterior os códigos E985-986 relativos à mortes de intencionalidade desconhecida por armas branca e de fogo, além das mortes codificadas como intervenções legais, aquelas ocorridas quando do confronto entre policiais e civis. Os critérios III e IV seguem, respectivamente, as metodologias propostas por Lozano (1997) e Piquet (2000).

significativas – 4 das 5 regressões com variáveis alternativas de desigualdade. O mesmo acontece com a variável de desorganização social, em 3 das 5 regressões mencionadas.

Nas regressões (6) e (7) desta tabela, a variável de desigualdade é substituída por indicadores de pobreza. Como já citado anteriormente, BOURGUIGNON (1999) afirma que a desigualdade urbana e a pobreza devem ser os principais determinantes econômicos do crime e da violência (BOURGUIGNON, 1999). As duas medidas de pobreza utilizadas têm sinal esperado positivo mas somente a variável construída com a linha de pobreza mais alta (R\$ 60 em 1996) mostra-se significativa.

Recapitulando, pode-se dizer que os resultados apresentados nas TABELAS 1, 2 e 3 não parecem ser particularmente robustos. Com a exceção da variável polícia que se mostra sistematicamente negativa e significativa, as demais variáveis tem a sua significância sujeita a variações, dependendo das definições adotadas para a variável dependente e para a variável desigualdade. Cabe notar, contudo, que esta última variável se mostra positivamente associada ao crime em todas as especificações, sendo significativa em 4 das 8 especificações consideradas (incluindo as 6 medidas de desigualdade e as 2 de pobreza). As variáveis renda, desemprego e desorganização social aparecem sempre positivas mas suas significâncias dependem dos critérios adotados para mediar a variável desigualdade. No caso da renda, cabe destacar que o seu efeito positivo sobre a taxa de homicídios é significativo em 6 de 8 especificações.

Uma possível explicação para a relativa instabilidade dos resultados é de que as variáveis explicativas estejam sujeitas a problemas de endogeneidade, ou de que a omissão de efeitos de inércia criminal esteja viesando as estimativas. Para tentar solucionar estes possíveis problemas e testar a existência de inércia criminal, apresentam-se nas TABELAS 4 e 5 os resultados de regressões estimadas com o *Generalized Method of Moments* (GMM).

A regressão (1) da TABELA 4 apresenta o resultado já reportado da regressão básica da TABELA 1 (coluna 3) para fins de comparação. Como já comentado, desigualdade e polícia mostram-se significativas e com sinal esperado na explicação da taxa de homicídios. A regressão (2) da TABELA 4 apresenta os resultados para GMM com todas as variáveis consideradas endógenas e utilizando o segundo *lag* das variáveis “X” como instrumentos. Todas as variáveis aparecem significativas e com sinais que podem ser considerados

consistentes com o modelo econômico. O desemprego, no entanto, aparece com sinal negativo, indicando que, após controlar por problemas de endogeneidade, o efeito dos ganhos da atividade criminal (que seriam menores em áreas com alto desemprego) supera o efeito dos custos de oportunidade (que também seriam menores com maior desemprego).

Quanto às outras variáveis, cabe notar que os sinais e a significância das variáveis desigualdade (D2) e polícia se mantêm com o novo método de estimação. Além disso, as variáveis de renda e desorganização social passam a ser significativas e mantêm o sinal positivo obtido em especificações anteriores. Cabe notar, no entanto, que os testes de especificação sugerem a existência de autocorrelação nos resíduos, pelo que os resultados devem ser interpretados com precaução. Uma possível explicação para a existência de autocorrelação nos resíduos do modelo acima mencionado é a omissão de possíveis efeitos de inércia criminal, captados através da inclusão da variável dependente defasada (VDD) como variável explicativa. Os resultados para esta especificação são apresentados na coluna (4). A inclusão da VDD leva à perda de mais uma observação para cada estado. A coluna (3) reporta os resultados da especificação usada em (2) com a amostra utilizada em (4). Neste sentido, pode-se notar que os resultados de (3) não sofrem alterações importantes em relação à (2).

Os resultados em (4) são bastante similares aos obtidos em (2) e (3). A principal exceção é a variável desigualdade que se apresenta com o sinal oposto ao esperado e não significativa. Além disso, a variável desorganização social perde a sua significância. Finalmente, cabe notar que os testes de especificação são favoráveis ao modelo estimado e que os resultados apontam a presença significativa de inércia criminal com parâmetro estimado, nesta regressão, de 0,26. Com a comprovação da inércia criminal, tem-se agora para cada determinante da taxa de crime duas elasticidades de horizonte temporal diferentes para discutir: uma de curto prazo e outra de longo prazo. O coeficiente estimado de cada variável representa a elasticidade de curto prazo. A elasticidade de longo prazo pode ser calculada da seguinte forma:

$$\mathbf{b}_{jLP} = \mathbf{b}_{jCP} / (1 - \mathbf{g}) \quad (15)$$

Onde:

β_{jLP} = parâmetro de longo prazo da variável j,

β_{jCP} = parâmetro estimado de curto prazo da variável j,

γ = parâmetro estimado do efeito inercial (variável dependente defasada).

Ou seja, no caso da regressão (4) da TABELA 4, as elasticidades de longo prazo de todas as variáveis seriam 34,48% maiores que as de curto prazo. Por exemplo, a elasticidade renda no curto prazo é 0,38, o que quer dizer que um choque positivo de 10% na renda familiar per capita média do estado (em logs) levaria a um aumento de 3,8% nas taxas de homicídios. A elasticidade de longo prazo seria 0,51, ou seja, o impacto total do mesmo choque positivo de 10% na renda familiar per capita média do estado persiste durante algum tempo e produziria como resultado final um aumento de 5,1% nas taxas de homicídios. Além disso, tem-se condições de se calcular uma medida do grau da persistência dos choques. Assim, por exemplo, o tempo que leva para que o sistema percorra metade do caminho até o eventual equilíbrio em resposta a um choque (t^*) pode ser calculado solucionando para t^* a seguinte relação:

$$g^{t^*} = 0.5 \quad (16)$$

A solução seria:

$$t^* = \ln(0,5) / \ln(g) \quad (17)$$

Onde:

γ = parâmetro estimado do efeito inercial (variável dependente defasada).

Neste trabalho, para obter-se uma resposta em anos, o resultado de t^* ainda deve ser multiplicado por três (número de anos por período neste estudo): o resultado com base em (4) é de 1,52 anos.

A TABELA 5 apresenta os resultados da estimação da regressão (4) da TABELA 4, mas utilizando medidas alternativas para a variável desigualdade. As evidências encontradas não são favoráveis à hipótese de um efeito positivo e robusto da desigualdade sobre o crime. Com efeito apenas a medida de desigualdade D1 (fração da renda dos 10% mais pobres) e a medida de pobreza TP1 (linha de R\$ 60) se mostram significativas e com o sinal esperado. As demais variáveis de desigualdade e pobreza não são significativas, com a exceção do índice de Theil que apresenta sinal oposto ao esperado. Os resultados quantitativos das outras variáveis não sofrem grandes alterações. Quanto aos sinais de renda e desemprego (respectivamente

positivo e negativo), estes sugerem, como já mencionado, que estas variáveis tem um efeito maior sobre os ganhos das atividades criminais que sobre o custo de oportunidade do crime. Isto pode fazer sentido se os criminosos potenciais não se beneficiam da prosperidade, tal como sugerido pela importância de variáveis como a fração da renda dos 10% mais pobres (D1) e proporção de famílias com renda abaixo da linha de pobreza de R\$ 60,00 por mês – TP1.

Vale a pena enfatizar os resultados para a inércia criminal reportados nas TABELAS 4 e 5. Os coeficientes estimados situam-se entre 0,19 e 0,43, aproximadamente, o que indica elasticidades de longo prazo das variáveis situando-se entre 23 e 75 % acima das de curto prazo e duração mediana dos choques de 1,25 e 2,46 anos. Os resultados encontrados por FAJNZYLBER, LEDERMAN & LOAYZA (1999), para uma amostra de 45 países no período de 1965-1995, são superiores em magnitude já que o coeficiente estimado da inércia varia entre 0,5 e 0,9 o que indica que a duração mediana dos choques é, para aquela amostra, de cerca de 20 anos.

4. BASE DE DADOS ESTADO-PERÍODO-COORTE

Entre os resultados principais do primeiro ensaio desta dissertação, destaca-se a importância da percentagem de jovens na população na explicação das taxas de crime nas microrregiões mineiras. A relevância da dimensão demográfica ficou ainda mais evidente com a evolução crescente das taxas de homicídios das camadas mais jovens apresentadas no GRÁFICO 3 da Introdução deste ensaio e com o exercício de decomposição dos efeitos idade-período-coorte realizado na seção 2 deste trabalho, que revelou a importância dos efeitos coorte e idade (ciclo de vida).

Por esta razão e com o objetivo de complementar os resultados das regressões apresentadas acima para os estados brasileiros, construiu-se uma segunda base de dados em que as taxas de crime e algumas das variáveis explicativas comentadas acima foram calculadas para diferentes coortes. Estas últimas foram definidas com base em intervalos de três anos e podem ser visualizadas na TABELA 14. O objetivo nesta seção é o de responder as seguintes questões: Em primeiro lugar, é possível explicar o ciclo de vida característico da taxa de homicídios pela evolução, com a idade, das variáveis econômicas correspondentes? Em segundo lugar, é possível estabelecer uma relação entre a taxa de homicídios de uma

determinada coorte e as suas correspondentes características econômicas? Em terceiro lugar, se é possível estabelecer relações entre variáveis econômicas e taxas de crime, será que estas relações variam ao longo do ciclo de vida dos indivíduos? Finalmente, será que realmente existem evidências de que a taxa de homicídios está associada à mobilidade social, nas suas várias formas?

Para responder a estas perguntas foi estimado um modelo análogo ao utilizado na seção anterior para determinar o efeito sobre as taxas de homicídios das características econômicas dos estados brasileiros. Contudo, na nova especificação, a taxa de homicídios e algumas das variáveis econômicas foram tabuladas ao nível de coortes. As variáveis econômicas assim tabuladas são a renda familiar per capita média, a taxa de desemprego e os indicadores de desigualdade. A motivação para proceder desta forma é a de que existe, de acordo com a literatura criminológica, uma considerável similaridade demográfica entre vítimas e vitimários (BLUMSTEIN, 1995). Desta forma, assumimos que as variáveis econômicas relevantes para explicar, por exemplo, as mortes de jovens de 21 a 23 anos, são as variáveis relativas aos benefícios líquidos da participação em atividades criminais de jovens na mesma faixa etária. Estes benefícios líquidos aumentariam com o desemprego e a desigualdade e diminuiriam com a renda. Entretanto, por diferentes razões, consideramos também algumas variáveis calculadas para o conjunto da população da área em questão. É o caso da renda familiar per capita média, da percentagem de domicílios chefiados por mulheres e do número de policiais por 100 mil habitantes. Estas variáveis são características do contexto em que os criminosos potenciais tomam as suas decisões. No caso da renda do estado, ela seria incluída no sentido de captar a atratividade das vítimas potenciais do crime não pertencentes à mesma coorte do vitimário. Assim, essa variável seria uma proxy dos benefícios econômicos do crime (o *loot*) e deveria, portanto, aumentar o nível deste último após controlar pela renda média da coorte cujo efeito espera-se ser negativo pois representaria o custo de oportunidade da atividade criminal. O modelo estimado nesta seção é, portanto, o seguinte:

$$\mathbf{Thom}_{itc} = \mathbf{a} + \mathbf{m}_i + \mathbf{l}_t + \mathbf{f}_{it} + \mathbf{d}_{itc} + \mathbf{b}_1' \mathbf{X}_{it} + \mathbf{b}_2' \mathbf{Z}_{itc} + \mathbf{e}_{itc} \quad (18)$$

Onde:

$i = 1, \dots, 26$ (estados),

$t = 1981/83, 1984/86, \dots, 1996$ (períodos),

$c = 1, \dots, 22$ (coortes),

$Thom_{itc}$ = taxa de homicídio específica estado-período-coorte,

α = constante,

μ_i = efeito fixo de estado,

λ_t = efeito fixo temporal,

ϕ_{it} = efeito fixo estado-período,

δ_{itc} = dummy de faixa etária,

β_1 e β_2 = parâmetros a serem estimados,

X_{it} = variáveis explicativas estado-período,

Z_{it} = variáveis explicativas estado-período-coorte e,

ε_{itc} = resíduo das estimativas.

A inclusão de interativos entre os efeitos fixos de estado e de período, constitui uma flexibilização do modelo utilizado na seção anterior: dado o maior número de graus de liberdade disponíveis com a presente base de dados, é possível assumir que os choques macroeconômicos capturados pelos efeitos de período afetam de forma diferente os vários estados da federação. Incluímos também variáveis dummies definidas para as várias faixas etárias aqui considerados (omitindo uma delas para evitar multicolinearidade) com o objetivo de capturar os efeitos de ciclo de vida na taxa de homicídios. No caso da variável dependente, os períodos aqui considerados correspondem, com exceção do último (1996), a triênios (1981-83, 1984-86, 1987-89, 1990-92, 1993-95). Já as variáveis explicativas são medidas para o primeiro ano de cada período, com base na PNAD correspondente. Cabe notar que, dado o reduzido número de períodos, não é possível, com esta base de dados, decompor os efeitos de idade, período e coorte na taxa de homicídios. Assim, omitimos nesta fase da análise, as dummies de coorte, cujo efeito encontra-se diluído nas demais variáveis explicativas. Além disso, apesar de permitirmos que os efeitos período variem de um estado para outro, o mesmo não ocorre com os efeitos de ciclo de vida, que são assumidos comuns a todos os estados. Trata-se de uma simplificação imposta por restrições computacionais e de graus de liberdade. Assim, os ciclos de vida aqui estimados devem ser interpretados como médias daqueles estimados numa seção anterior deste trabalho, para cada um dos estados, por separado.

4.1. Ciclo de Vida dos Homicídios e das Principais Variáveis Econômicas

Antes de reportar os resultados do modelo completo, é pertinente analisar os resultados sem a inclusão das variáveis econômicas “X” e “Z”. Neste sentido, o GRÁFICO 5 mostra as estimativas obtidas para as *dummies* de idade (ciclo da vida dos homicídios – ϕ_{itc}), controlando apenas por efeitos fixos de estado e período, e seus interativos. Como pode-se verificar no Gráfico, os resultados são similares aos obtidos com base em dados anuais, para a maioria dos estados: independentemente dos critérios adotados para calcular a taxa de homicídios, a relação desta com a variável idade apresenta um formato de “U invertido”, sendo o máximo atingido na faixa de 30 a 32 anos.

