

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

RAFAEL DELLA VALENTINA PESSOA

A INFLUÊNCIA DAS VARIÁVEIS SOCIAIS E ECONÔMICAS NOS HOMICÍDIOS DA  
POPULAÇÃO JOVEM NO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL.

Porto Alegre

2019

RAFAEL DELLA VALENTINA PESSOA

A INFLUÊNCIA DAS VARIÁVEIS SOCIAIS E ECONÔMICAS NOS HOMICÍDIOS DA  
POPULAÇÃO JOVEM NO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL.

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Economia, da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior

Porto Alegre

2019

RAFAEL DELLA VALENTINA PESSOA

A INFLUÊNCIA DAS VARIÁVEIS SOCIAIS E ECONÔMICAS NOS HOMICÍDIOS DA  
POPULAÇÃO JOVEM NO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL.

Trabalho de conclusão, submetido ao Curso de  
Graduação em Economia, da Faculdade de  
Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito  
parcial para obtenção do título Bacharel em  
Ciências Econômicas.

Aprovado em: Porto Alegre, \_\_\_\_ de \_\_\_\_\_ de  
2019.

---

Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior (orientador)  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

---

Prof. Dr. Stefano Florissi  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

---

Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

## RESUMO

Por meio de estudos anteriores, verifica-se que o Brasil possui elevadas taxas de mortalidade praticadas por terceiros, em outras palavras, homicídios, conforme Waiselfisz (2016). Dentro desta tipologia criminal, os dados mostram que, com relação ao sexo e a faixa etária, há uma predominância dos homens e, dentre estes, os jovens de 15 a 29 anos são os mais inseridos neste meio. Para isso, após a coleta dos dados necessários, a mensuração dos mesmos ocorreu por meio do método de dados em painel, utilizando o STATA. Os resultados obtidos dão conta que, via efeitos fixos, as variáveis tráfico e mães jovens foram estatisticamente significativas, concordando com a literatura econômica. Por outro lado, desigualdade de renda, variável tão inserida na literatura econômica do crime como tendo correlação positiva com os homicídios, não apresentou significância.

**Palavras-chave:** Economia do Crime, Homicídios, Criminalidade, Variáveis Sociais e Econômicas

## **ABSTRACT**

By means of previous studies, it is verified that Brazil has high mortality rates practiced by third parties, that is, high homicide rates. Within this criminal typology, the data shows that, with respect to gender and age group, there is a predominance of men in this type of involvement and, among these, young people, between 15 and 29 years old, are the most inserted in this mean. In this context, the presente study aims to verify the influence of social and economics variables on the phenomenon of crime dealing specifically about the homicides on the cities of Rio Grande do Sul, in the period from 2006 to 2012. For this, after collecting data, the measurement of these will happen through panel data, using STATA. The results shows that, by fixed effects, the variables traffic and young mothers were statistically significant, agreeing with the economic literature. On the other hand, rent inequality, variable so inserted in the economic literature of crime, as having positive correlation with homicides, didn't present significance.

**Keywords:** Economics of crime, Homicide, Criminality, Social and Economics Variables

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Número de Mortos por Arma de Fogo. População total. ....	4
Tabela 2. Número de Homicídios na População Total por Estado e Região .....	9
Tabela 3. Número de Homicídios na População Jovem por Estado e Região. ....	13
Tabela 4. Taxas de Homicídios por 100mil/hab na População Jovem por Estado e Região (2002-2012). ....	15
Tabela 5. Homicídios, taxa por 100 mil/hab e taxa de vitimização segundo raça/cor. Brasil. (2002-2012). ....	17
Tabela 6. Homicídios, taxas por 100 mil/hab e vitimização segundo raça/cor. População Jovem. ....	18
Tabela 7. Resumo descritivo das variáveis independentes utilizadas no modelo .....	35
Tabela 8. Estatística descritiva das variáveis do modelo. ....	40
Tabela 9. Correlação entre as variáveis .....	42
Tabela 10. Resumo dos testes .....	43
Tabela 11. Modelo de Estimação por Pooled .....	44
Tabela 12. Variance Inflation Factor (VIF) .....	45
Tabela 13. Modelo de Estimação por Efeitos Fixos .....	46
Tabela 14. Modelo de Estimação por Efeitos Aleatórios .....	49
Tabela 15. Resumo dos resultados .....	50

