

DECOMPOSIÇÃO DOS EFEITOS IDADE, PERÍODO E COORTE DE TAXAS DE HOMICÍDIOS: UMA ANÁLISE POR ESTADOS – 1981/1996

Ari Francisco de Araujo Jr¹

Resumo

Após apresentar a evolução visivelmente diferenciada das taxas agregadas de homicídios por 100 mil habitantes de Minas Gerais e dos outros estados da federação e as taxas de faixas etárias distintas para o Brasil, o artigo discute os três efeitos que influenciam a variação total de diversas variáveis sócioeconômicas (entre elas as taxas de homicídios), que são: efeito idade, período e coorte. Neste sentido, foram realizadas estimativas econométricas que possibilitaram a decomposição dos efeitos idade-período-coorte das taxas de homicídios dos estados brasileiros utilizando metodologia proposta por DEATON (1997). As informações sobre ocorrências de homicídios foram tabuladas a partir do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde (DATASUS). O resultado geral encontrado nos 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. Os resultados sugerem também que para a maioria dos estados, a curva idade-crime (ou a curva de risco) apresenta o formato de “U invertido” característico. Além disso, algumas implicações são discutidas.

1 – Introdução

Os homens são como ondas:
quando uma geração floresce,
a outra declina.
(Homero)

Existe uma literatura bastante vasta dos modelos de idade-período-coorte que lida com variáveis que apresentam comportamento característico ao longo do ciclo de vida dos indivíduos.² Como mostra DEATON (1997) muitas variáveis econômicas associadas com o bem-estar, tais como rendimentos, consumo e poupança, têm perfis de ciclo-de-

¹ Professor do IBMEC/MG e PUC/MG (ari@cedeplar.ufmg.br).

² Ver por exemplo, ATTANASIO & BROWNING (1995).

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). Esta mesma relação pode ser esperada para as taxas de homicídios, ou seja, os mais jovens sofrem menor exposição ao crime, a exposição aumenta com a idade até atingir um ponto máximo quando começa a declinar.

No Brasil, estudos desta natureza apresentam grande relevância devido ao que se diagnosticou de “onda jovem”³ do início dos anos noventa, representada pela entrada de um grande contingente de jovens ao mercado de trabalho, em decorrência das discontinuidades demográficas características de um processo de desestabilização da estrutura etária.

Neste contexto, o objetivo específico deste ensaio é realizar estimativas econométricas para decomposição dos efeitos idade-período-coorte das taxas de homicídios dos estados brasileiros utilizando metodologia proposta por DEATON (1997) que será apresentada adiante.

Este ensaio está composto de cinco seções. Nesta primeira foi introduzido o problema. Na próxima seção são apresentadas graficamente algumas evidências das taxas de homicídios no período analisado. Os aspectos teóricos, metodológicos e a descrição dos dados utilizados e da construção das taxas de homicídios específicas idade-período-coorte são apresentados na terceira seção. Finalmente, na penúltima e última seções são discutidos, respectivamente, os resultados e as conclusões obtidas a partir da decomposição realizada.

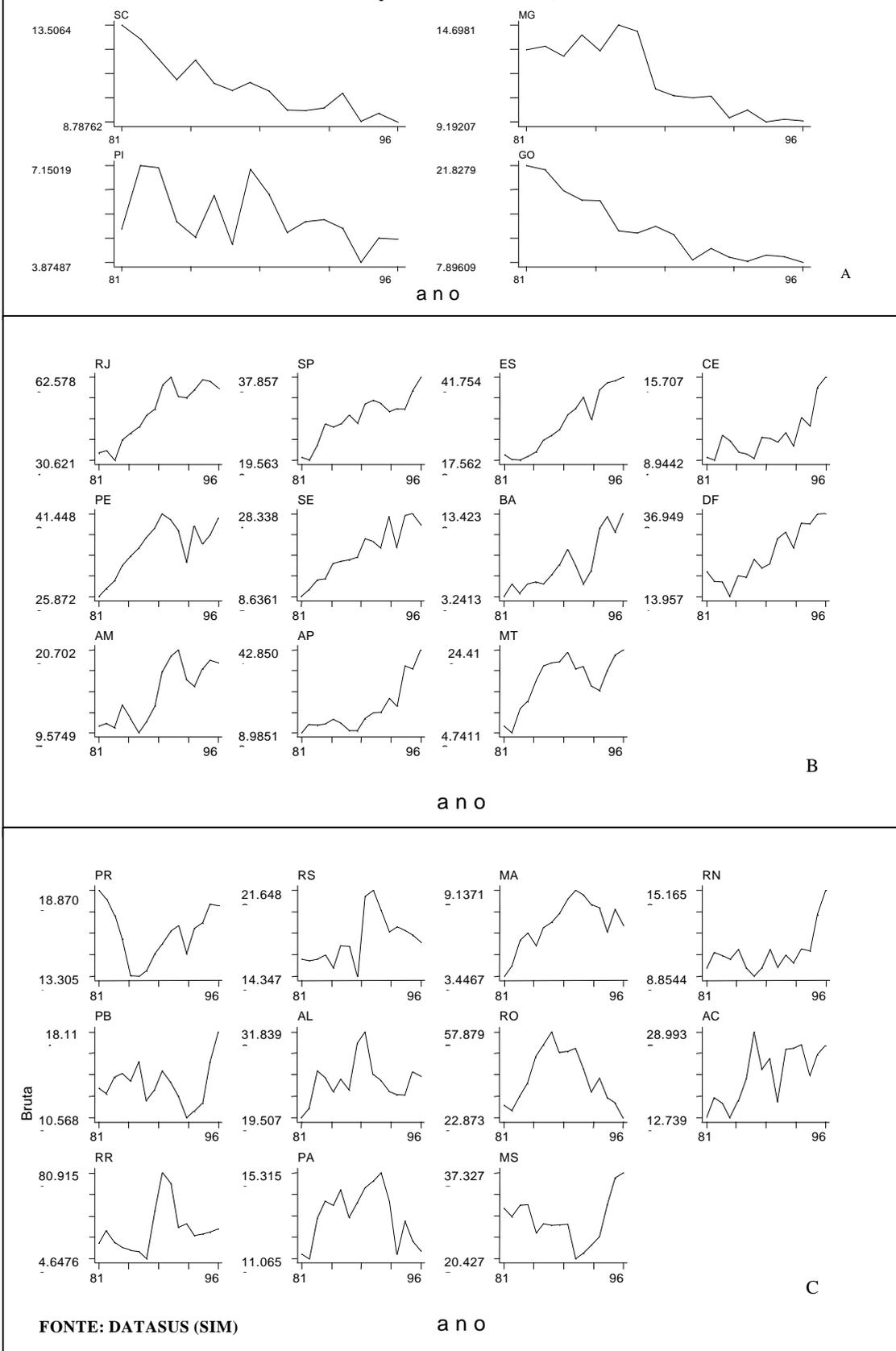
³ Ver BERCOVICH & MADEIRA (1990).