Nos GRÁFICOS 6, 7 e 8 são apresentados os ciclos de vida da taxa de desemprego, da desigualdade e da renda familiar per capita média, todas calculadas por período, estado e coorte, utilizando os mesmos controles (efeitos fixos de período, estado, idade e seus interativos). Como já mencionado, o modelo econômico prevê uma relação positiva entre as duas primeiras variáveis e a taxa de homicídios, e uma relação negativa entre esta última e a terceira variável. O ciclo de vida do desemprego (GRÁFICO 6) mostra que o mesmo é decrescente com a idade. Este resultado sugere que a variável desemprego poderia explicar apenas a parte descendente do ciclo de vida das taxas de homicídios (após os 32 anos). Do GRÁFICO 7 pode-se deduzir que, dado o comportamento semelhante entre os ciclos de vida da desigualdade medida por $(1 - D2)$ e das taxas de homicídios, a desigualdade poderia contribuir para explicar a relação entre a taxa de homicídios e a idade. A variável renda (logarítmo da renda per capita familiar média), como o desemprego, não parece ser capaz de explicar de forma satisfatória todo o ciclo de vida dos homicídios (GRÁFICO 8): a renda mostra-se crescente até os 32 anos e volta a aumentar a partir dos 42 anos de idade.

Nos GRÁFICOS 9, 10, 11 e 12 é re-apresentado o ciclo de vida da taxa de homicídios quando são acrescentadas às *dummies* de idade, estado, período e interativos estado-período, respectivamente, as variáveis desemprego, desigualdade de renda, renda familiar per capita e, por último, todas estas simultaneamente. É de se esperar que, caso as variáveis econômicas contribuam para explicar o ciclo de vida dos homicídios, este último apresente um “achatamento” em sua concavidade, tornando-se mais horizontal quando as variáveis em questão são controladas. Na verdade, os resultados encontrados foram, pelo menos, parcialmente contrários a essa hipótese: as variáveis econômicas pioram o entendimento do ciclo de vida da taxa de homicídios, pelo menos na sua fase ascendente. De fato, o efeito da

variável desigualdade é quase imperceptível. No caso da renda e do desemprego, observa-se que se essas variáveis fossem mantidas constantes, a taxa de homicídios cresceria ainda mais entre os 15 e 32 anos de idade, apesar de diminuir menos acentuadamente em idades mais avançadas. Estes resultados podem ser sintetizados com base no GRÁFICO 12: sem “controles” econômicos, os homicídios são 80% maiores aos 32 que aos 15 anos, e seriam 100% maiores se as variáveis econômicas não variassem; mas as reduções posteriores fazem com que, aos 65 anos, a taxa caia até quase 20% abaixo do nível inicial, sendo que com os controles de desemprego, desigualdade e renda, a taxa de homicídios aos 65 anos seja quase 20% maior do que a observada aos 15 anos de idade.

Desta forma, em relação à primeira pergunta formulada no início desta seção, pode-se dizer que as variáveis econômicas aqui consideradas contribuem parcialmente para a explicação da fase descendente do ciclo de vida da taxa de homicídios mas não ajudam a explicar a sua fase ascendente. De fato, se o desemprego, a desigualdade e a renda não variassem com a idade, os homicídios cresceriam ainda mais acentuadamente entre as faixas de 15 a 17 e 30 a 32 anos.

Estes resultados são, no entanto, consistentes com os efeitos esperados das variáveis em questão sobre a taxa de homicídios, dados os seus ciclos de vida (GRÁFICOS 6 a 8). Para comprovar isso de forma direta, e para responder à segunda pergunta acima formulada – qual o efeito das variáveis econômicas sobre a taxa de homicídios – estimamos o modelo completo especificado na equação (18), em que além dos efeitos fixos de estado, período (incluindo seus interativos) e idade, são utilizadas como variáveis explicativas o desemprego, a desigualdade e a renda da coorte correspondente, a renda familiar per capita média do estado, a porcentagem de famílias com chefia feminina e o número de policiais militares por 100 mil habitantes.

4.2. Impacto das Variáveis Econômicas

Os resultados são apresentados nas TABELAS 6 à 12, além dos GRÁFICOS 13 à 19. Na TABELA 6, é apresentado o modelo básico completo (coluna (5)), precedido de especificações em que os vários tipos de variáveis dummies mencionadas foram omitidas²⁰. Na coluna (5), todas as variáveis são significativas e possuem os sinais previstos pelo modelo

²⁰ Foram feitos Testes F de significância estatística conjunta para todas as especificações nas quais vão sendo incluídas *dummies*. Em todos os casos elas apresentaram significativas quando testadas conjuntamente. Resultados dos testes podem ser obtidos com o autor.

econômico. Tanto os coeficientes da renda do estado quanto do desemprego da coorte têm sinais positivos e significativos consistentes com a hipótese de que o primeiro estaria medindo os ganhos possíveis dos criminosos (*loot*) e o segundo estaria representando o custo de oportunidade dos mesmos. O coeficiente da variável desigualdade também aparece com o sinal esperado: quanto menor D2, maior a distância entre pobres e ricos (dada a menor fração da renda apropriada pelos 20% mais pobres) e, desta forma, mais crimes são esperados dado maior benefício líquido da atividade criminal. Finalmente, observa-se que quanto maior o número de domicílios chefiados por mulheres e quanto menor o número de policiais habitantes por 100 mil habitantes, maiores são as taxas de homicídios.

Cabe notar que alguns destes resultados dependem da inclusão dos controles de estado, período e idade. A renda da coorte, em particular, só se torna significativa na presença de efeitos fixos de estado. A inclusão destes também têm o efeito de inverter o sinal da variável de polícia. Já a variável desorganização social só se torna positiva e significativa quando são incluídos, além dos efeitos fixos de estado e período, também os interativos entre ambos. De fato, sem os controles de período, essa variável mostra-se negativa e significativa. Finalmente, cabe notar que a magnitude do coeficiente da variável desigualdade diminui consideravelmente quando são incluídos dummies de idade nas regressões.

Em termos quantitativos, os resultados da regressão básica (coluna (5)) apresentam um ajuste de 86,74% e todos os coeficientes estimados são significativos com pelo menos 10% de confiança. Enquanto uma elevação de 10% na renda da coorte levaria a uma queda de 3% nas taxas de homicídios, um crescimento de 10% na renda do estado levaria a um aumento de 9,9% nas taxas desse tipo de delito. Quanto ao desemprego da coorte, os dados nos revelam que um aumento de 1% nas taxas de desemprego da coorte aumentariam as taxas de homicídio em 3,4%. O efeito da desigualdade de renda na coorte é tal que um aumento de 1% na fração da renda total apropriada pelos 20% mais pobres traria uma redução de cerca de 3,1% nas taxas de homicídios. A desorganização social também mostrou-se positivamente relacionada com o crime e um aumento de 1% na percentagem de domicílios chefiados por mulheres levaria a um aumento de 4,3% nas taxas de homicídios. Finalmente, o coeficiente da variável de polícia sugere que um aumento de 100 policiais militares por cada 100 mil habitantes reduziria os homicídios em 5,3%.

A TABELA 7 apresenta os resultados da especificação básica, estimada utilizando os critérios alternativos já mencionados para o cálculo da variável dependente. Os resultados não sofrem grande alteração com pequenas exceções. A desigualdade da coorte e a renda do estado mostram-se mais ou menos importantes dependendo do critério utilizado. O mesmo ocorre para a chefia feminina de domicílio. Além disso, a desigualdade de renda da coorte perde a significância estatística nos Critérios I e II e a variável de repressão deixa de ter significância quando o Critério I, II ou III são utilizados.

Na TABELA 8 são apresentados os resultados das estimadas com novas amostras, caracterizadas por diferentes critérios para a utilização ou o descarte de observações para as variáveis tabuladas a partir da PNAD para estados, períodos e coortes específicas. Com Efeito, na coluna (1) é mantido o critério adotado no restante do trabalho, em que são utilizadas somente as observações tabuladas com base em pelo menos 30 domicílios amostrados na PNAD²¹. Nas colunas (2) a (4), utilizam-se critérios mais restritivos de representatividade das amostras utilizadas fixando-se o número mínimo de domicílios em, respectivamente, 60, 90 e 120. Consequentemente, o número de observações que participa de cada regressão é reduzido. Os resultados das estimativas destas regressões quando comparadas com a regressão básica não apresentam grandes alterações tanto qualitativa quanto quantitativamente. Apenas a variável de desorganização social medida pela chefia feminina de domicílio perde a significância nas regressões (2) e (3) mas volta a explicar as variações nas taxas de homicídios em (4).

Na TABELA 9 são efetuadas novas restrições à amostra de 2225 observações utilizada na especificação básica (coluna 1). Na coluna 2, são retirados da amostra os estados nos quais CANO & SANTOS (2000) verifica presença de altas taxas de ocorrências de causas externas classificadas como de intencionalidade desconhecida²². Os resultados para todas as variáveis explicativas oferecem significância estatística ao nível de 1%, superior àqueles estimados no modelo básico, e com mesmos sinais, consistentes com as previsões do modelo econômico. Além disso, os resultados não se alteram muito em termos quantitativos.

²¹ Este mesmo procedimento também foi utilizado por Azzoni, Menezes-Filho, Menezes e Silveira-Neto (1999).

²² Foram os excluídos os estados com mais de 10 % de registros de causas externas por intencionalidade desconhecida. Foram os seguintes: Maranhão, Acre, Goiás, Rio Grande do Norte e Sergipe (CANO & SANTOS, 2000).

Na regressão (3) é feito um exercício de robustez tentando levar em consideração duas complicações dos dados: primeiro, o anteriormente citado problema de ocorrências classificadas como de intencionalidade desconhecida e, segundo, o problema de sub-registro de ocorrências ou o conceito estabelecido na criminologia de cifra negra ou delinquência oculta²³. LEVIN (2000) afirma que em muitos estados existe um grande número de óbitos não registrados, sendo apontadas as razões: baixo acesso a cartórios, inexigibilidade da Declaração de Óbitos pelos cemitérios (clandestinos) e inexistência de assistência médica, principalmente em áreas rurais ou isoladas (LEVIN, 2000). Assim, retiramos da amostra os estados do Norte, Centro-Oeste e, além disso, os estados com alta taxa de ocorrências classificadas como de intencionalidade desconhecida. As principais mudanças nos resultados são as seguintes: a renda do estado sofre inversão de seu sinal (talvez captando os mesmos efeitos da renda da coorte), a desigualdade perde importância e a variável de repressão apresenta sinal contra-intuitivo.

A última regressão da TABELA 9 apresenta os resultados obtidos com uma amostra que inclui apenas os estados do Sudeste. O objetivo é verificar se os resultados para uma região de industrialização mais acentuada são diferentes quando comparados com aqueles baseados numa amostra nacional. Pode-se observar que novamente temos inversão de sinal das variáveis renda do estado e repressão policial, sendo esta última não significativa.

Na TABELA 10 são apresentados os resultados de regressões nas quais são adicionadas à regressão básica algumas variáveis de controle. A primeira delas considera a importância da urbanização para a taxa de homicídios. O coeficiente estimado mostrou-se não significativo, além de apresentar sinal contra-intuitivo, já que segundo GLAESER, SACERDOTE & SCHEINKMAN (1996), pode se argumentar que, de um ponto de vista teórico, as cidades facilitariam as interações sociais com indivíduos já engajados em atividades criminais, permitindo assim a transferência para criminosos potenciais dos conhecimentos e do “gosto” pelo crime.

Na regressão (2) da TABELA 10 é considerada a educação como variável de controle. Poderia-se esperar dois efeitos distintos: o primeiro aumentando o crime, tendo em vista que a

²³ Segundo CATÃO (2000), cifra negra ou delinquência oculta seria o “número de crimes que não chegam ao conhecimento dos órgãos de administração da justiça criminal, não sendo, portanto, registrados” (CATÃO, 2000).

educação pode ser uma medida da renda permanente dos indivíduos o que os transformaria em vítimas potenciais mais atrativas e, o segundo reduzindo o crime via aumento dos custos morais dos indivíduos e reduzindo o benefício líquido da atividade criminal (EHRlich, 1975). Aparentemente, o segundo efeito mostra-se mais importante neste caso pois a taxa de analfabetismo mostrou-se positiva e significativamente relacionada com as taxas de homicídios, ou seja, maior educação (menor taxa de analfabetismo) levando a menos crime.

Na regressão (3) da mesma tabela é incluída, como variável de controle adicional, a taxa de desemprego do estado. O efeito esperado seria o mesmo da renda do estado, isto é, medindo os possíveis ganhos do crime e apresentando sinal esperado negativo. O coeficiente apresenta o sinal esperado mas não é significativo. Na regressão (4) é testada importância repressiva da polícia civil. O resultado, não é significativo e o coeficiente tem sinal oposto ao esperado.

Na TABELA 11 são apresentados os resultados de exercícios de robustez para a variável de desigualdade de renda da coorte através da utilização de várias outras medidas que representam tal variável. São elas: fração da renda total dos 10% mais pobres (D1), a razão entre a porcentagem da renda dos 10% mais ricos e 10% mais pobres (D9010), a razão entre a porcentagem da renda dos 20% mais ricos e 20% mais pobres (D8020), o índice de Theil – T, e a porcentagem de pessoas cuja renda familiar per capita é inferior à metade da renda familiar per capita mediana (medida de pobreza relativa – Dm5). Além disso, foi testada a importância da pobreza como determinante do crime utilizando as seguintes medidas: proporção de indivíduos com renda familiar per capita abaixo de duas linhas alternativas de pobreza definidas por R\$ 30,00 e 60,00 por mês – TP0 e TP1, respectivamente

A desigualdade medida por D1 apresentou resultados semelhantes à D2 da regressão básica. D9010 e Dm5 não mostraram-se significativas mas D8020 teve comportamento adequado e significativo. O mesmo aconteceu com o índice de Theil que mostrou-se positiva e significativamente relacionado com as taxas de homicídios. Desta forma, pode-se afirmar que para 4 das 6 medidas utilizadas, a desigualdade de renda na coorte apresentou-se positiva e significativamente associada às taxas de homicídios das coortes correspondentes no período analisado. O resultado para as medidas de pobreza absoluta apresentaram-se positivos mas não significativamente associados às taxas de homicídios.

Recapitulando, pode-se dizer que as estimativas obtidas com a base de dados construída por estado, período e coorte mostraram-se relativamente robustas aos critérios utilizados para o cálculo da variável dependente e para a definição da amostra, assim como ao uso de controles adicionais e de medidas alternativas de desigualdade. Além disso, os resultados são consistentes com as previsões do modelo econômico acima comentado.

4.3. Impactos por Faixa Etária

Resta responder, contudo, à terceira questão formulada no início desta seção, relativa ao efeito da fase do ciclo de vida de uma determinada coorte sobre o impacto de suas características econômicas sobre a sua taxa de homicídios. Ou seja, será que as variáveis utilizadas no nosso modelo básico influenciam a propensão do indivíduo ao crime de forma diferenciada dependendo de sua idade? Em outras palavras, será que um choque em algum determinante sócio-econômico da violência em determinado período afeta de formas distintas os indivíduos de idades diferentes? Procurou-se responder a essas questões estimando regressões em que cada uma das variáveis básicas são seqüencialmente incluídas também como interativos as dummies de faixa etária. Os coeficientes assim estimados para o efeito de cada variável sobre a taxa de homicídios, por faixa etária, assim como seus respectivos intervalos de confiança (a 95 %) são apresentados nos GRÁFICOS 13 a 18 do Anexo.