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Vítimas de homicídio por arma de fogo.....	6
Gráfico 2. Taxas de homicídios por armas de fogo por 100 mil/hab. ....	7
Gráfico 3. Evolução das taxas de homicídios – População Total. ....	10
Gráfico 4. Percentual de homicídios juvenis no total dos homicídios.....	11
Gráfico 5. Número de homicídios por idade. Brasil. 2012.....	12
Gráfico 6. Taxa de homicídios por 100 mil/hab. Faixa etária. Brasil. 2012. ....	12
Gráfico 7. Taxas de homicídio branco e negro e vitimização negra. 2002-2012.....	18
Gráfico 8. Taxas de homicídio branco e negro e vitimização negra.....	19
Gráfico 9. Efeito da dinâmica demográfica sobre a taxa de homicídios no Brasil. ....	29

## SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO .....	1
2 DADOS DA CRIMINALIDADE NO BRASIL.....	4
2.1 O USO DE ARMAS DE FOGO .....	4
2.2 HOMICÍDIO SEM DISTINÇÃO DE CAUSA.....	7
2.3 A COR DOS HOMICÍDIOS .....	16
3 REVISÃO DE LITERATURA .....	20
4 DADOS E METODOLOGIA .....	32
4.1 EQUAÇÃO PARA DADOS EM PAINEL.....	35
4.2 TESTES DO MODELO .....	36
5 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	40
5.1 MODELO POOLED, EFEITOS FIXOS E ALEATÓRIOS.....	43
06 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	51



## 1 INTRODUÇÃO

A Organização Mundial da Saúde (OMS) considera como endêmicas taxas de homicídio superiores a 10 vítimas por cada 100 mil habitantes. No Brasil, há taxas que superam o dobro do limite estabelecido pela organização e que podem ser prontamente identificados através dos 28,8 crimes para cada 100 mil habitantes registrados no ano de 2015, sendo que, jovens de 15 a 19 anos e de 20 a 24 anos, são os que mais se envolvem nessa tipologia criminal (WAISELFISZ, 2014).

Com o agravamento deste problema social no Brasil, a população sente, ao longo de sua vida, os custos da atividade criminosa praticada por terceiros por meio de fortes restrições econômicas e sociais, além de causar uma generalizada sensação de medo e insegurança (CAIADO, 2013). Prejuízos materiais, gastos públicos e privados na sua prevenção e combate, redução na qualidade de vida e bem-estar social, redução do capital humano, ao passo que profissionais influentes e grandes estudiosos das mais diversas áreas podem ter sua vida abreviada, assim como redução na atividade turística e perda de investimentos, são apenas alguns dos elementos que compõem os custos do crime para a sociedade.

Esses elevados índices criminais vêm chamando a atenção de instituições governamentais e não governamentais, e de pesquisadores de várias áreas do conhecimento, como Amin, Comim e Iglesias (2009), e Oliveira (2005). Nas ciências econômicas, cada vez mais, temas como desigualdade de renda, trabalho infantil, criminalidade, pobreza, dentre outros índices sociais têm ganhado espaço em trabalhos e encontros econômicos, ao lado de discussões já bastante difundidas como política fiscal, monetária e cambial.