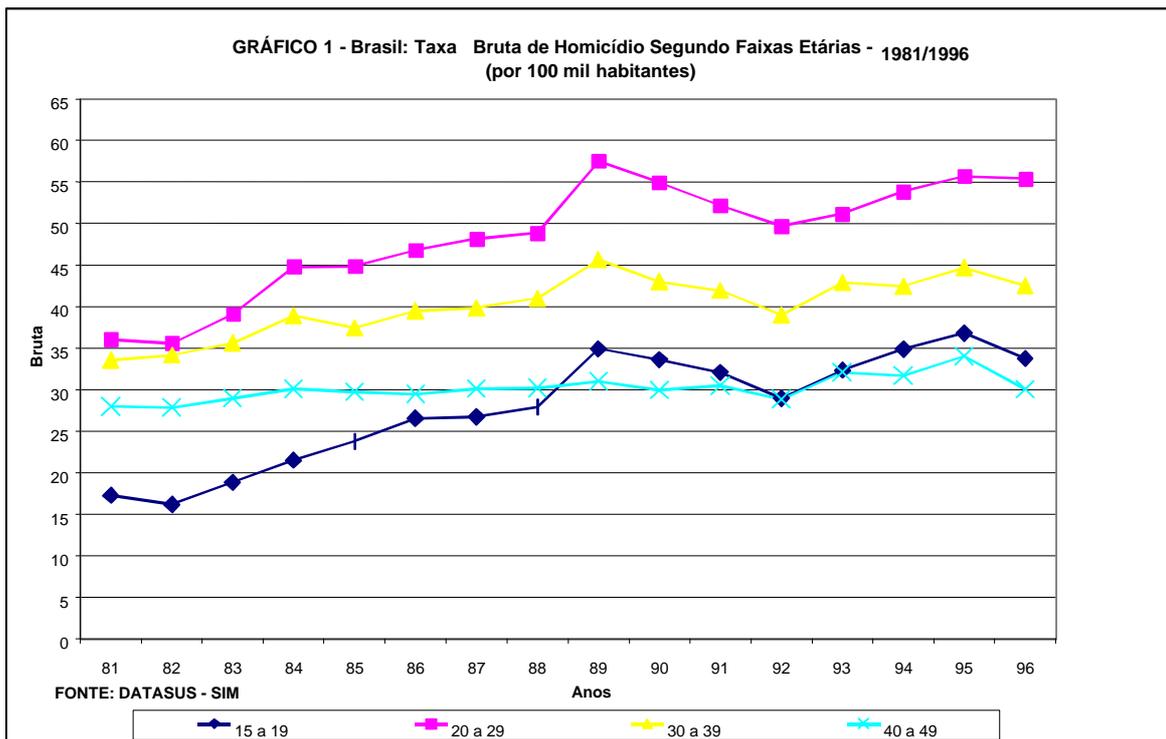
2 – Primeiras Evidências das Taxas de Homicídios no Brasil: 1981/1996.

Além das diferenças observadas nas magnitudes das taxas de homicídios por 100 mil habitantes entre os estados⁴, 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.