O GRÁFICO 13 apresenta o efeito de variações na renda familiar per capita da coorte sobre a taxa de homicídios para diferentes faixas etárias. Os resultados mostram que esse efeito só se torna significativamente diferente de zero a partir da faixa etária de 27 a 29 anos. Além disso, o coeficiente questão em mostra-se relativamente estável a partir dessa faixa etária.

Os resultados para a renda familiar per capita do estado como medida dos retornos da atividade criminosa são apresentados no GRÁFICO 14. Os parâmetros estimados são positivos e significativos para todas as faixas etárias, ou seja, para qualquer idade a renda do estado representa os possíveis ganhos do crime. Além disso, o impacto sobre a taxa de homicídios é mais significativamente alto (mais de 50% maior) para adolescentes entre 15 e 20 anos.

Para o desemprego da coorte (GRÁFICO 15), os resultados sugerem que o efeito desta variável no sentido de aumentar o crime limita-se às idades mais jovens (de até 41 anos) para as quais os coeficientes são positivos e significativos. Após essa faixa etária, o efeito do

desemprego sobre os homicídios torna-se negativo mas não significativamente diferente de zero com a única exceção da faixa de 63 a 65 anos. Com uma metodologia diferente mas com o mesmo objetivo, ANDRADE & LISBOA (2000) analisaram o efeito do desemprego sobre os homicídios nos estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo no período de 1981 a 1997. Eles encontraram em seu estudo resultados contrários aos esperados, pois para as idades mais jovens a relação entre desemprego da coorte e crime foi negativa enquanto para as mais avançadas positiva. É possível que esse resultado se deva à utilização por esses autores da taxa de desemprego média do estado ao invés da taxa da coorte correspondente²⁴.

A desigualdade da coorte medida pela fração da renda total dos 20% mais pobres (D2) apresenta relação esperada negativa para todas as faixas etárias (GRÁFICO 16) com a única exceção do intervalo entre 60 a 62 anos em que o coeficiente estimado é positivo. Entretanto, para a maioria das faixas etárias os efeitos estimados não são significativamente diferentes de zero, sendo as exceções dadas pelas faixas de 15 a 17, 24 a 32, 51 a 56 e 63 a 65 anos de idade.

O impacto sobre os homicídios da incidência de domicílios chefiados por mulheres (GRÁFICO 17) é positivo em todas as faixas etárias mas significativamente diferentes de zero somente até os 32 anos de idade. Além disso, os impactos são sempre decrescentes com o aumento da idade.

A variável de contingente policial (repressão) apresenta resultados bastante dispares para as diversas faixas etárias (GRÁFICO 18). Apesar dos parâmetros estimados serem negativos para todas as idades, com a única exceção da faixa de 15 a 17 anos, somente algumas poucas faixas etárias apresentam coeficientes significativamente diferentes de zero: de 27 a 29, de 42 a 50 e de 54 a 56 anos de idade.

Resumindo os resultados dos efeitos diferenciados das variáveis básicas acima, a renda da coorte apresentou-se negativa e significativamente diferente de zero só após os 27 anos, além disso os coeficientes mostram certa estabilidade a partir desta idade. A renda do estado, ao contrário, apresenta-se positiva (refletindo o *loot*) e significativa para todas as faixas etárias,

²⁴ ANDRADE & LISBOA (2000) analisam também os efeitos, para diferentes idades, de outras variáveis como o salário real para os estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais no período de 1981-1997. O aumento do salário real causa, segundo suas estimativas, redução da taxa de homicídios entre os jovens e aumento da chance de ser vítima para os mais velhos (ANDRADE & LISBOA, 2000).

mas tem um efeito maior sobre os mais jovens. O desemprego da coorte e a chefia feminina de família aumentam o crime para as idades mais jovens e depois perdem significância. A desigualdade de renda da coorte e a variável de contingente policial apresentam relações respectivamente positiva e negativa com a taxa de homicídios embora são significativas para apenas algumas poucas faixas etárias.

4.4. Homicídios e Mobilidade Social

Finalmente, passamos à última pergunta que nos propusemos a responder nesta seção. O objetivo é o de verificar se existe mesmo uma relação significativa entre o crime e a mobilidade social, tal como propôs GAVÍRIA (2000). Como dito anteriormente, a construção das medidas de mobilidade ocupacional só pode ser realizada para os anos de 1988 e 1996 devido a existência de Suplementos da PNAD sobre o assunto apenas para estes dois anos. Assim, não parece adequado utilizar tais medidas nas regressões com todos os períodos considerados neste trabalho. Resolveu-se adotar o seguinte procedimento:

- 1) estimar a regressão básica para coortes e calcular os valores dos efeitos fixos dos estados;
- 2) utilizar esses efeitos fixos como variável dependente em novas regressões em que as variáveis explicativas são diferentes medidas de mobilidade ocupacional, entre elas índices de mobilidade, imobilidade, salto ascendente e descendente médios, todas elas calculadas intrageração e intergeração²⁵.

Deste modo, podemos verificar se o efeito fixo não observado de cada estado é explicado, em alguma medida, pela mobilidade social. Os resultados das regressões são apresentados na TABELA 12 e a relação entre os efeitos fixos de estado e as diferentes medidas de mobilidade pode ser visualizada no GRÁFICO 19. Pode-se notar pela TABELA 12 que dos indicadores de mobilidade e imobilidade ocupacional, apenas o coeficiente do índice de mobilidade intrageracional apresentou-se significativo a 10%. Além disso, todas as quatro medidas tiveram resultados qualitativos diferentes dos esperados.

Esses resultados foram bem diferentes daqueles obtidos quando os efeitos fixos foram relacionados com os indicadores de salto ascendente e descendente médios (tanto intra quanto intergeração). Neste caso, todos os coeficientes estimados apresentaram-se significativos e

²⁵ Foram utilizadas as médias para cada estado, dos índices calculados para os anos de 1988 e 1996 (com base nas respectivas PNAD's). Os valores das diferentes medidas de mobilidade ocupacional podem ser encontrados na TABELA 13 do ANEXO.

com sinais de acordo com o previsto pelo modelo econômico. Ou seja, quanto maiores os indicadores de salto ascendente médio dos estados correspondentes (tanto intra quanto intergeração), menores são os efeitos fixos não observados. No caso dos índices de salto descendente o resultado é inverso: quanto maior o salto descendente médio observado na escala ocupacional, maior é a parcela fixa não explicada das taxas de homicídios do estado. O modelo que ofereceu melhor ajuste foi aquele no qual o salto descendente médio intrageracional foi utilizado como regressor (R^2 ajustado de quase 26%). Desta forma, encontramos evidências etnográficas consistentes com as etnografias citadas por GAVÍRIA (2000) e LEVITT & VENKATESH (1998), segundo os quais, as possibilidades de ascensão social por via legítima estão associadas negativamente à intensidade da atividade criminal.

5. COMENTÁRIOS FINAIS

O trabalho procurou contribuir para o entendimento do problema da violência no Brasil analisando as causas econômicas, sociais e demográficas das taxas brutas de homicídios sob a ótica do modelo econômico do crime de BECKER (1968). Para isso foram utilizados dados primários do DATASUS (SIM) e de várias PNAD's (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios). Os resultados mostraram que o ambiente econômico tem sua parcela de "culpa" na variação das taxas brutas de homicídios observada nos estados do Brasil no período de 1981 a 1996.

Após uma apresentação geral do problema no Brasil, procedeu-se uma decomposição dos efeitos idade-período-coorte utilizando a metodologia proposta por DEATON (1997). O resultado geral encontrado leva a crer que os estados nos quais a tendência da taxa bruta é crescente, o efeito coorte (estrutural) é ascendente, ou seja, as coortes mais jovens apresentam taxas específicas de homicídios bem maiores que as coortes mais velhas. A situação inversa também é, em geral, verdadeira, pois quando os estados apresentam tendência declinante das taxas de homicídios, o efeito coorte é descendente. Além disso, para a maioria dos estados, a curva crime-idade apresenta o formato de "U invertido" característico.

Com relação às estimativas dos determinantes do comportamento criminoso violento, temos resultados para duas bases de dados distintas: a primeira com observações tabuladas por estado e período e a segunda por estado, período e coorte. Os resultados para a primeira base de dados não se mostraram muito robustos. As variáveis renda, desemprego e desorganização

social não tiveram a significância desejada no modelo básico. Em termos quantitativos, um aumento de 1% na fração da renda dos 20% mais pobres produziria uma redução de 10% nas taxas de homicídios. Um aumento de 100 policiais para cada 100 mil habitantes geraria uma queda de 3% nas taxas de crime. As estimativas obtidas com o método generalizado de momentos (GMM), que controla pela possível endogeneidade das variáveis explicativas, são bastante similares aos obtidos com MQO. Quando é introduzida a variável dependente defasada como variável explicativa adicional, os resultados apontam a presença de inércia o que, neste caso, eleva as elasticidades de longo prazo em 34,48% quando comparadas com as de curto prazo. O sinal da variável desigualdade, contudo, aparece invertido nesta especificação.

Antes de estimar os determinantes do crime com a utilização da segunda base de dados, foi observado que as variáveis econômicas têm seu próprio ciclo de vida, mas elas explicam apenas parcialmente o ciclo de vida das taxas de homicídios.

Os resultados das estimativas dos determinantes do crime com a segunda base de dados foram extremamente satisfatórios já que todas as variáveis do modelo básico (que inclui controle para efeitos fixos de estado, período, idade e interativos) são significativas e apresentam sinal esperado. Quantitativamente, um aumento de 10% na renda da coorte levaria a uma queda de 3% nos homicídios, enquanto o mesmo aumento na renda do estado levaria a um aumento de 9,9% nas taxas de homicídios; um acréscimo de 1% no desemprego da coorte traria um aumento de 3,4% nas taxas de homicídios e um aumento de 1% na desigualdade da coorte (medida pela fração da renda total dos 20% mais pobres) levaria a uma queda de 3,1% nessas taxas. Finalmente, um aumento de 1% na porcentagem de famílias chefiadas por mulheres elevaria os homicídios em 4,3% e um acréscimo de 100 policiais por cada 100.000 habitantes os reduziria em 5,3%. Cabe notar que os resultados para esta segunda base de dados são bastante robustos, especialmente quando comparados com os resultados obtidos com a primeira base de dados.

Outro resultado interessante é que, em alguma medida, o efeito das variáveis econômicas é diferenciado dependendo da faixa etária. A renda da coorte, por exemplo, apresentou-se negativa e significativamente diferente de zero só a partir de 27 anos e o coeficiente adquire uma certa estabilidade a partir daí. A renda do estado mostrou-se positiva e significativa para todas as faixas etárias mas o seu efeito é mais de 50% maior para os adolescentes de 17 a 20

anos. A desorganização social apresentou-se positiva e significativa apenas até os 32 anos de idade e o desemprego da coorte tem efeito negativo e significativo só até os 41 anos de idade.

Por fim, a análise que pôde ser feita para verificar a relação entre mobilidade social e crime apresentou resultados esperados apenas quando a mobilidade foi medida pelos saltos ascendente e descendente médios tanto intra quanto intergeração.

Para encerrar, é pertinente mencionar que as evidências apresentadas sugerem que o problema da criminalidade é mais acentuado entre os jovens. Além das taxas de homicídios serem maiores em faixas etárias reduzidas, notou-se que são nestas faixas etárias encontrados os maiores efeitos de algumas das variáveis sociais e econômicas, notadamente a renda e o desemprego da coorte e a chefia feminina de família. Desta forma, o trabalho sugere que para conter o crime violento, além de oferecer melhores oportunidades no mercado de trabalho legal e restringir as possibilidades de atuação dos indivíduos nos setores marginais, os governantes deveriam ter extrema atenção para com as camadas mais jovens da população.

6. REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA:

- ANDERSON, T.W., HSIO, C. 1981. Estimating of Dynamics Models With Error Components. **Journal of the American Statistical Association** 76: 598-606.
- ANDRADE, F. C. D., 1997. **Níveis e Padrões de Mobilidade Social em Cinco Regiões Metropolitanas**. Dissertação de Mestrado. CEDEPLAR/UFMG.
- ANDRADE, M. V., LISBOA, M.B. 2000. **Desesperança de Vida: Homicídios em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo: 1981 a 1997**. Mimeo. EPGE/FGV, RJ.
- ARELLANO, M., BOND, S. 1991. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and na Application to Employment Equations. **Review of Economic Studies** 58: 277-297.
- ATKINSON, A. B., BOURGUIGNON, F., MORRISSON, C. 1992. Empirical Studies of Earnings Mobility. **Fundamentals of Pure and Applied Economics**. Harwood Academic Publishers.
- AZONNI, C.R. , MENEZES-FILHO, N., MENEZES, T., SILVEIRA-NETO, R. 1999. **Regional Income Convergence Among Brazilian States, 1981-1996: A Study Using Micro-Data and Pseudo-Panel**. ANPEC Belém Dezembro 1999.
- BECKER, G. S. 1968. Crime and Punishment: An Economic Approach. **Journal of Political Economy** 76: 169-217. Reprinted in Chicago Studies in Political Economy, edited by G.J. Stigler. Chicago and London: The University of Chicago Press, 1988.

- BLOCK, M.K., HEINEKE, J.M. 1975. A Labor Theoretic Analysis of the Criminal Choice. **American Economic Review** 65 (3): 315-326.
- BLUMSTEIN, A. 1995. Youth Violence, Guns, and the Illicit-Drug Industry. **The Journal of Criminal Law and Criminology** 86 (1): 10-36.
- BOURGUIGNON, F. 1999. Crime, Violence and Inequitable Development. **Anual World Bank Conference on Development Economics**, April 1999. World Bank.
- CANO, I., SANTOS, N. 2000. **Uma Comparação das Fontes de Informação sobre Violência Letal**. Mimeo. ISER.
- CATÃO, Y. 2000. **Pesquisas de Vitimização**. Fórum de Debates, agosto 2000. IPEA.
- CORNWELL, C., TRUMBULL, W.N. 1994. Estimating the Economic Model of Crime with Panel Data. **The Review of Economics and Statistics** 76: 360-366.
- DEATON, A. 1997. **The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy**. Baltimore, Maryland: Johns Hopkins University Press.
- EASTERLY, W., LOAYZA, N., MONTIEL, P. 1997. Has Latin America's Post-Reform Growth Been Disappointing. **Journal of International Economics** 43: 287-311.
- EHRlich, I. 1973. Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation. **Journal of Political Economy** 81: 521-565.
- EHRlich, I. 1975. On the Relation between Education and Crime. In F.T. Juster, ed., **Education, Income and Human Behavior**. McGraw-Hill: New York.
- FAJNZYLBER, P., LEDERMAN, D., LOAYZA, N. 1998. Determinants of Crime rates in Latin America and the World. World Bank, **Latin American and Caribbean Studies**, Viewpoints Series.
- FAJNZYLBER, P., LEDERMAN, D., LOAYZA, N. 1999. **Inequality and Crime**. World Bank, mimeo.
- FARRINGTON, David P. 1986. Age and Crime. In Michael Tonry and Norval Morris, eds. **Crime and Justice: An Annual Review of Research**, Chicago: The University of Chicago Press. V. 7: 189-241.
- FENDER, J. 1999. A General Equilibrium Model of Crime and Punishment. **Journal of Economic Behavior & Organization** 39: 437-453.
- FERREIRA, F. H. G., BARROS, R. P. 1999. **The Slippery Slope: Explaining the Increase in Extreme Poverty In Urban Brazil, 1976-1996**. Texto Para Discussão 404, Departamento de Economia, PUC-RIO.
- FLEISHER, B. M. 1966. The Effect of Income on Delinquency., **American Economic Review** 56: 118-137.