Especificamente sobre o presente estudo, segundo Araújo (2007), o tema criminalidade tem sido tratado pelo ramo que se convencionou chamar de Economia do Crime, onde a mesma se preocupa em determinar quais fatores levam um indivíduo a cometer tais atos, tendo como principal expoente o economista Gary Becker (1968), que trabalha com a hipótese de escolha racional dos agentes criminosos, em que os mesmos, após uma análise de benefícios e custos, decidem ou não cometer determinado crime. Cerqueira e Lobão (2004) sintetizam bem o entendimento que

Gary Becker tinha sobre o assunto quando inferem que o criminoso age pensando somente na maximização de sua própria utilidade, onde a probabilidade de detenção e o rigor da mesma estão sendo confrontados com os potenciais ganhos de tal ato ilícito.

Visando maior robustez do tema, inúmeros estudos, como o de Skolnick e Bayley (2002), Sant'anna, Aerts e Lopes (2005), Teixeira (2011), entre outros, procuram verificar empiricamente o impacto de variáveis socioeconômicas sobre a incidência criminal, e é justamente com a análise dessas variáveis que este estudo tem por objetivo colaborar com os avanços na área. A razão econômica para se avançar neste campo de estudo pode ser interpretada por meio da necessidade de criação de políticas públicas específicas e eficientes para a redução dos níveis de criminalidade, o que resultariam em um aumento significativo do bem-estar da população e em uma redução no dispêndio de dinheiro público em políticas ineficientes, que poderiam ser destinados a outros fins.

Santos e Kassouf (2007) afirmaram que em análises econômicas empíricas da criminalidade, a melhor alternativa é utilizar dados em painel. Nesse caso, além da possibilidade de explorar tanto a dimensão temporal quanto a espacial dos dados, a heterogeneidade não-observável entre os estados pode ser controlada.

Contudo, uma série de estudos dedicados à demonstração da importância dos fatores econômicos sobre a criminalidade estão mostrando-se inconsistentes uns aos outros, dada a divergência nos resultados obtidos. Variáveis como gastos em segurança pública, desigualdade de renda, população, entre outras, podem estar associadas, ora positivamente, conforme estudo feito por Willians (1988), ora negativamente, conforme Messner (1982), ou sequer estar relacionado aos índices de criminalidade, remetendo-se a outras variáveis explicativas.

Valendo-se de um enfoque estadual, o cenário criminal praticamente não muda. Para efeitos de contextualização, somente no ano de 2015, segundo a Secretaria de Segurança Pública (SSP/RS), o Rio Grande do Sul registrou 2.431 ocorrências de homicídio, o que representa uma taxa de 24,7 vítimas para cada 100 mil habitantes. Para o ano seguinte, o número de ocorrências se eleva, passando de 2.431 para 2.608 homicídios, ou seja, um aumento de aproximadamente 7,3%, fazendo com que taxa

de criminalidade seja, não mais 24,7, mas sim, aproximadamente 26,5 vítimas para cada 100 mil habitantes.

Segundo Sant'Anna, Aerts e Lopes (2005), desde 1999 o estado já vem apresentando índices elevados de mortes, chegando àquele ano em 12,07 homicídios praticados somente por criminosos na faixa entre 10 a 19 anos, para cada cem mil habitantes. Os autores completam relatando que:

“Grande parte dos crimes eram cometidos por pessoas do sexo masculino, com uma razão de 10:1 em relação ao sexo feminino. Cerca da metade (51,5%) dos jovens tinha a cor da pele branca. Quando comparado esse percentual com os 84,2% de jovens brancos existentes na população de Porto Alegre, no ano de 1996”.

Com base no exposto até aqui, o presente trabalho tem como objetivo analisar o comportamento dos homicídios da população com faixa etária entre 15 a 29 anos, no período de 2006 a 2012, frente a seis variáveis socioeconômicas. Este partirá de uma estruturação onde, no segundo capítulo, como forma de contextualização e melhor entendimento do problema social, serão apresentados dados relacionados aos homicídios, contendo particularidades como o uso de armas de fogo na prática criminal, relação de cor/raça com o crime e demonstrando o quão importante é o enfoque na parcela jovem da população gaúcha.