⁴ 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.

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





O GRÁFICO 1 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 na variação das taxas de homicídios através de uma análise de decomposição dos efeitos idade-período-coorte.

3 – Decomposição das Taxas de Homicídios em Efeitos Idade-Período-Coorte

3.1 – Aspectos teóricos

Resumidamente, o efeito idade ou ciclo de vida é aquele que afeta a história de vida de um grupo etário. Segundo RIOS-NETO & OLIVEIRA (1999), os efeitos de idade em processos demográficos estão associados a processos biológicos, psicológicos e/ou

mudanças nos papéis sociais dos grupos etários. O efeito período ou conjuntural – mudanças ambientais, econômicas e sociais – influencia de uma forma homogênea toda a população. Finalmente, o efeito coorte ou estrutural está associado a mudanças compartilhadas pelos indivíduos que viveram um mesmo evento dentro de um intervalo de tempo (normalmente o ano de nascimento). Para RYDER (1965) cada coorte nova é um intermediário possível no processo de transformação, um veículo para a introdução de novas posturas. Segundo o autor, as coortes novas oferecem a oportunidade para que a mudança social ocorra, permitindo e não sendo a causa das transformações. Se a mudança ocorre, ela diferencia as coortes de outras, e a comparação de suas carreiras torna-se uma forma para estudar a mudança ocorrida. A mais evidente manifestação de diferença intercoorte é o tamanho da coorte. As diferenças do tamanho da coorte podem ser atribuídas ao número de nascimentos, à migração e à mortalidade. Acontece que quando uma coorte atinge cada momento no ciclo de vida, a sociedade sofre, na maioria das vezes, para assimilar as necessidades dos indivíduos da coorte, principalmente quando a coorte é grande. Isso também gera impactos sobre o problema da violência na medida que coortes grandes tem maiores probabilidades de encontrar dificuldades no mercado de trabalho, o acesso e a qualidade ao acesso de bens públicos etc. A relação do tamanho das coortes e do volume de crimes em uma sociedade foi uma proposição de EASTERLIN (1978).

3.2 – Metodologia

Como dito anteriormente, o objetivo deste 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.

As metodologias existentes para execução da decomposição se diferenciam-se pelo modo como cada uma lida com o problema de identificação do modelo já que é sabido que a coorte é definida pela relação entre idade e período. HALLI & RAO (1992) sugerem modelo simples que ajusta variáveis *dummies* para cada um dos efeitos e os parâmetros são obtidos a partir de regressões que usam dois efeitos de cada vez. O modelo com os três efeitos seria usado para calcular o coeficiente de determinação (R^2) da interação entre efeitos idade-período-coorte.

STEFFENSMEIER, STREIFEL & HARER (1987) propõem que quatro restrições sejam impostas ao modelo. As primeiras três são usuais quando se trabalha com *dummies*, ou seja, retirar uma *dummy* de idade, uma de coorte e uma de período de modo que se tornem referências. Além disso, uma quarta restrição seria fazer o efeito da segunda coorte mais velha igual ao efeito da coorte mais velha. Para os autores estas coortes têm normalmente tamanho aproximadamente igual, os dados nem sempre têm boa qualidade etc.

A metodologia aqui utilizada é a proposta por DEATON (1997) e pode ser descrita com base na seguinte equação:

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

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),

b, a, g e y = vetor de parâmetros a serem estimados,

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,

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

Nas duas próximas seções são apresentados, respectivamente, a montagem da base de dados e os resultados econométricos encontrados.

3.3 – Dados e Construção de Taxas de Homicídios Específicas Idade-Período-Coorte⁵

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 critério proposto por PIQUET (2000). A forma usual para a contabilização dos homicídios é através das ocorrências registradas no atestado de óbito com os códigos E960-969 – *homicídios e lesões provocadas intencionalmente por outras pessoas*. 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*). O ajustamento da série de homicídios requer, desta forma, uma estimativa da composição das mortes de intencionalidade desconhecida e é isso que se pretende quando calculam-se as taxas utilizando outros critérios.

O critério proposto por PIQUET (2000) baseia-se em estudos que procederam a uma revisão dos registros de óbitos das mortes provocadas por lesões de intencionalidade desconhecida no Rio de Janeiro. Para ele, deve-se considerar 50% de todos os códigos de intencionalidade desconhecida como intencionais e que se assuma que 96% dos

⁵ Os dados podem ser obtidos com o autor.

intencionais sejam tomados como homicídios. Este trabalho seguiu esta metodologia para calcular as taxas apresentadas nos gráficos da segunda seção e naquelas usadas nas regressões cujos resultados são apresentados a seguir.

As coortes foram definidas com base em intervalos 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 A1 do ANEXO.

Vale mencionar que 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 muito menor que o de mortes por causas naturais (CANO & SANTOS, 2000).

Os dados de população foram obtidos a partir dos censos de 1980 e 1991 e a contagem de 1996 do IBGE. Para os demais anos, a população foi estimada utilizando uma interpolação log-linear.