- FLEISHER, B.M. 1963. The Effect of Unemployment on Juvenile Delinquency. **Journal of Political Economy** 71: 543-555.
- FREEMAN, R. 1994. **Crime and Job Market**. Working Paper 4910. Cambridge, Mass.: NBER.
- GARTNER, R. 1990. The Victims of Homicide: A Temporal and Cross-National Comparison. **American Sociological Review** 55: 92-106.
- GAVÍRIA, A. 2000. Comentários à Crime and Victimization: An Economic Perspective de Fajnzylber, P., Lederman, D., Loayza, N. **Latin American Economic Policy Review** (no prelo).
- GLAESER, E., SACERDOTE, B. 1999. Why Is There More Crime in Cities? **Journal of Political Economy** 107: S225-S258.
- GLAESER, E., SACERDOTE, B., SCHEINKMAN, J. 1996. Crime and Social Interactions. **Quarterly Journal of Economics** 111: 507-548.
- GROGGER, F. 1997. Market Wages and Youth Crime. **Journal of Labor Economics** 16 (4): 765-791.
- HSIO, C. 1986. **Analysis of Panel Data**. Cambridge: Cambridge University Press.
- KELLY, M. 2000. Inequality and Crime. **The Review of Economic and Statistics** 82 (4): 530-539.
- KENNEDY, P. 1992. **A Guide to Econometrics**. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, Third Edition.
- LEVIN, J. 2000. **Bases de Dados de Saúde: Informações sobre a Violência**. Fórum de Debates, agosto 2000. IPEA.
- LEVITT, S., VENKATESH, S.A. 1998. **An Economic Analysis of a Drug-Selling Gang's Finances**. Working Paper 6592. Cambridge: Mass.: NBER.
- LEVITT, Steven. 1996. The effect of Prison Population Size on Crime Rates: Evidence from Prison Overcrowding Litigation. **Quarterly Journal of Economics** 111: 319-352.
- LEVITT, Steven. 1997. Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime. **American Economic Review** 87: 270-290.
- LEVITT, Steven. 1998. Why Do Increased Arrest Rates Appear to Reduce Crime: Deterrence, Incapacitation, or Measurement Error? **Economic Inquiry** 36: 353-372.
- LOAYZA, N., SCHIMDT-HEBBEL, K., SERVÉN, L. 2000. What Drives Private Saving Across the World? **The Review of Economics and Statistics** 82 (2): 165-181.

- LOZANO, R. 1997. **Magnitud y Custos Económico de la Violencia**. Washington. Banco Interamericano de Desenvolvimento. Mimeo.
- MELO JORGE, M.H.P. 2000. **Acidentes e Violências no Brasil: Breve Análise de suas Fontes de Dados**. Fórum de Debates, agosto 2000. IPEA.
- MERTON, R. 1938. Social Structure and Anomie. *American Sociological Review* 3: 672-682. apud KELLY, M. 2000. Inequality and Crime. **The Review of Economic and Statistics** 82 (4): 530-539.
- MOCAN, H.N., REES, D. 1999. **Economic Conditions, Deterrence and Juvenile Crime: Evidence from Micro Data**. Working Paper 7405. Cambridge, Mass.: NBER.
- NAVARRO, L., CHAMBOULEYRON, A. 1998. Determinantes de la Delincuencia en las Provincias Argentinas: Un Análisis com Datos de Panel. In: Cárdenas, M., Steiner, R. (Org.) **Corrupcion, Crimen y Justicia: Una perspectiva económica**. TM Editores.
- PIQUET, L. 2000. **Determinantes do Crime na América Latina: Rio de Janeiro e São Paulo**. São Paulo: Universidade de São Paulo. Mimeo.
- RAPHAEL, S., WINTER-EBMER, R. 2000. **Identifying the Effect of Unemployment on Crime**. Mimeo.
- SAH, R.K. 1991. Social Osmosis and Patterns of Crime. **Journal of Political Economy** 99 (6): 1273-1295.
- SHAW, C., McKAY, H. 1942. Juvenile Delinquency and Urban Areas. Chicago: University of Chicago Press. apud KELLY, M. 2000. Inequality and Crime. **The Review of Economic and Statistics** 82 (4): 530-539.
- SHORROCKS, A. F. 1978. The Measurement of Mobility. **Econometrica** 46, 1013-1024.
- SILVA, N.V. 1974. **Posição Social das Ocupações**. Mimeo.
- SILVA, N.V. 1985. **Atualização da Escala Sócioeconômica de Ocupações para 1980**. Rio de Janeiro: LNCC.
- TAUCHEN, H., Witte, A.D., Griesinger, H. 1994. Criminal Deterrence: Revisiting the Issue with a Birth Cohort. **Review of Economics and Statistics** 76: 399-412.
- WOLPIN, K.I. 1980. A Time-Series-Cross Section Analysis of International Variation in Crime and Punishment. **The Review of Economics and Statistics** 62: 417-423.

TABELA 1: Regressões Base de Dados Estado-Período: Modelo Básico*(t-estatísticos são apresentados abaixo dos coeficientes correspondentes)*

Variável Dependente: Homicídio - CR IV (em logs)	[1]		Homicídio - CR IV [2]		Homicídio - CR IV [3]	
Renda (em logs)	0,682363 7,245	*	0,228138 1,307		0,317225 1,380	
Desemprego	0,053018 2,495	**	0,005557 0,440		0,019841 1,129	
Desigualdade (D2)	6,506774 1,212		-11,571800 -2,565	**	-10,118100 -1,863	***
Desorganização Social (chefia feminina de família)	0,015911 1,176		0,014404 1,339		0,019714 1,341	
Polícia (polícia militar)	-0,000007 -0,034		-0,000318 -2,186	**	-0,000309 -1,964	***
Constante	-1,402248 -2,426	**	2,695388 2,460	**	1,905186 1,270	
Dummies Estado	não		sim		sim	
Dummies Ano	não		não		sim	
No. de observações	156		156		156	
R ² Ajustado	0,3612		0,8434		0,8433	

(*) para p-values menores ou iguais a 0.01; (**) para p-values <= 0.05; (***) para p-values <= 0.1.
 FONTE: Elaboração Própria a partir dos resultados das regressões.

TABELA 2: Regressões Base de Dados Estado-Período: Critérios Alternativos para Homicídios*(t-estatísticos são apresentados abaixo dos coeficientes correspondentes)*

Variável Dependente: Homicídio - CR I	Homicídio - CR II		Homicídio - CR III	
(em logs)	[1]	[2]	[3]	
Renda (em logs)	0,342321 1,419	0,314348 1,331	0,311036 1,293	
Desemprego	0,018906 1,026	0,024486 1,357	0,024471 1,331	
Desigualdade (D2)	-6,820593 -1,197	-7,810284 -1,400	-10,124560 -1,781	***
Desorganização Social (chefia feminina de família)	0,021637 0,163	0,024127 1,597	0,020527 1,334	***
Polícia (polícia militar)	-0,000348 -2,107	-0,000326 -2,017	-0,000316 -1,919	** ***
Constante	1,104051 0,702	1,679922 1,090	2,070230 1,319	
Dummies Estado	sim	sim	sim	
Dummies Ano	sim	sim	sim	
No. de observações	156	156	156	
R ² Ajustado	0,8465	0,8475	0,8319	

(*) para p-values menores ou iguais a 0.01; (**) para p-values <= 0.05; (***) para p-values <= 0.1.
 FONTE: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões.

TABELA 3: Regressões Base de Dados Estado-Período: Medidas Alternativas de Desigualdade de Renda/Pobreza(a)
(t-estatísticos são apresentados abaixo dos coeficientes correspondentes)

Variável Dependente: Homicídio - CR IV (em logs)	[1]	Homicídio - CR IV [2]	Homicídio - CR IV [3]	Homicídio - CR IV [4]	Homicídio - CR IV [5]	Homicídio - CR IV [6]	Homicídio - CR IV [7]
Renda (em logs)	0,329273 1,477	0,441562 1,992 ***	0,412981 1,821 ***	0,441591 1,866 ***	0,372601 1,664 ***	0,699556 2,479 **	0,702493 2,832 *
Desemprego	0,018226 1,055	0,030351 1,812 ***	0,028369 1,661 ***	0,030436 1,750 ***	0,028004 1,681 ***	0,018474 0,981	0,016472 0,925
Desorganização Soci: (chefia feminina de família)	0,019817 1,379	0,027072 1,894 ***	0,026394 1,840 ***	0,027221 1,890 ***	0,022294 1,541 ***	0,022062 1,502	0,023916 1,690 ***
Polícia (polícia militar)	-0,000308 -1,986 **	-0,000357 -2,275 **	-0,000354 -2,251 **	-0,000359 -2,266 **	-0,000341 -2,189 **	-0,000314 -1,971 ***	-0,000315 -2,018 **
Constante	1,848548 1,304	0,6237927 0,466	0,7654676 0,563	0,6136829 0,445	0,8083813 0,607	-0,8293488 -0,499	-0,736508 -0,507
Desigualdade (D1)	-27,59695 -2,339 **						
Desigualdade (D9010)		0,0005516 0,693					
Desigualdade (D8020)			0,0036346 0,741				
Desigualdade (Theil)				0,0333693 0,105			
Desigualdade (Dm5)					1,58714 1,682 ***		
Pobreza (TP0)						1,196502 1,41	
Pobreza (TP1)							1,930614 2,12 **
No. de observações	156	156	156	156	156	156	156
R ² Ajustado	0,8458	0,8394	0,8395	0,8388	0,8425	0,8414	0,8446

(*) para p-values menores ou iguais a 0.01; (**) para p-values <= 0.05; (***) para p-values <= 0.1.

(a) todas as regressões desta tabela foram estimadas incluindo-se dummies de estado e ano.

FONTE: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões.

TABELA 4: Regressões Base de Dados Estado-Período: Estimacões em GMM (a)*(t-estatísticos são apresentados abaixo dos coeficientes correspondentes)*

Variável Dependente:	Homicídio - CR IV		Homicídio - CR IV		Homicídio - CR IV		Homicídio - CR IV	
(em logs)	OLS [1]		GMM [2]		GMM [3]		GMM [4]	
Renda (em logs)	0,317225 1,380		0,278646 2,251	**	0,278646 2,251	**	0,385069 2,758	*
Desemprego	0,019841 1,129		-0,027965 -2,084	**	-0,027965 -2,084	**	-0,021718 -2,186	**
Desigualdade (D2)	-10,118100 -1,863	***	-6,223882 -1,940	***	-6,223882 -1,940	***	0,928574 0,301	
Desorganização Social (chefia feminina de família)	0,019714 1,341		0,024561 1,914	***	0,024561 1,914	***	0,008555 1,389	
Polícia (polícia militar)	-0,000309 -1,964	***	-0,000534 -6,527	*	-0,000534 -6,527	*	-0,000674 -10,278	*
Constante	1,905186 1,270							
Variável Dependente Defasada							0,256421 3,779	*
Teste Sargan (p values)			0,323		0,323		0,312	
Correlação Serial (p values):								
Primeira Ordem			0,156		0,313		0,800	
Segunda Ordem			0,071		0,123		0,555	
No. de observações	156		130		104		104	
No. de estados	26		26		26		26	

(*) para p-values menores ou iguais a 0.01; (**) para p-values <= 0.05; (***) para p-values <= 0.1.

(a) Todas as regressões incluem dummies de ano.

FONTE: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões.

TABELA 5: Regressões Base de Dados Estado-Período: Estimções em GMM - Medidas Alternativas de Desigualdade de Renda/Pobreza^(a)
(t-estatísticos são apresentados abaixo dos coeficientes correspondentes)

Variável Dependente:	Homicídio - CR IV	Homicídio - CR IV	Homicídio - CR IV	Homicídio - CR IV	Homicídio - CR IV	Homicídio - CR IV	Homicídio - CR IV	Homicídio - CR IV	Homicídio - CR IV
(em logs)	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[7]	[7]
Renda (em logs)	0,250913 2,720 *	0,318965 2,339 **	0,450435 2,539 *	0,816220 4,300 *	0,409535 2,443 **	0,367157 2,242 **	0,553370 3,740 *		
Desemprego	-0,035663 -5,665 *	-0,032945 -2,937 *	-0,024278 -1,838 ***	-0,001069 -0,111	-0,015020 -1,473	-0,020609 -2,031 **	-0,037778 -2,825 *		
Desorganização Social (chefia feminina de família)	0,016833 1,972 **	0,019868 2,276 **	0,009971 1,305	-0,009734 -0,648	0,000098 0,013	-0,000866 -0,071	0,017459 2,475 **		
Polícia (polícia militar)	-0,000644 -9,419 *	-0,000688 -7,740 *	-0,000721 -8,037 *	-0,000657 -7,808 *	-0,000645 -7,658 *	-0,000715 -11,169 *	-0,000575 -6,670 *		
Desigualdade (D1)	-14,565 ** -2,084769								
Desigualdade (D9010)		0,000207 0,515							
Desigualdade (D8020)			-0,001874 -0,832						
Desigualdade (Theil)				-0,725492 -4,636 *					
Desigualdade (Dm5)					-0,200182 -0,511				
Pobreza (TP0)						0,219554 0,364			
Pobreza (TP1)							1,200930 2,373 **		
Variável Dependente Defasada	0,243314 2,529 **	0,247217 3,247 *	0,249147 3,182 *	0,426944 5,219 *	0,334463 2,176 **	0,191175 1,956 **	0,285989 2,453 **		
Teste Sargan (p values)	0,222	0,000	0,381	0,424	0,322	0,438	0,364		
Correlação Serial (p values):									
Primeira Ordem	0,504	0,434	0,826	0,539	0,559	0,646	0,201		
Segunda Ordem	0,409	0,352	0,452	0,665	0,837	0,519	0,741		
No. de observações	104	104	104	104	104	104	104		
No. de estados	26	26	26	26	26	26	26		

(*) para p-values menores ou iguais a 0.01; (**) para p-values <= 0.05; (***) para p-values <= 0.1.

(^a) todas as regressões incluem dummies de ano.

FONTE: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões.