Já nos outros três capítulos, serão abordados respectivamente, revisão de literatura, metodologia e apresentação dos resultados. Na revisão foram consultados diversos estudos de inúmeros autores ligados ao tema, não só a nível estadual, mas também nacional e internacional. Na metodologia apresenta-se todas as particularidades do estudo, como o programa econométrico utilizado, municípios que compõe análise, variáveis socioeconômicas explicativas do modelo, assim como o tipo de regressão escolhido.

Por fim, no quinto capítulo, são apresentados os resultados tanto dos testes de ajustamento do modelo quanto da regressão. Além do mais, todos os resultados são interpretados e comparados com os obtidos por outros autores.

## 2 DADOS DA CRIMINALIDADE NO BRASIL

### 2.1 O USO DE ARMAS DE FOGO

O número de homicídios tem evoluído de forma bastante significativa nas últimas décadas. De acordo com dados do Sistema de Informação sobre a Criminalidade (SIM), cerca de um milhão de pessoas perderam a vida vítimas de terceiros entre 1980 e 2014, sendo disparos de arma de fogo a causa principal de mortes. Dentro do período, essa tipologia criminal teve um aumento de mais de 400%, passando de 8.710 vítimas em 1980, para 44.861 em 2014. O crescimento populacional ao longo destes anos não pode ser ignorado, haja vista um aumento de 65%, contudo, o saldo da mortalidade já descontando o aumento populacional ainda mantém fortemente aceso o sinal de alerta.

É relevante salientar que além de homicídios, as armas de fogo também abrem portas para mais vítimas, como por exemplo mediante disparo acidental, suicídio, ou ainda por causa incerta. Porém, as proporções são absolutamente inferiores à causa principal, podendo se afirmar que aproximadamente 95% do uso de arma de fogo para fins de morte, tem como objetivo o extermínio do próximo.

**Tabela 1.** Número de Mortos por Arma de Fogo. População total.

Ano	Acidente	Suicídio	Homicídio	Indetet.	Total arma de fogo
1980	386	660	6.104	1.560	8.710
1981	448	731	6.452	1.689	9.320
1982	467	657	6.313	1.608	9.045
1983	566	789	6.413	3.062	10.830
1984	515	766	7.947	3.350	12.578
1985	575	781	8.349	3.783	13.488
1986	669	788	8.803	4.609	14.869
1987	677	951	10.717	3.747	16.092
1988	586	827	10.735	4.978	17.126
1989	605	850	13.480	5.505	20.440
1990	658	989	16.588	2.379	20.614
1991	1.140	1.037	15.759	3.614	21.550
1992	859	1.085	14.785	4.357	21.086
1993	456	1.169	17.002	4.115	22.742
1994	353	1.321	18.889	3.755	24.318

(Continua)