4 – Resultados

Seguindo a metodologia apresentada acima procedeu-se a decomposição das taxas de homicídios [critério de PIQUET (2000) discutido acima] em efeitos idade-período-coorte para os anos de 1981 a 1996. A TABELA 1 e o GRÁFICO 2⁶ 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

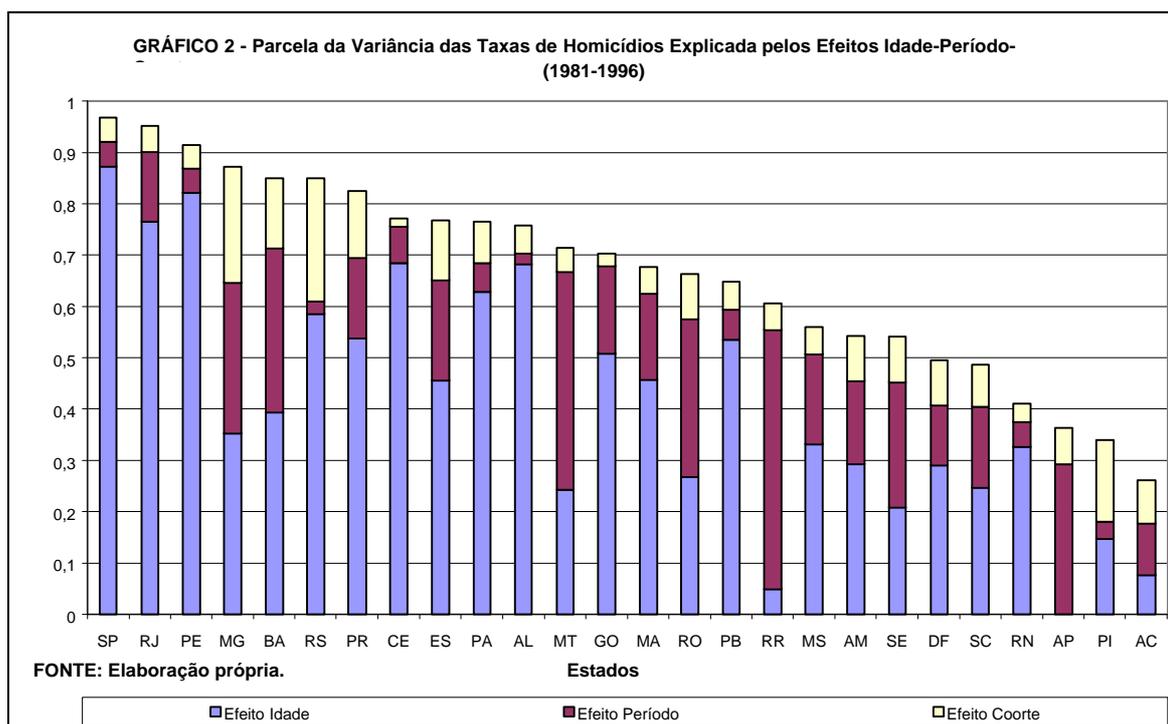
⁶ Ao interpretar os valores de R^2 ajustado deve-se lembrar que os efeitos idade, período e coorte não são totalmente independentes já que, no modelo em que apenas as *dummies* de idade estão sendo usadas é possível que elas estejam captando uma parcela dos outros efeitos.

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.

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 R^2 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 adulta⁷. 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 fatores⁸ (FARRINGTON, 1986). Existem alguns estados que não

⁷ 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.

⁸ Para um melhor entendimento da discussão sobre a curva idade-crime ser ou não invariante ver FARRINGTON (1986) .

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.