TABELA 6: Regressões Base de Dados Estado-Período-Coorte: Modelo Básico*(t-estatísticos são apresentados abaixo dos coeficientes correspondentes)*

Variável Dependente:	Homicídio - CR IV		Homicídio - CR IV		Homicídio - CR IV		Homicídio - CR IV		Homicídio - CR IV	
(em logs)	[1]		[2]		[3]		[4]		[5]	
Renda Coorte (em logs)	-0,065407 -0,734		-0,398771 -6,581	*	-0,408679 -6,632	*	-0,458236 -7,923	*	-0,296639 -6,304	*
Renda Estado (em logs)	0,502370 5,307	*	0,269587 3,044	*	0,390731 3,449	*	1,130348 10,700	*	0,988843 12,638	*
Desemprego Coorte	0,048082 11,824	*	0,033249 12,023	*	0,035826 12,550	*	0,037877 13,885	*	0,033648 11,754	*
Desigualdade Coorte (D2)	-5,976101 -3,900	*	-19,182390 -16,039	*	-20,796710 -16,483	*	-24,753610 -18,857	*	-3,069012 -2,679	*
Desorganização Social (chefia feminina de família)	-0,007327 -1,801	***	-0,011174 -2,393	**	0,003982 0,436		0,079912 2,371	**	0,042791 1,798	***
Polícia (polícia militar)	0,000567 4,215	*	-0,000349 -2,818	*	-0,000225 -1,795	***	-0,000167 -0,396		-0,000530 -1,776	***
Constante	1,012351 5,557	*	5,603966 13,441	*	4,703311 7,754	*	-0,809396 -1,334		-1,582890 -3,692	*
Dummies Estado	não		sim		sim		sim		sim	
Dummies Ano	não		não		sim		sim		sim	
Dummies Ano*Estado (dummies de interação)	não		não		não		sim		sim	
Dummies Idade	não		não		não		não		sim	
No. de observações	2225		2225		2225		2225		2225	
R ² Ajustado	0,2231		0,6726		0,6783		0,8085		0,8674	

(*) para p-values menores ou iguais a 0.01; (**) para p-values <= 0.05; (***) para p-values <= 0.1.

FONTE: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões.

TABELA 7: Regressões Base de Dados Estado-Período-Coorte: Critérios Alternativos Homicídios (a)*(t-estatísticos são apresentados abaixo dos coeficientes correspondentes)*

Variável Dependente:	Homicídio - CR IV	Homicídio - CR I	Homicídio - CR II	Homicídio - CR III
(em logs)	[1]	[2]	[3]	[4]
Renda Coorte (em logs)	-0,296639 -6,304 *	-0,305626 -5,918 *	-0,314020 -6,214 *	-0,299557 -6,382 *
Renda Estado (em logs)	0,988843 12,638 *	0,644592 7,507 *	0,879766 10,471 *	1,049308 13,445 *
Desemprego Coorte	0,033648 11,754 *	0,038638 12,286 *	0,037109 12,066 *	0,033843 11,852 *
Desigualdade Coorte (D2)	-3,069012 -2,679 *	-0,787975 -0,624 *	-1,200894 -0,973 *	-2,806762 -2,457 **
Desorganização Social (chefia feminina de família)	0,042791 1,798 ***	0,142542 5,458 *	0,086734 3,394 *	0,029400 1,238
Polícia (polícia militar)	-0,000530 -1,776 ***	0,000012 0,035	-0,000045 -0,139	-0,000431 -1,447
Constante	-1,582890 -3,692 *	-2,296062 -4,881 *	-2,123755 -4,614 *	-1,576367 -3,686 *
No. de observações	2225	2221	2223	2225
R ² Ajustado	0,8674	0,8618	0,8643	0,8707

(*) para p-values menores ou iguais a 0.01; (**) para p-values <= 0.05; (***) para p-values <= 0.1.

(a) todas as regressões incluem dummies de estado, ano, idade e interação estado-ano.

FONTE: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões.

TABELA 8: Regressões Base de Dados Estado-Período-Coorte: Critérios Alternativos para a Representatividade da Amostra^(a)
(t-estatísticos são apresentados abaixo dos coeficientes correspondentes)

Variável Dependente: (em logs)	Homicídio - CR IV domicílios >= 30 (1)		Homicídio - CR IV domicílios >= 60 (2)		Homicídio - CR IV domicílios >= 90 (3)		Homicídio - CR IV domicílios >= 120 (4)	
Renda Coorte (em logs)	-0,296639 -6,304	*	-0,309264 -6,378	*	-0,396156 -7,249	*	-0,411241 -6,921	*
Renda Estado (em logs)	0,988843 12,638	*	1,033857 13,596	*	1,121916 13,828	*	1,112119 13,206	*
Desemprego Coorte	0,033648 11,754	*	0,035398 12,075	*	0,039522 12,880	*	0,043213 13,138	*
Desigualdade Coorte (D2)	-3,069012 -2,679	*	-3,055057 -2,546	*	-3,767756 -2,671	*	-5,305852 -3,358	*
Desorganização Social (chefia feminina de família)	0,042791 1,798	***	0,009288 0,613		0,008781 0,499		0,051767 6,680	*
Polícia (polícia militar)	-0,000530 -1,776	***	-0,001136 -5,126	*	-0,001197 -5,212	*	-0,000548 -1,734	***
Constante	-1,582890 -3,692	*	-1,025796 -3,021	*	-1,023905 -2,824	*	-1,760231 -5,565	*
No. de observações	2225		2147		1915		1681	
R ² Ajustado	0.8674		0.8662		0.8750		0.8839	

(*) para p-values menores ou iguais a 0.01; (**) para p-values <= 0.05; (***) para p-values <= 0.1.

(a) todas as regressões desta tabela tiveram controle para estado. ano. idade e interação estado-ano.

FONTE: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões.

TABELA 9: Regressões Base de Dados Estado-Período-Coorte: Limitações de Estados na Amostra(a)*(t-estatísticos são apresentados abaixo dos coeficientes correspondentes)*

Variável Dependente: (em logs)	Homicídio - CR IV		Homicídio - CR IV		Homicídio - CR IV		Homicídio - CR IV	
Amostra:	Regressão Básica		s/ estados alta int. desc.		s/ Centro-Oeste, Norte e s/ estados alta int. desc.		apenas Sudeste	
	[1]		[2]		[3]		[4]	
Renda Coorte (em logs)	-0,296639 -6,304	*	-0,391698 -6,286	*	-0,415973 -6,054	*	-0,347489 -2,163	**
Renda Estado (em logs)	0,988843 12,638	*	0,561170 5,451	*	-0,767098 -5,249	*	-2,479396 -6,149	*
Desemprego Coorte	0,033648 11,754	*	0,038197 10,937	*	0,034970 8,257	*	0,068450 7,391	*
Desigualdade Coorte (D2)	-3,069012 -2,679	*	-3,300448 -2,520	*	-0,970084 -0,676	*	-6,903358 -1,852	***
Desorganização Social (chefia feminina de família)	0,043 1,798	***	0,019195 2,493	*	0,035590 4,052	*	0,089945 3,573	*
Polícia (polícia militar)	-0,001 -1,776000	***	-0,000397 -3,765	*	0,000355 2,741	*	0,000398 1,208	
Constante	-1,583 -3,692	*	2,049976 3,864	*	9,180543 12,113	*	17,473260 7,994	*
No. de observações	2225		1826		1383		398	
R ² Ajustado	0,8674		0,8164		0,8505		0,8546	

(*) para p-values menores ou iguais a 0.01; (**) para p-values <= 0.05; (***) para p-values <= 0.1.

(a) todas as regressões incluem dummies de estado, ano e idade.

FONTE: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões.

TABELA 10: Regressões Base de Dados Estado-Período-Coorte: Controles Adicionais (a)
(t-estatísticos são apresentados abaixo dos coeficientes correspondentes)

Variável Dependente:	Homicídio - CR IV		Homicídio - CR IV		Homicídio - CR IV		Homicídio - CR IV	
(em logs)	[1]		[2]		[3]		[4]	
Renda Coorte (em logs)	-0,296639 -6,304	*	-0,152104 -3,148	*	-0,296639 -6,304	*	-0,296639 -6,304	*
Renda Estado (em logs)	1,487249 8,708	*	1,170968 14,874	*	1,005268 12,020	*	0,980254 11,591	*
Desemprego Coorte	0,033648 11,754	*	0,031850 11,355	*	0,033648 11,754	*	0,033648 11,754	*
Desigualdade Coorte (D2)	-3,069012 -2,679	*	-2,316840 -2,064	**	-3,069012 -2,679	*	-3,069012 -2,679	*
Desorganização Social (chefia feminina de família)	0,025926 1,832	***	0,045838 1,969	**	0,041339 1,626	***	0,001549 0,111	
Polícia (polícia militar)	-0,000887 -3,993	*	-0,000358 -1,225		-0,000521 -1,785	***	-0,001403 -6,146	*
Constante	-3,831714 -6,689	*	-3,537276 -7,620	*	-1,620300 -4,123	*	-0,683913 -1,846	***
Urbanização	-0,002460 -0,680							
Analfabetismo (coorte)			1,300138 9,801	*				
Desemprego Estado					-0,005074 -0,400			
Polícia (polícia civil)							0,000862 1,495	
No. de observações	2225		2225		2225		2225	
R ² Ajustado	0,8674		0,8732		0,8674		0,8674	

(*) para p-values menores ou iguais a 0.01; (**) para p-values <= 0.05; (***) para p-values <= 0.1.
(a) todas as regressões incluem dummies de estado, ano, idade e interação estado-ano.

FONTE: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões.

TABELA 11: Regressões Base de Dados Estado-Período-Coorte: Medidas Alternativas de Desigualdade de Renda/Pobreza(a)
(t-estatísticos são apresentados abaixo dos coeficientes correspondentes)

Variável Dependente: (em logs)	Homicídio - CR IV [1]	Homicídio - CR IV [2]	Homicídio - CR IV [3]	Homicídio - CR IV [4]	Homicídio - CR IV [5]	Homicídio - CR IV [6]	Homicídio - CR IV [7]
Renda Coorte (em logs)	-0,265450 * -6,098	-0,231256 * -5,715	-0,299750 * -6,238	-0,329994 * -6,447	-0,237913 * -5,809	-0,210692 * -4,333	-0,216576 * -4,516
Renda Estado (em logs)	0,959671 * 12,562	0,917058 * 12,421	0,987646 * 12,605	1,019857 * 12,664	0,926669 * 12,456	0,345284 * 3,742	0,342174 * 3,755
Desemprego Coorte	0,033759 * 11,750	0,034938 * 12,280	0,033474 * 11,638	0,033606 * 3,106	0,034653 * 12,220	0,035326 * 11,412	0,035344 * 11,464
Desorganização Social (chefia feminina de família)	0,0415319 *** 1,744	0,0370128 1,536	0,0452512 *** 1,893	0,0448867 *** 1,884	0,0375566 *** 1,579	0,0139673 ** 1,979	0,0139017 ** 1,97
Polícia (polícia militar)	-0,000547 *** -1,83	-0,000583 *** -1,897	-0,000494 *** -1,648	-0,000465 *** -1,549	-0,000576 *** -1,926	-0,000333 * -3,436	-0,000334 * -3,449
Constante	-1,618168 * -3,768	-1,561771 * -3,597	-1,777354 * -4,081	-1,829313 * -4,196	-1,621953 * -3,753	2,188124 * 4,412	2,249 * 4,734
Desigualdade Coorte (D1)	-4,983676 ** -2,050						
Desigualdade Coorte (D9010)		-0,000012 -0,409					
Desigualdade Coorte (D8020)			0,003055 * 2,606				
Desigualdade Coorte (Theil)				0,150085 * 3,106			
Desigualdade Coorte (Dm5)					0,176177 0,871		
Pobreza Coorte (TP0)						0,084797 0,885	
Pobreza Coorte (TP1)							0,099087 1,225
No. de observações	2226	2224	2225	2226	2226	2227	2227
R ² Ajustado	0,8674	0,8668	0,8674	0,8678	0,8672	0,8073	0,8074

(*) para p-values menores ou iguais a 0.01; (**) para p-values <= 0.05; (***) para p-values <= 0.1.

(a) todas as regressões incluem dummies de estado, ano, idade e interação estado-ano.

FONTE: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões.

TABELA 12: Regressões Efeitos Fixos não Observados de Estado: Diferentes Medidas de Mobilidade Ocupacional*(t-estatísticos são apresentados abaixo dos coeficientes correspondentes)*

Variável Dependente:	Constante		Parâmetro		No. de Obs.	R ² Ajustado
Efeito Fixo Regressão Básica			Estimado			
Mobilidade Intrageracional	-2,259367 -1,771	***	3,673399 1,796	***	24	0,0883
Mobilidade Intergeracional	-1,609493 -0,627		1,950802 0,637		24	-0,0265
Imobilidade Intrageracional	1,867960 0,744		-2,346965 -0,735		24	-0,0204
Imobilidade Intergeracional	0,057397 0,027		-0,049428 -0,015		24	-0,0454
Salto Ascendente Intrageracional	0,875258 1,885	***	-2,420774 -1,873	***	24	0,0983
Salto Ascendente Intergeracional	1,686873 2,454	**	-2,485553 -2,440	**	24	0,1772
Salto Descendente Intrageracional	-1,324471 -2,887	*	2,893423 2,998	*	24	0,2577
Salto Descendente Intergeracional	-1,209706 -2,192	**	2,155086 2,271	**	24	0,1531

(*) para p-values menores ou iguais a 0.01; (**) para p-values <= 0.05; (***) para p-values <= 0.1.

FONTE: Elaboração própria a partir dos resultados das regressões.

TABELA 13 - Estados: Diversas Medidas de Mobilidade Ocupacional - 1988 e 1996.