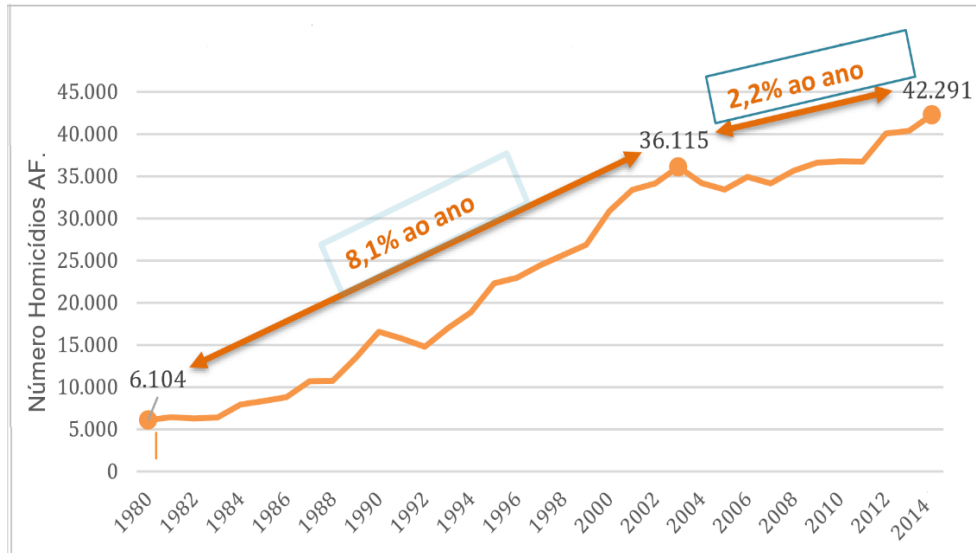
1995	534	1.555	22.306	2.369	26.764
1996	270	1.543	22.976	1.692	26.481
1997	250	1.539	24.445	1.519	27.753
1998	371	1.407	25.674	2.759	30.211
1999	888	1.260	26.902	2.148	31.198
2000	329	1.330	30.865	2.461	34.985
2001	336	1.408	33.401	1.977	37.122
2002	318	1.366	34.160	2.135	37.979
2003	283	1.330	36.115	1.597	39.325
2004	201	1.247	34.187	1.478	37.113
2005	244	1.226	33.419	1.171	36.060
2006	404	1.138	34.921	897	37.360
2007	320	1.141	34.147	1.232	36.840
2008	353	1.123	35.676	1.506	38.658
2009	351	1.069	36.624	1.633	39.677
2010	352	969	36.792	779	38.892
2011	264	916	36.737	827	38.744
2012	284	989	40.077	1.066	42.416
2013	326	1.040	40.369	869	42.604
2014*	372	956	42.291	1.242	44.861
Total	16.010	37.953	830.420	83.468	967.851
%Total	1,7	3,9	85,8	8,6	100,0
Δ % 1980/2003	-26,7	101,5	491,7	2,4	351,5
Δ % 2003/2014	31,4	-28,1	17,1	-22,2	14,1
Δ % 1980/2014	-3,6	44,8	592,8	-20,4	415,1

Fonte: Mapa da violência 2016

A tabela acima complementa o supracitado ao passo que evidencia os aumentos anuais no número de homicídios, salvo em seis anos esparsos onde **houve** suaves quedas. Nela também pode se constatar a enorme relação entre os homicídios e mortes por armas de fogo, haja vista que abrange toda a coluna *homicídios*, mais boa parte da coluna *indeterminados*, onde, a priori se desconhece a causa da morte.

Mantendo o foco nos homicídios, baseado no gráfico abaixo nota-se que apesar de seguir uma tendência de crescimento, o passar dos anos mostram comportamentos distintos. De 1980 a 2003 é nítido o acentuado avanço no número mortos por terceiros com o uso de arma de fogo, atingindo um aumento de 8,1% ao ano. A partir de 2004, quando se chega a 36.115 mortos, o comportamento da curva se altera e passa a apresentar uma tendência mais suave de crescimento, com 2,2%

ao ano até 2012, quando retoma um ritmo acelerado. Segundo o Mapa da Violência (2016), o abrandamento da curva durante estes 8 anos pode ter como agente causador o Estatuto do Desarmamento, iniciado justamente em 2004.