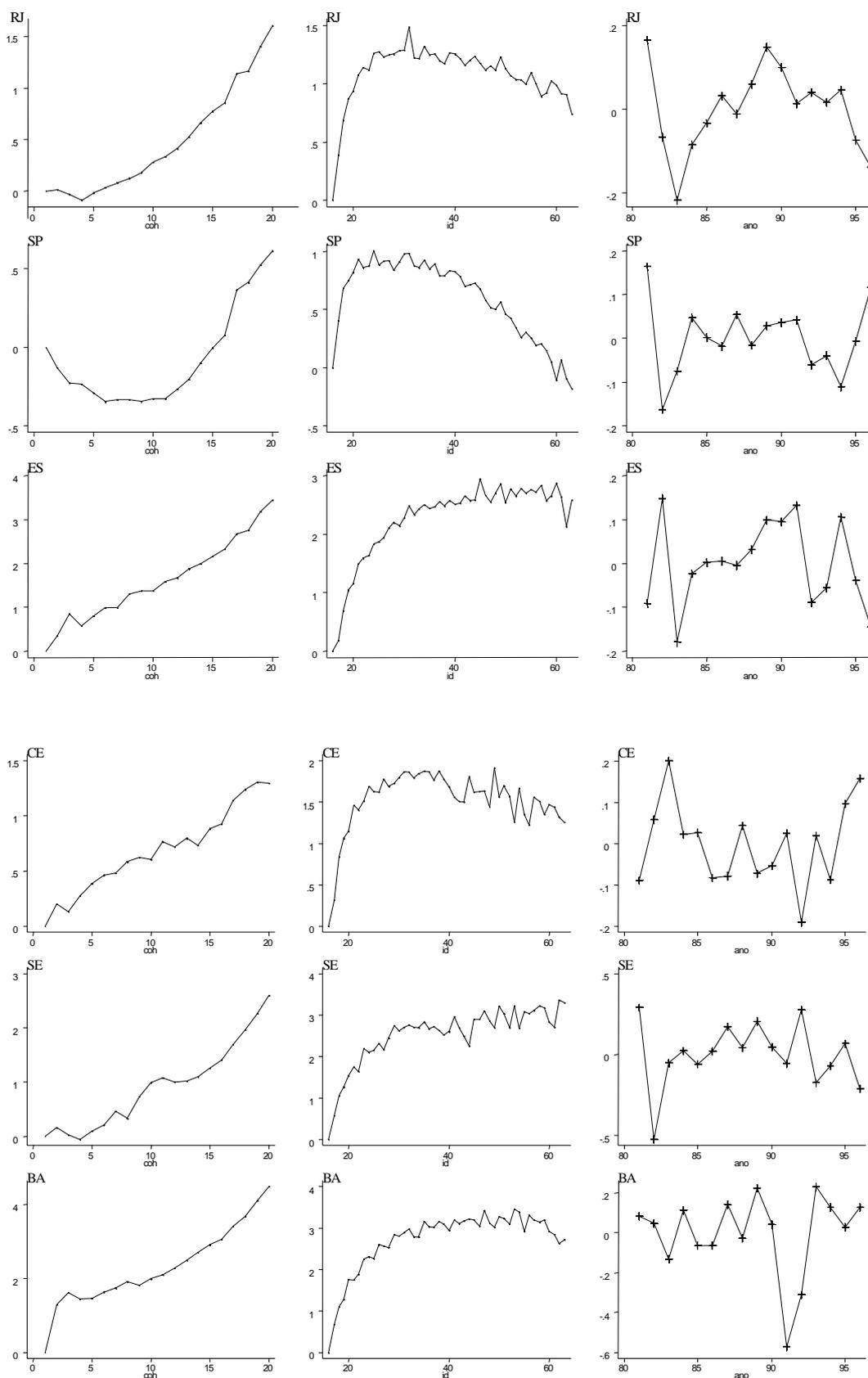
Pode-se notar também que os movimentos de curto prazo ou conjunturais afetam de formas bastante diferentes as taxas dos estados, ou seja, fatores de curto prazo (econômicos ou não) que possam ter acontecido neste período tiveram impactos diferentes sobre as taxas de homicídios para cada estado.

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 velhas⁹.

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.