Estado	Mobilidade Inter		Mobilidade Intra		Imobilidade Intra		Imobilidade Inter		Salto Médio Intra		Salto Médio Inter		Salto Ascendente Intra		Salto Descendente Intra	
	1988	1996	1988	1996	1988	1996	1988	1996	1988	1996	1988	1996	1988	1996	1988	1996
RJ	0,8514839	0,8577107	0,6320648	0,6184536	0,8070382	0,7701116	0,6945885	0,6600091	0,7820883	0,8465024	1,1314310	1,2420140	0,2690164	0,3290894	0,5130720	0,5174629
SP	0,8240294	0,8703058	0,6540614	0,6558641	0,7968618	0,7427379	0,6866344	0,6448150	0,8208196	0,9217278	1,1311660	1,2822720	0,2483764	0,3808550	0,5724432	0,5408728
FR	0,8721747	0,8166327	0,6200556	0,6953517	0,8055382	0,7170036	0,6582652	0,6532931	0,7634733	1,0021820	1,2208800	1,2604750	0,3179125	0,4387917	0,4455608	0,5633903
SC	0,8638831	0,7888091	0,4621184	0,6250737	0,8554129	0,7765489	0,6412740	0,6723608	0,5699847	0,8269516	1,2464240	1,1929150	0,1258132	0,3494933	0,4441716	0,4774583
RS	0,7760252	0,8325385	0,5392659	0,6296783	0,8306809	0,7738486	0,7057602	0,6512902	0,6642819	0,8663729	1,0839470	1,3085680	0,2231103	0,3417315	0,4411716	0,5246413
MG	0,8154047	0,8198102	0,5996453	0,6365284	0,8232098	0,7471226	0,6701580	0,6614274	0,7225633	0,9285505	1,1430840	1,2673880	0,3079210	0,5126783	0,4146423	0,4158722
ES	0,8396096	0,8204697	0,5710263	0,5959552	0,8422847	0,7836708	0,6239406	0,6500421	0,7167670	0,7969884	1,2174370	1,2930980	0,3007416	0,3228760	0,4160254	0,4741124
MA	0,8771584	0,8532620	0,4960300	0,6735289	0,8875705	0,6940427	0,5682386	0,6175602	0,5496967	1,0920900	1,2644880	1,4441190	0,2549825	0,7314759	0,2947142	0,3606142
PI	0,8262720	0,8218716	0,5280895	0,6756184	0,8719533	0,7020263	0,6883631	0,6470711	0,5909144	0,9482591	1,0886550	1,3597360	0,3057950	0,5355608	0,2851193	0,4126983
CE	0,8176063	0,8065373	0,5237669	0,6601656	0,8498272	0,7662328	0,7042313	0,6610420	0,6283855	0,9031725	1,1168640	1,3118380	0,3029573	0,4804792	0,3254282	0,4226933
RN	0,8264811	0,8154469	0,5319415	0,7554307	0,8568601	0,7351895	0,6472617	0,6354914	0,6308362	1,0767820	1,1610640	1,2512480	0,2849761	0,5500824	0,3458602	0,5268994
PB	0,8469121	0,7950100	0,5584644	0,6698565	0,8790244	0,7381712	0,7268928	0,6753911	0,6186614	0,9574507	1,0572340	1,1793440	0,2335682	0,4511335	0,3850932	0,5163172
PE	0,7774508	0,7850205	0,5666197	0,6451541	0,8515558	0,7756190	0,7147471	0,6608010	0,6596240	0,8497613	1,0537230	1,2025370	0,3149220	0,4195101	0,3447020	0,4302513
AL	0,8222681	0,7533190	0,4951184	0,6220865	0,8615509	0,8050433	0,6844200	0,7305586	0,5901854	0,7957095	1,1929050	1,0176210	0,1940142	0,4059751	0,3961712	0,3907344
SE	0,8933171	0,8222415	0,4792115	0,7426948	0,8564886	0,7371289	0,6347685	0,6775554	0,5655838	1,0093000	1,2610400	1,2011830	0,2247843	0,4528227	0,3407995	0,5564769
BA	0,8052934	0,7399397	0,5027293	0,6145406	0,8786430	0,7779058	0,6847562	0,7030126	0,5571481	0,8541880	1,1393600	1,0834940	0,2638053	0,4540429	0,3033427	0,4001452
DF	0,8702870	0,8654119	0,6561347	0,5944065	0,8080169	0,7744827	0,6726329	0,6431087	0,8232208	0,8173650	1,2423670	1,2614330	0,1720003	0,3123286	0,6512204	0,5050364
RO	0,8896810	0,8207982	0,7047392	0,7362630	0,8023468	0,7490503	0,6362041	0,6454774	0,8612720	1,0019130	1,2593510	1,2714850	0,2842124	0,1902204	0,5770595	0,8116930
AC	0,9523512	0,8737782	0,5937795	0,9386728	0,8396702	0,5075868	0,5717503	0,5816637	0,7041034	1,0921160	1,4862330	1,4342060	0,1425380	0,2602980	0,5615564	0,8318185
AM	0,9238983	0,8741624	0,5619910	0,7492564	0,8322360	0,6795095	0,6507683	0,6366828	0,6837924	1,0169080	1,3099040	1,3934450	0,2186467	0,5172791	0,4651457	0,4996285
RR	1,0027440	0,7941588	0,7828280	0,7295000	0,6968814	0,5898044	0,5282108	0,6385130	1,0237370	1,1074600	1,7986200	1,2873790	0,4733424	0,5268734	0,5503948	0,5805870
PA	0,8734743	0,8986893	0,6076006	0,6665416	0,8199496	0,7304860	0,6231278	0,5746640	0,7403030	0,9834642	1,2518430	1,4869170	0,2654156	0,4988966	0,4748874	0,4845576
AP	0,9646083	0,9902356	0,9001054	0,6539431	0,5915210	0,8342839	0,4704045	0,6638978	0,8964704	0,7537706	1,2835130	1,3788140	0,1846206	0,2177514	0,7118497	0,5360192
MS	0,7802014	0,8895221	0,5790896	0,6590004	0,8241351	0,7291855	0,6600261	0,6121534	0,7333302	1,0430820	1,1101640	1,4293900	0,2731435	0,5943338	0,4601867	0,4487487
MT	0,8169926	0,8726782	0,6030071	0,6660091	0,7754500	0,7148455	0,6542045	0,6003875	0,8363547	0,9764549	1,2633960	1,3776450	0,3794103	0,5093127	0,4559443	0,4671421
GO	0,8424746	0,8407174	0,5664210	0,6917352	0,8006638	0,7077149	0,6609263	0,6117908	0,7556426	1,0484450	1,2086240	1,4062570	0,3252181	0,5848969	0,4304245	0,4635476

Fonte: Elaboração Própria a partir dos Dados dos Suplementos das PNADs de 1988 e 1996.

Tabela 14 - Esquema de Construção das Variáveis em Coortes Etárias

Anos / Coortes	1981	1984	1987	1990	1993	1996
22						15 - 17
21					15 - 17	18 - 20
20				15 - 17	18 - 20	21 - 23
19			15 - 17	18 - 20	21 - 23	24 - 26
18		15 - 17	18 - 20	21 - 23	24 - 26	27 - 29
17	15 - 17	18 - 20	21 - 23	24 - 26	27 - 29	30 - 32
16	18 - 20	21 - 23	24 - 26	27 - 29	30 - 32	33 - 35
15	21 - 23	24 - 26	27 - 29	30 - 32	33 - 35	36 - 38
14	24 - 26	27 - 29	30 - 32	33 - 35	36 - 38	39 - 41
13	27 - 29	30 - 32	33 - 35	36 - 38	39 - 41	42 - 44
12	30 - 32	33 - 35	36 - 38	39 - 41	42 - 44	45 - 47
11	33 - 35	36 - 38	39 - 41	42 - 44	45 - 47	48 - 50
10	36 - 38	39 - 41	42 - 44	45 - 47	48 - 50	51 - 53
9	39 - 41	42 - 44	45 - 47	48 - 50	51 - 53	54 - 56
8	42 - 44	45 - 47	48 - 50	51 - 53	54 - 56	57 - 59
7	45 - 47	48 - 50	51 - 53	54 - 56	57 - 59	60 - 62
6	48 - 50	51 - 53	54 - 56	57 - 59	60 - 62	63 - 65
5	51 - 53	54 - 56	57 - 59	60 - 62	63 - 65	
4	54 - 56	57 - 59	60 - 62	63 - 65		
3	57 - 59	60 - 62	63 - 65			
2	60 - 62	63 - 65				
1	63 - 65					

Fonte: Elaboração Própria.

TABELA 15 – Estatísticas Descritivas e Correlações Bivariadas das Variáveis

Estatísticas Descritivas e das Variáveis Utilizadas (1981/1996)

Base de Dados Estado-Período

Variáveis	Obs.	Média	Desv.Pad.	Min.	Max.
Hom.CRI	156	17.27707	10.87081	3.426138	52.90524
Hom.CRII	156	18.93638	12.1057	3.866755	58.08255
Hom.CRIII	156	21.04205	13.10847	3.874957	67.60618
Hom. CRIV	156	20.32466	12.17417	3.869766	60.2567
D2	156	.0307881	.0086391	.012953	.0653615
Desemp.	156	4.617483	2.468759	1.024285	15.72499
polícia	156	262.8715	211.928	51.93608	1671.68
renda	156	187.7787	81.83886	60.35435	430.9112
chfem	156	18.2475	4.152166	10.23075	30.5455
analf	156	.2197475	.1263077	.057098	.5160827
Dm5	156	.226848	.0313012	.0638768	.3258588
TP0	156	.3510478	.1817838	.0305919	.7823035
TP1	156	.152429	.1168945	0	.5037115
D9010	156	56.47075	39.49403	10.14729	303.5303
D8020	156	21.90666	7.723576	6.922772	51.37668
Theil	156	.6689625	.1354991	.2659562	.9758612
Urb	156	75.10286	18.63418	34.71001	100

Base de Dados Estado-Período-Coorte

Variáveis	Obs.	Média	Desv.Pad.	Min.	Max.
Hom.CRI	2533	27.60895	21.32806	0	190.9842
Hom.CRII	2533	30.14867	23.12747	0	190.9842
Hom.CRIII	2533	33.37731	24.07471	2.793603	190.9842
Hom. CRIV	2533	32.29518	22.95258	1.105805	190.9843
Desemp.	2235	3.615886	3.744402	0	32.67712
Renda	2334	218.5838	104.8502	56.29137	790.2686
D2	2506	.0335727	.0128624	.0076539	.2135981
Analf.	2336	.25994	.1800203	.0077095	.803605
Theil	2334	.6570133	.1841433	.2151083	1.724894
TP0	2537	.3106251	.1956093	.0285647	1
TP1	2537	.1562767	.1961351	.0029622	1
D9010	2427	55.72277	181.8767	-6.77e-06	8579.43
D8020	2436	21.04861	9.048246	4.032965	94.06158
D1	2537	.0125048	.0152976	0	.4545455
Dm5	2537	.2279225	.0733206	.042394	1

Continuação da TABELA 15:

Correlações Bivariadas entre as Variáveis Básicas (1981/1996)

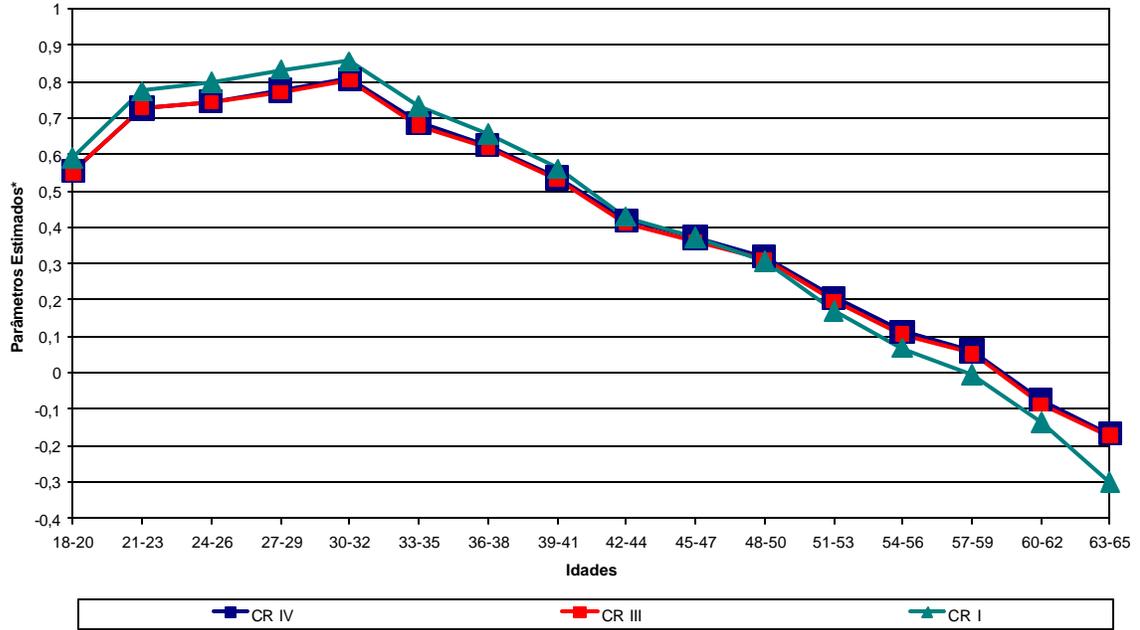
Base de Dados Estado-Período

	Hom.CRIV	D2	Desemp.	Polícia	Renda	chfem
Hom.CRIV	1.0000					
D2	-0.0131 (0.8706)	1.0000				
Desemp.	0.3274 (0.0000)	-0.3661 (0.0000)	1.0000			
Polícia	0.2034 (0.0109)	0.1951 (0.0147)	0.1554 (0.0528)	1.0000		
Renda	0.5027 (0.0000)	0.0734 (0.3624)	0.1792 (0.0252)	0.3085 (0.0001)	1.0000	
chfem	(0.2335 (0.0034)	-0.4206 (0.0000)	0.6283 (0.0000)	0.2719 (0.0006)	0.0287 (0.7222)	1.0000

Base de Dados Estado-Período-Coorte

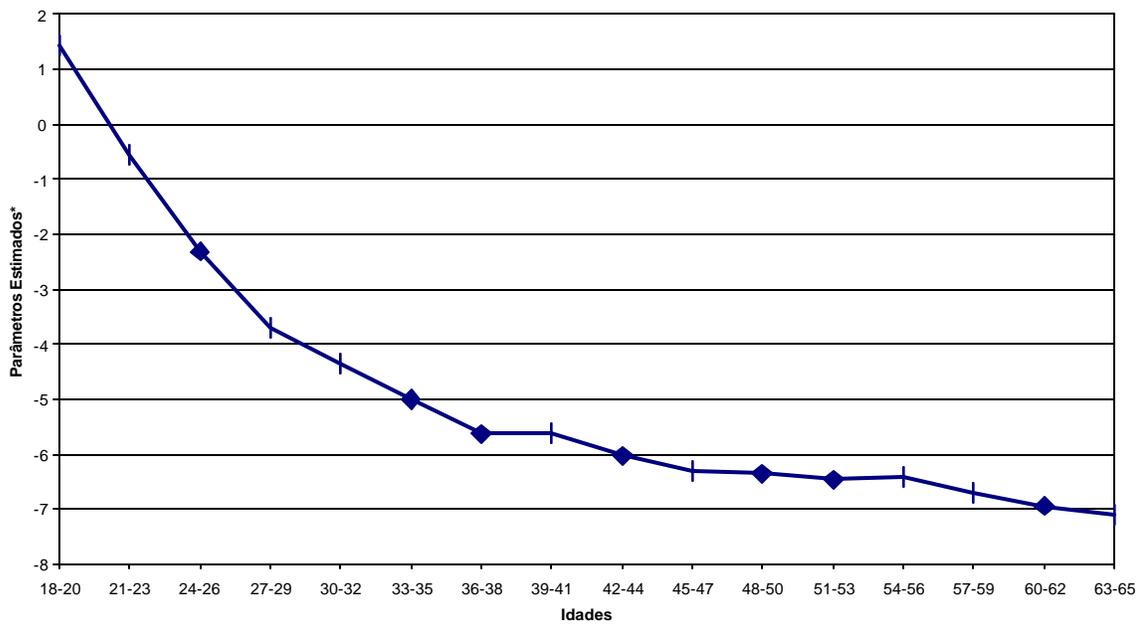
	Hom.CRIV	D2	Desemp	Renda
Hom.CRIV	1.0000			
D2	0.0507 (0.0114)	1.0000		
Desemp.	0.3421 (0.0000)	-0.0289 (0.1725)	1.0000	
Renda	0.1686 (0.0000)	-0.0909 (0.0000)	-0.0457 (0.0309)	1.0000

GRÁFICO 5: Homicídios por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996,



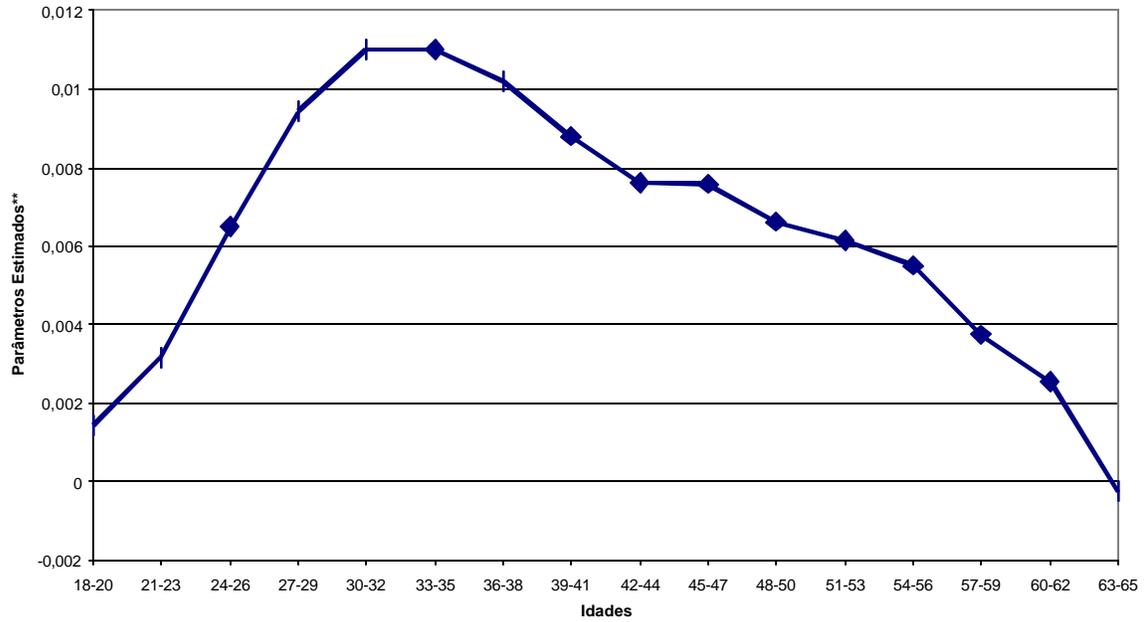
* Diferenciais em relação à taxa bruta de homicídios (em logs) na faixa etária de 15-17 anos.

GRÁFICO 6: Desemprego por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996



* Diferenciais em relação à taxa de desemprego (em %) na faixa etária de 15-17 anos.

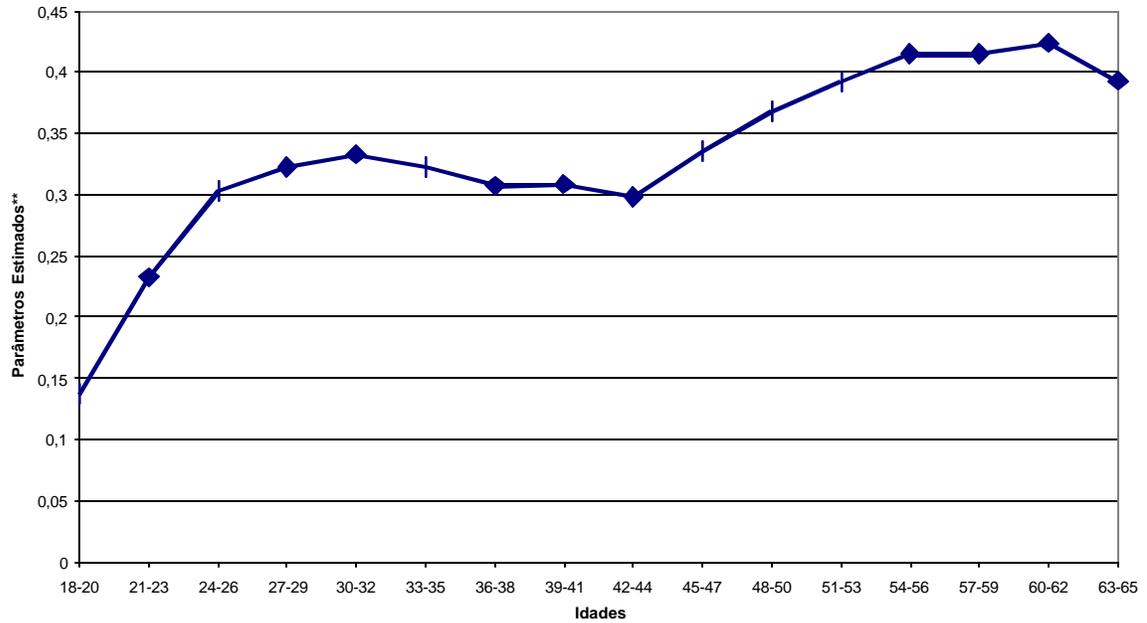
GRÁFICO 7: Desigualdade* por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996



* Medida de desigualdade utilizada foi $(1 - D2)$ = fração da renda total dos 80% mais ricos.

** Diferenciais em relação à desigualdade na faixa etária de 15-17 anos.

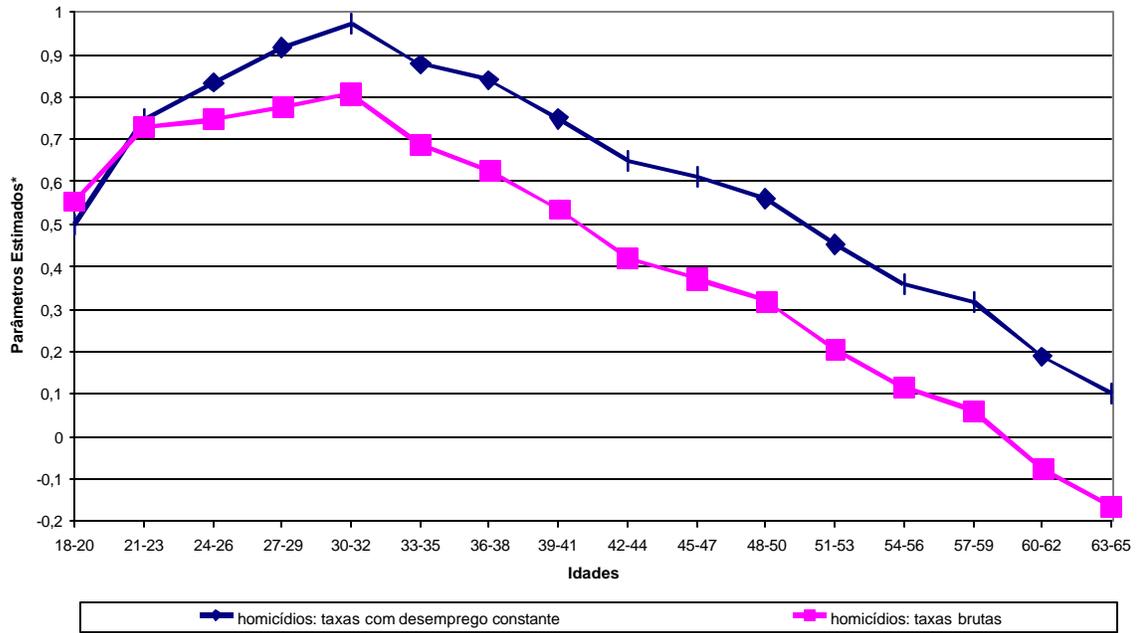
GRÁFICO 8: Renda* por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996



* Renda familiar per capita média.

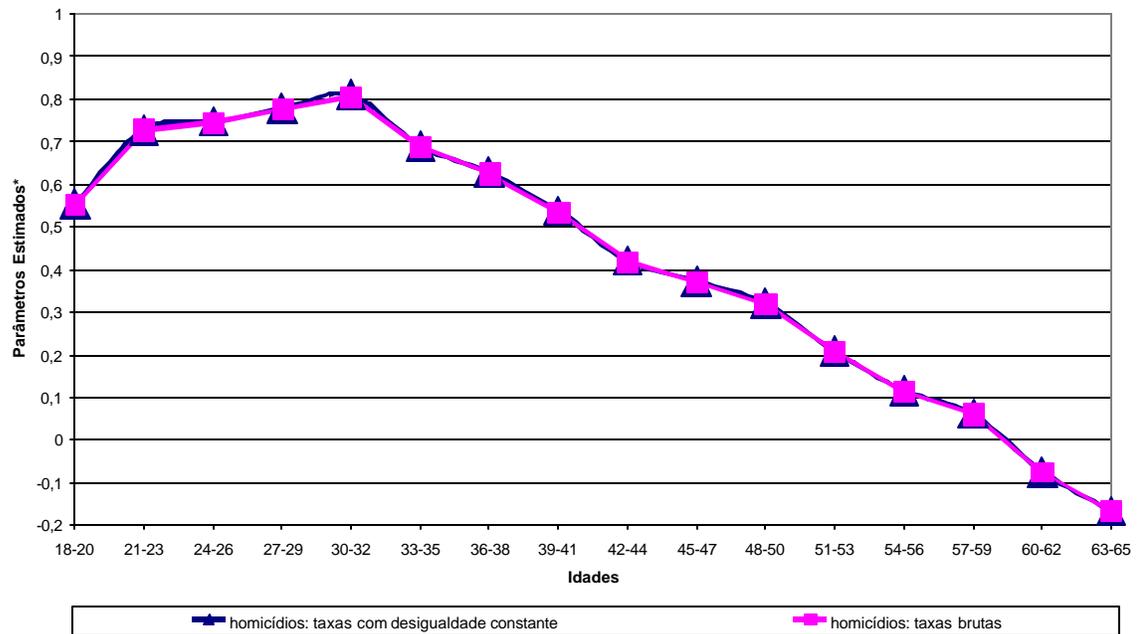
** Diferenciais em relação à renda (em logs) na faixa etária de 15-17 anos.

GRÁFICO 9: Homicídios por Faixa Etária Mantendo Constante a Taxa de Desemprego: Brasil, 1981-1996



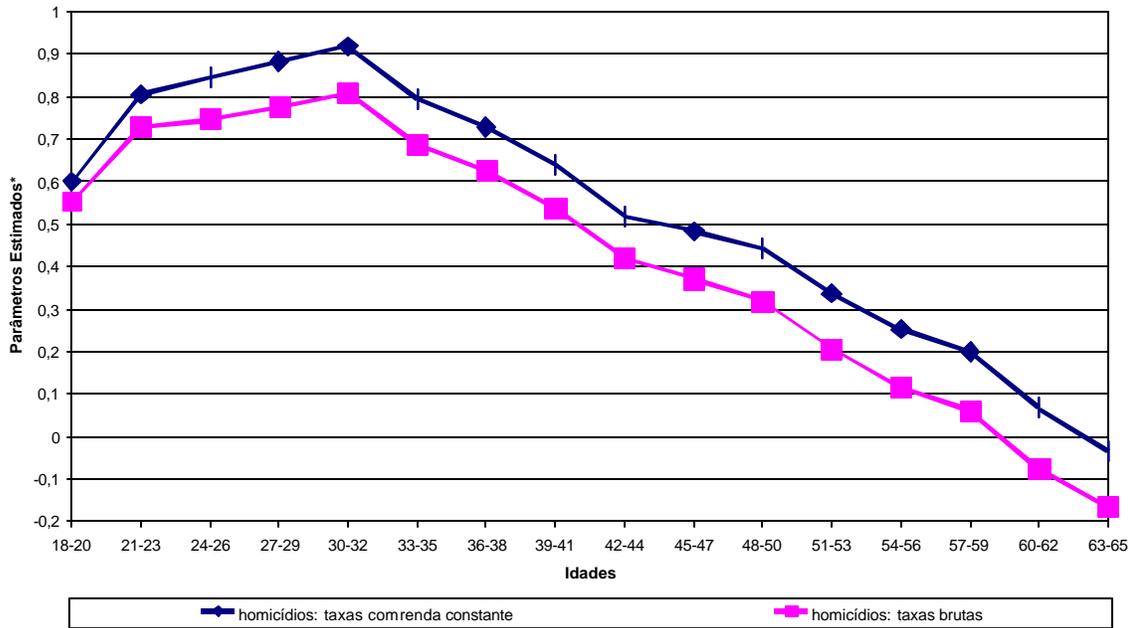
* Diferenciais em relação à taxa bruta de homicídios (em logs) na faixa etária de 15-17 anos.

GRÁFICO 10: Homicídios por Faixa Etária Mantendo Constante a Desigualdade: Brasil, 1981-1996



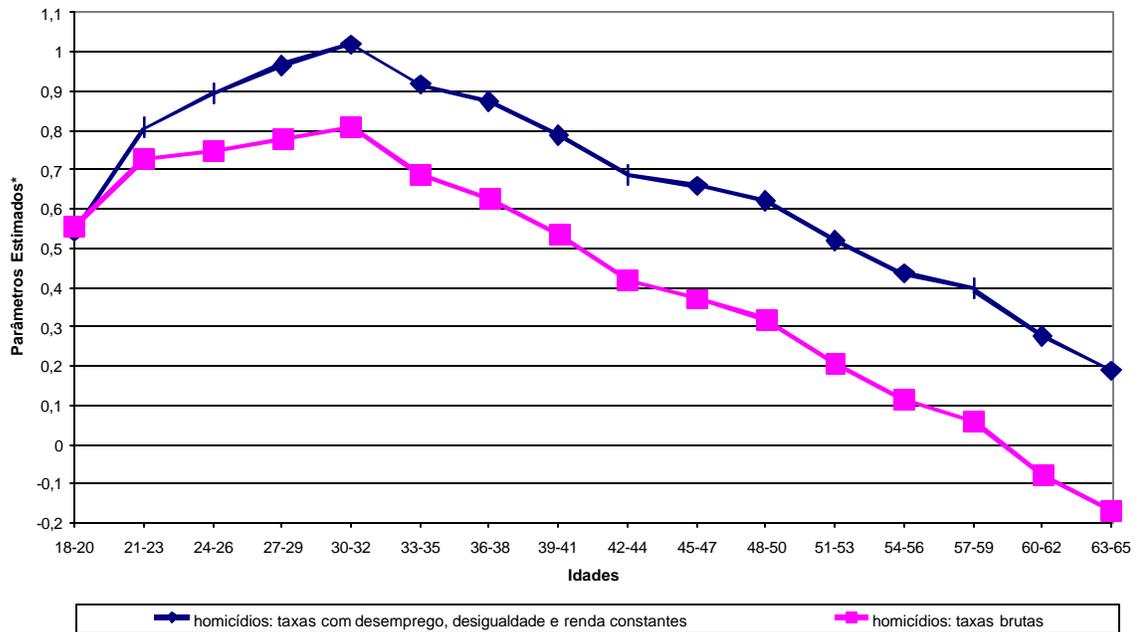
* Diferenciais em relação à taxa bruta de homicídios (em logs) na faixa etária de 15-17 anos.