⁹ 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

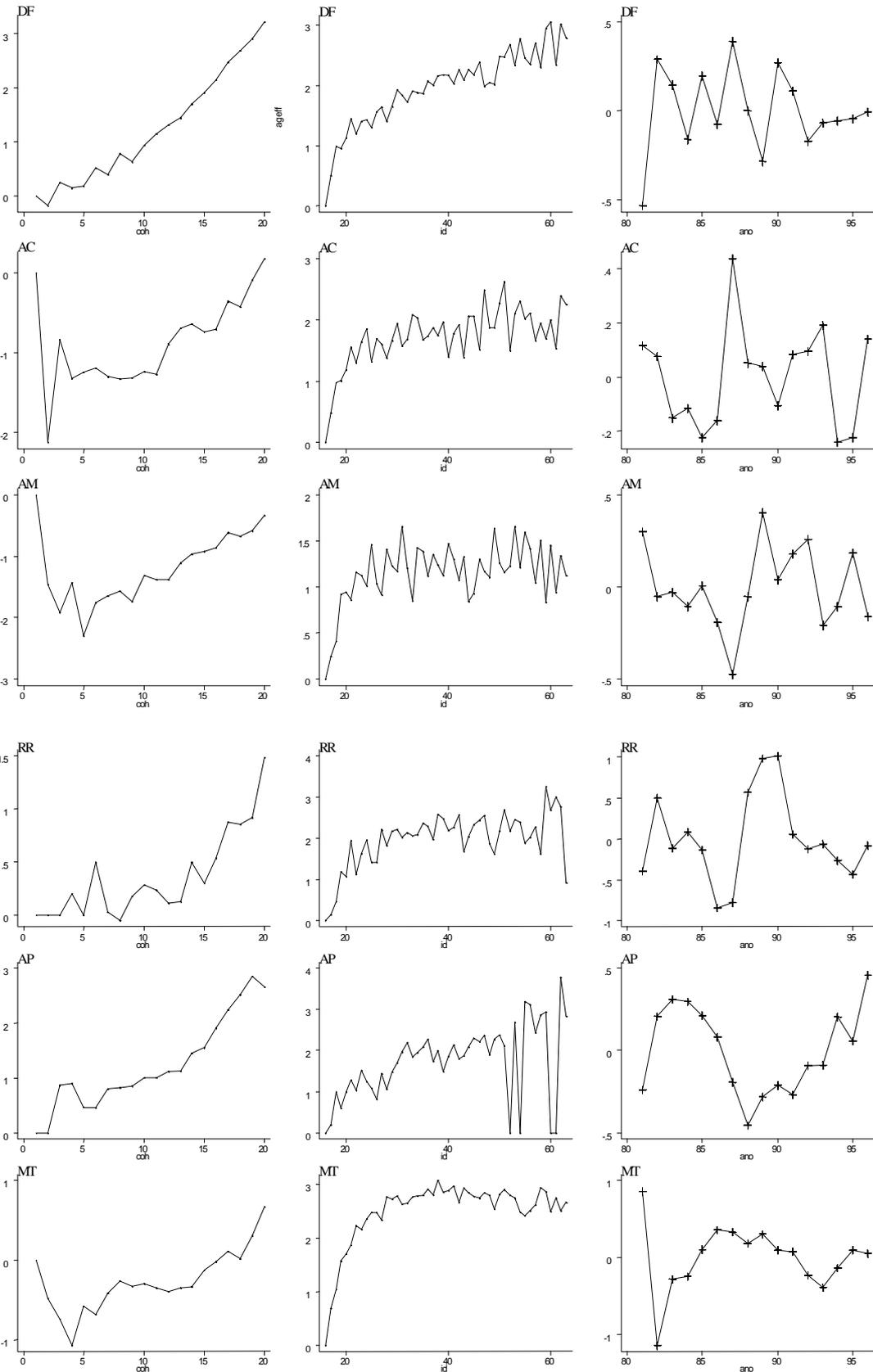
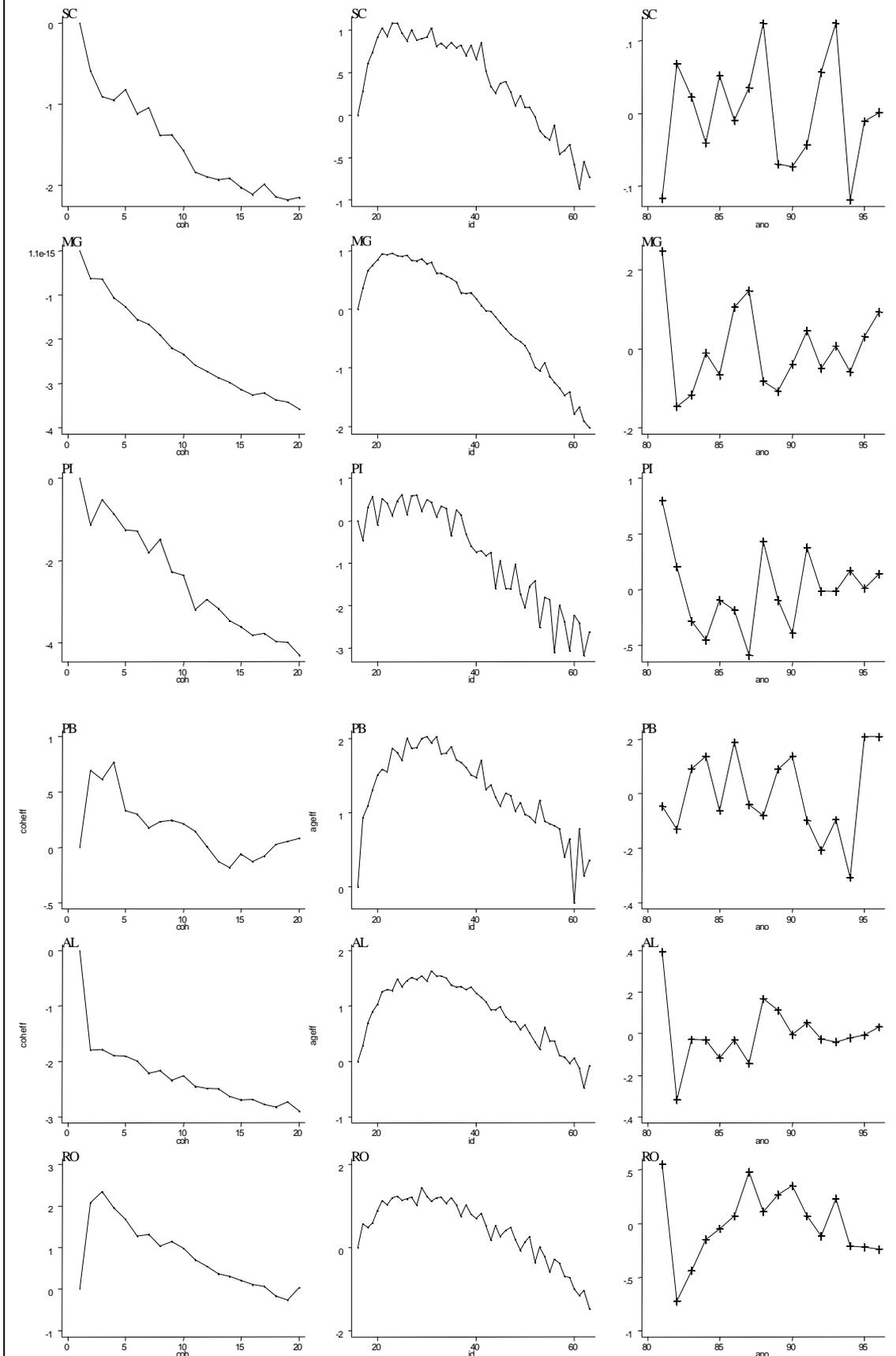