GRÁFICO 11: Homicídios por Faixa Etária Mantendo Constante a Renda: Brasil, 1981-1996



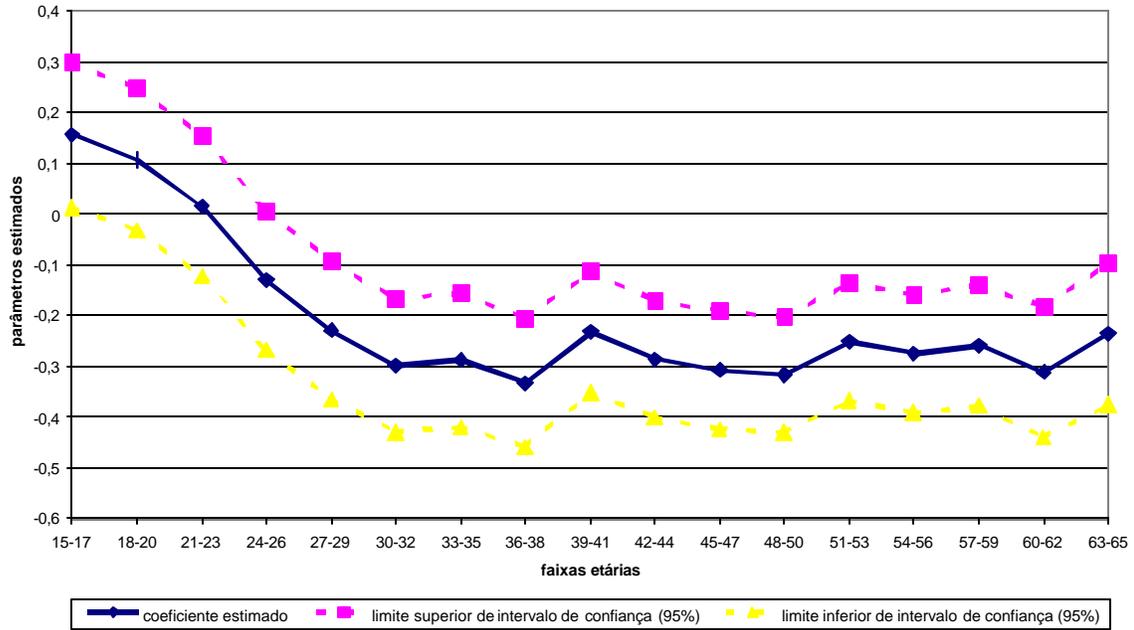
* Diferenciais em relação à taxa bruta de homicídios (em logs) na faixa etária de 15-17 anos.

GRÁFICO 12: Homicídios por Faixa Etária Mantendo Constantes a Taxa de Desemprego, a Desigualdade e a Renda: Brasil, 1981-1996



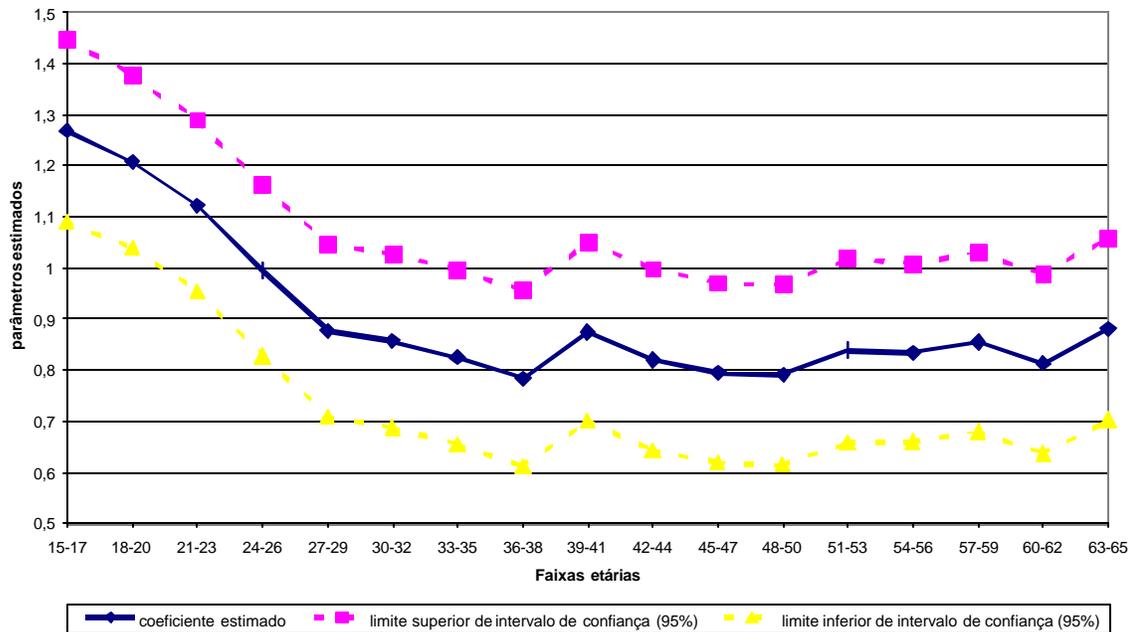
* Diferenciais em relação à taxa bruta de homicídios (em logs) na faixa etária de 15-17 anos.

GRÁFICO 13: Efeito da Renda da Coorte* sobre a Taxa de Homicídios por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996



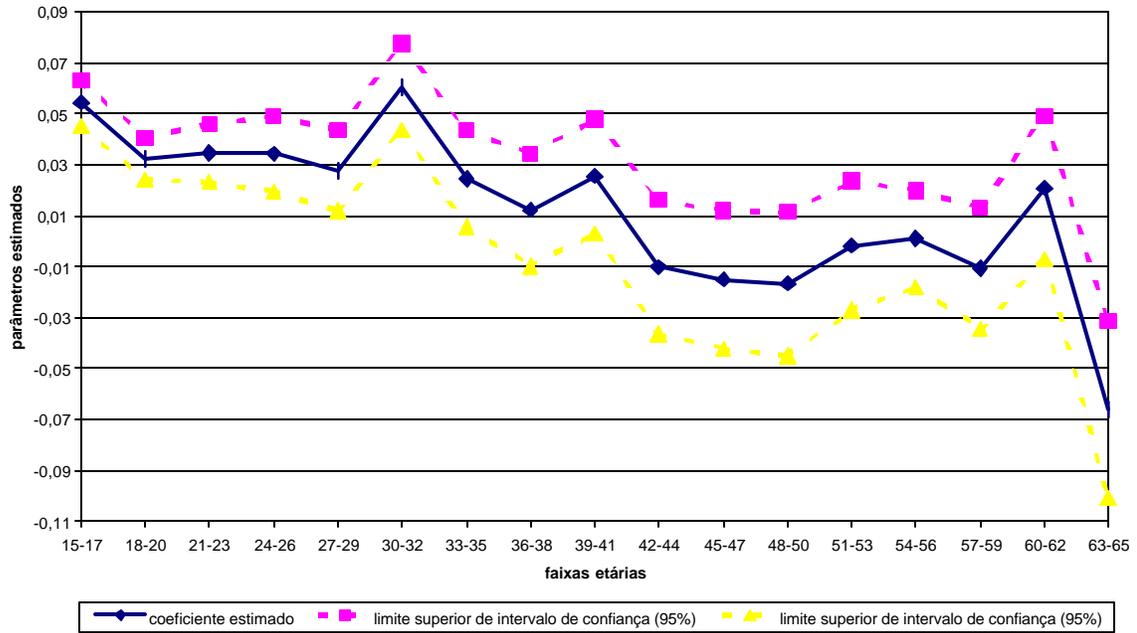
* Tanto a taxa de homicídios quanto a renda familiar per capita da coorte são expressas em logs.

GRÁFICO 14: Efeito da Renda do Estado* sobre a Taxa de Homicídios por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996



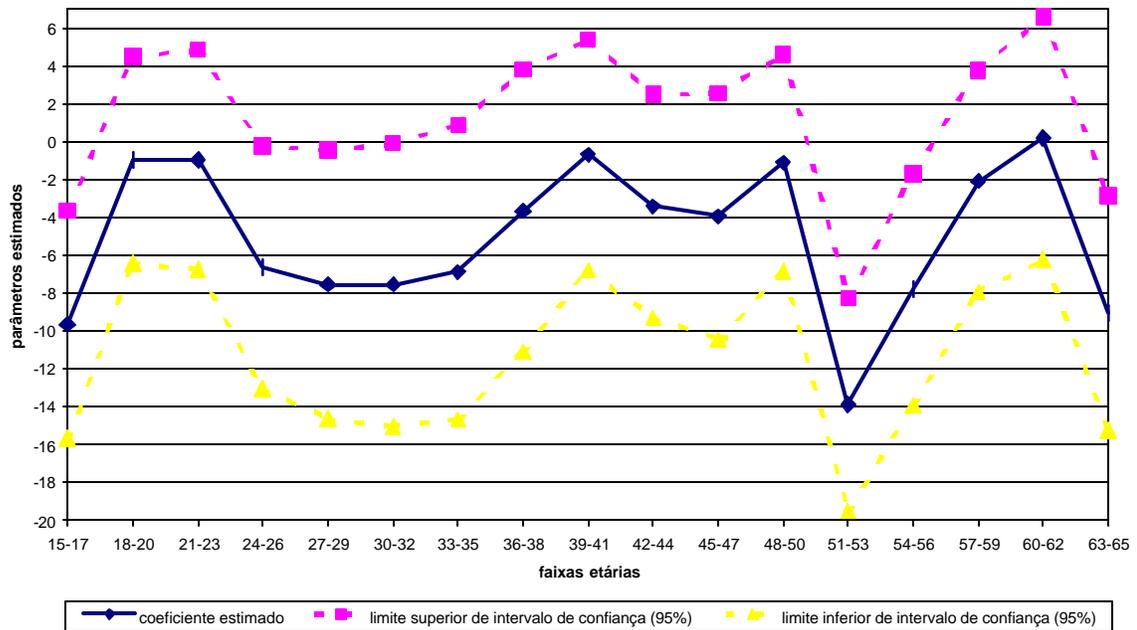
* Tanto a taxa de homicídios quanto a renda familiar per capita do estado são expressas em logs.

GRÁFICO 15: Efeito da Desemprego da Coorte* sobre a Taxa de Homicídios por Faixa Etária: Brasil, 1981-1997



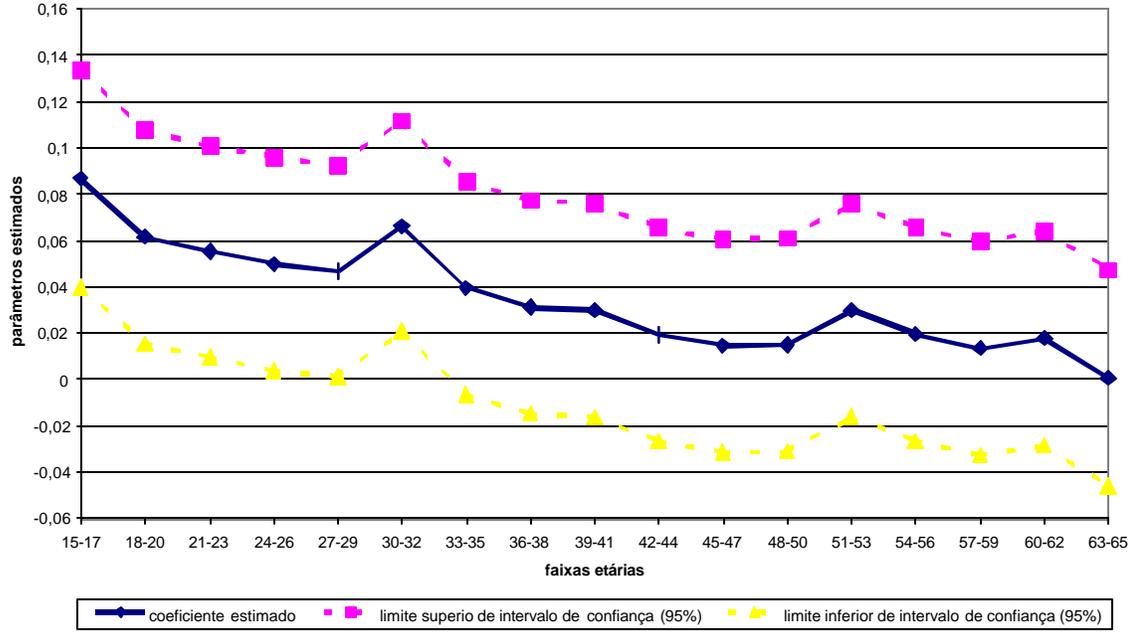
* A taxa de homicídios está expressa em logs enquanto a taxa de desemprego da coorte está expressa em %.

GRÁFICO 16: Efeito da Desigualdade da Renda da Coorte* sobre a Taxa de Homicídios por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996



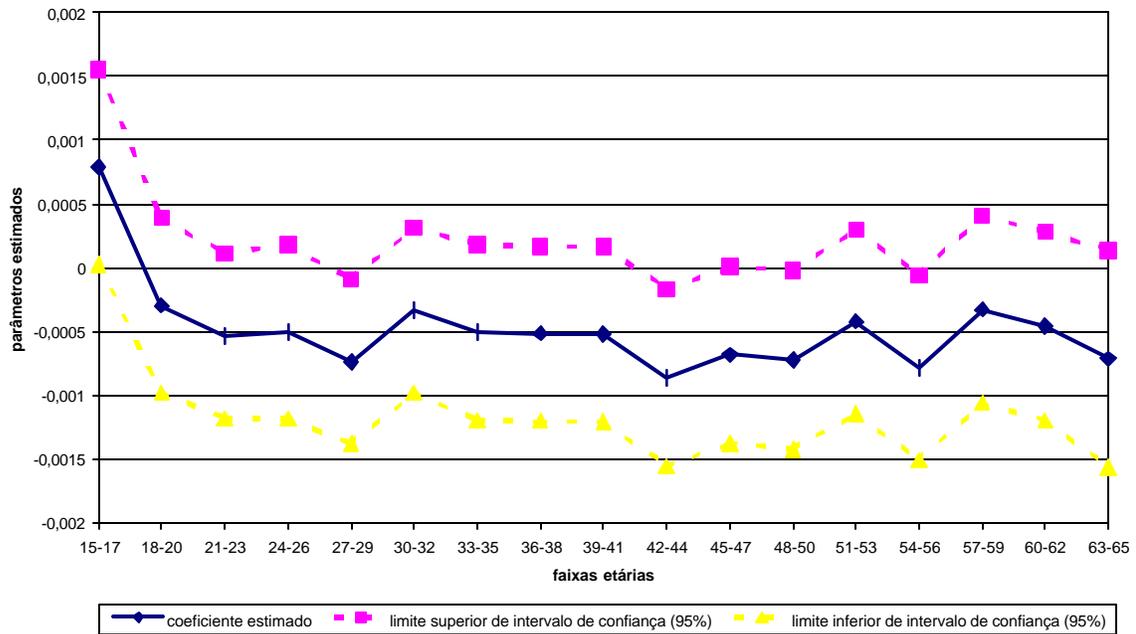
* A taxa de homicídios está expressa em logs.

GRÁFICO 17: Efeito da Desorganização Social* sobre a Taxa de Homicídios por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996



* A taxa de homicídios está expressa em logs enquanto a desorganização social está expressa em %.

GRÁFICO 18: Efeito da Polícia* sobre a Taxa de Homicídio por Faixa Etária: Brasil, 1981-1996



* A taxa de homicídios está expressa em logs enquanto a polícia está são expressa por cada 100 mil habitantes.