Figura 2B – Brasil: Efeitos Idade-Período-Corte nos Diferentes Estados da Federação (1981 – 1996)



Continuação Figura 2B

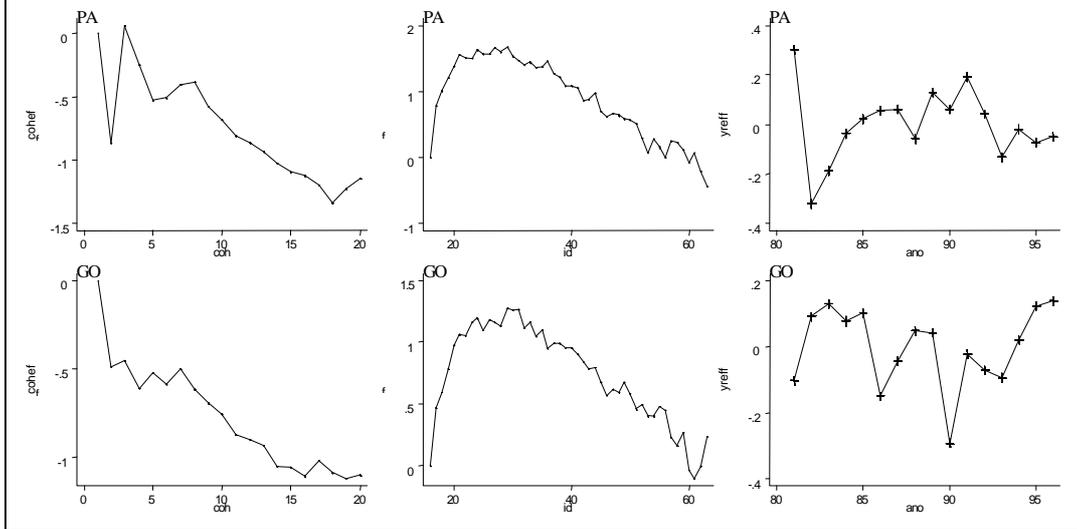
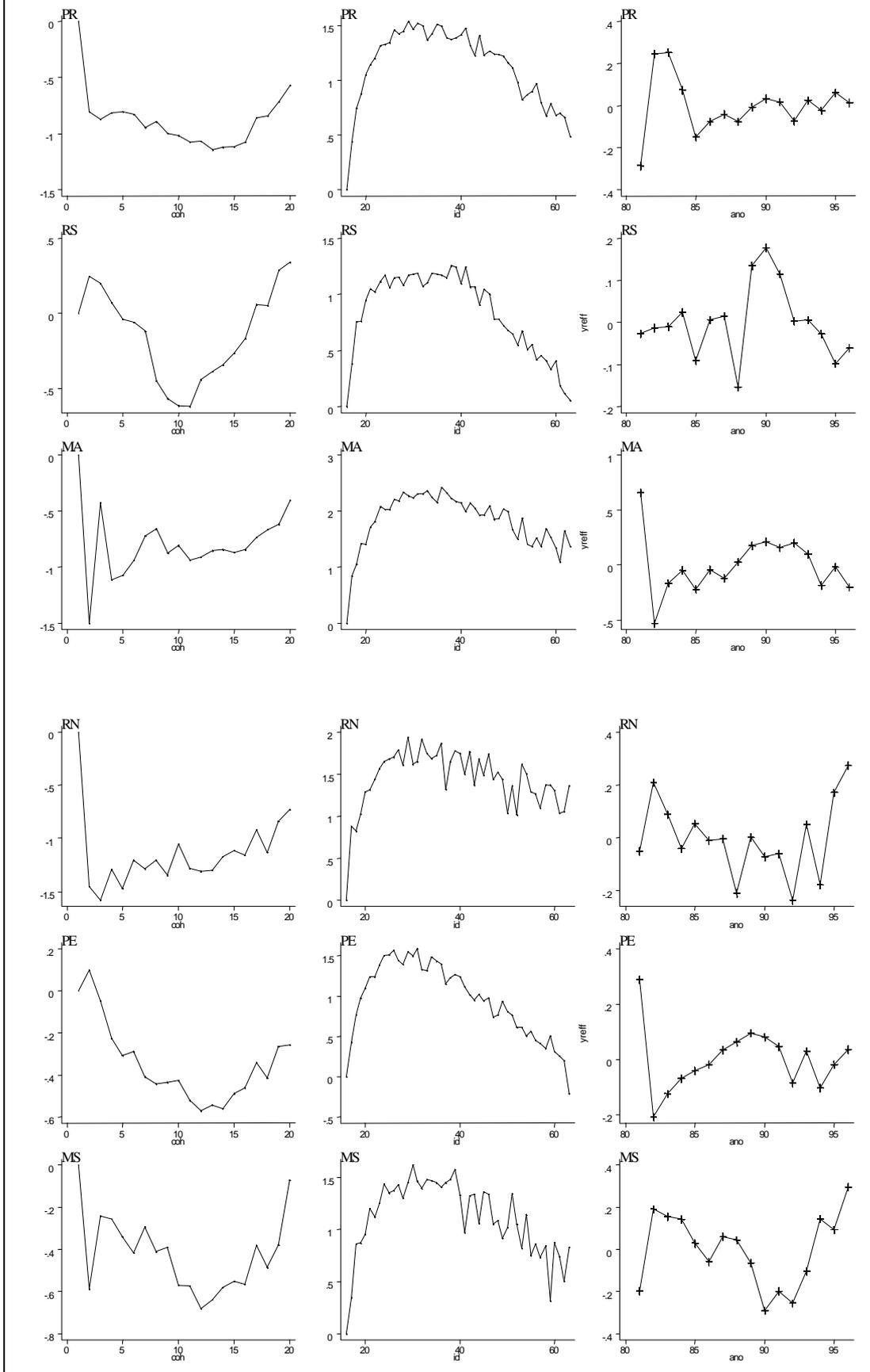


Figura 2C – Brasil: Efeitos Idade-Período-Coorte nos Diferentes Estados da Federação (1981 – 1996)



5 – Conclusão

Após uma apresentação geral do problema da violência no Brasil, medida pela taxa de homicídio por 100 mil habitantes, procedeu-se uma decomposição dos efeitos idade-período-coorte das taxas de homicídios dos estados da federação 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.

Como dito anteriormente, a mais evidente diferença intercoorte é o tamanho da coorte. Neste sentido, uma extensão do trabalho seria identificar a importância do tamanho da coorte nas variações das taxas de homicídios, ou seja, testar a hipótese de EASTERLIN (1978). EASTERLIN propõe que as flutuações no tamanho da coorte pode ter um impacto profundo sobre o volume de crimes em uma sociedade, já que os membros de coortes maiores têm oportunidades de vida restringidas. De qualquer modo vale reforçar a atenção dos governantes aos jovens e a importância da inclusão da dimensão demográfica neste tipo de análise já que segundo BERCOVICH & MADEIRA (1990) aconteceu no Brasil na década de oitenta um aumento do tamanho das coortes (*baby boom*) o que só seria sentido em termos da influência sobre as taxa de homicídios e de outras variáveis na década de noventa, período aqui analisado. Ademais, é necessário testar também se o efeito do tamanho da coorte é bem diferenciado entre os estados visto que BERCOVICH & MADEIRA (1990) afirmam que tais discontinuidades não são uniformes geográfica nem socialmente, o que poderia indicar que os resultados aqui encontrados fazem certo sentido.

Referência Bibliográfica

- ATTANASIO, O.P.; BROWNING, M. 1995. **Consumption over the Life Cycle and over the Business Cycle**. American Economic Review, v.85, n.5.
- BERCOVICH, A.; MADEIRA, F. 1990. **Descontinuidades Demográficas No Brasil e no Estado de São Paulo**. Anais Encontro Nacional da ABEP.
- CANO, I.; SANTOS, N. 2000. **Uma Comparação das Fontes de Informação sobre Violência Letal**. Mimeo. ISER.
- DEATON, A. 1997. **The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy**. Baltimore, Maryland: Johns Hopkins University Press.
- EASTERLIN, R. 1978. **What will 1984 be like? Socioeconomic implication of recent twists in the age structure**. Demography, v.15, n.4.
- 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.
- HALLI, S.; RAO, K.V. 1992. **Advanced Techniques of Population Analysis**. The Plenum Series on Demography Methods and Population Analysis. The New York, Plenum Press.
- LEVIN, J. 2000. **Bases de Dados de Saúde: Informações sobre a Violência**. Fórum de Debates, agosto 2000. IPEA.
- PIQUET, L. 2000. **Determinantes do Crime na América Latina: Rio de Janeiro e São Paulo**. São Paulo: Universidade de São Paulo. Mimeo.
- RIOS-NETO, E.L.G.; OLIVEIRA, A.M.H.C. 1999. **Aplicação de um modelo de idade-período-coorte para a atividade econômica no Brasil metropolitano**. Pesquisa e Planejamento Econômico, v.29, n.2.
- STEFFENSMEIER, D.; STRIFEL, C. & HARER, M.D. 1987. **Relative Cohort Size and Youth Crime in the United States, 1953-1984**. American Sociological Review, v.52.

Anexo

Tabela A1 - Esquema de Construção das Variáveis em Coortes

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.

Obs.: Para simplificar a apresentação desta tabela, alguns anos intermediários utilizados nas regressões e na tabulação dos dados foram omitidos.