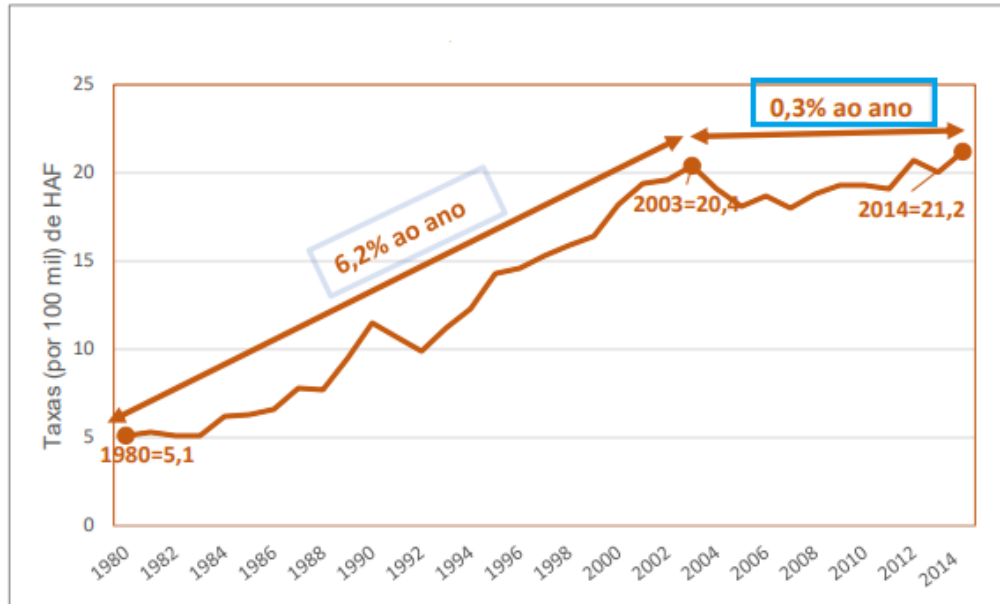
**Gráfico 1.** Víctimas de homicídio por arma de fogo.

Brasil. 1980-2014.

Fonte: Mapa da Violência 2016.

Com esse recorte temporal, temos um indicativo de que, caso o abrandamento no número de vítimas tenha sido causado pelo Estatuto do Desarmamento, esse não foi constante ao longo dos anos posteriores à sua criação, haja vista que sofreu interrupções e abandonos aliado a falta de políticas e estratégias complementares de forma a tentar reverter a tendência e fazer os números voltarem a regredir. Em valores absolutos, tal qual o gráfico acima, a trajetória da curva, principalmente pós 2003, acaba ficando um pouco distorcida.

Agora, quando a variação populacional é incorporada na análise, tem-se uma curva mais fidedigna, onde o impacto positivo das políticas de controle de armas se torna bem mais evidente, conforme o exposto a seguir:



**Gráfico 2.** Taxas de homicídios por armas de fogo por 100 mil/hab.  
Brasil. 1980-2014.

Fonte: Adaptado de Mapa da Violência 2016.

Apesar de a maior parte dos homicídios, sejam eles entre jovens ou não, serem praticados com o uso de arma de fogo, os seguintes dados e estatísticas criminais do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) abordam os homicídios em sua forma geral, sem diferir pelo modo como ocorreu a morte, e é deste modo que será exposto a partir daqui.

## 2.2 HOMICÍDIO SEM DISTINÇÃO DE CAUSA

A tabela 2, de forma bastante completa mostra um panorama geral do número de homicídios para todas as capitais do Brasil, separadas por regiões, no período de 2002 a 2012. Como pontos importantes a serem destacados nestes números, a região sudeste foi a que melhor se comportou e no caso dos estados do Rio de Janeiro e São Paulo houve reduções significantes na mortalidade, Espírito Santo pouco variou e Minas Gerais foi o ponto negativo da região com um aumento de 52,3% nos homicídios. De modo contrário, a região Nordeste foi a que apresentou piores resultados, visto que, as três capitais com maior mortalidade foram Rio Grande do

Norte, Bahia e Maranhão com respectivamente 272,4%, 242,1% e 203,6% de aumento.

Na Região Sul, mais especificamente no estado do Rio Grande do Sul, alvo deste estudo, o cenário foi de aumento nos homicídios, porém de forma moderada. No primeiro ano do período houve 1.906 casos relatados, oscilou com tendência de crescimento até 2008 quando atingiu o pior resultado com 2.367 mortes e seguiu neste patamar até 2012, quando fechou com 2.363 homicídios registrados e uma variação de 24,0% durante os dez anos da análise.

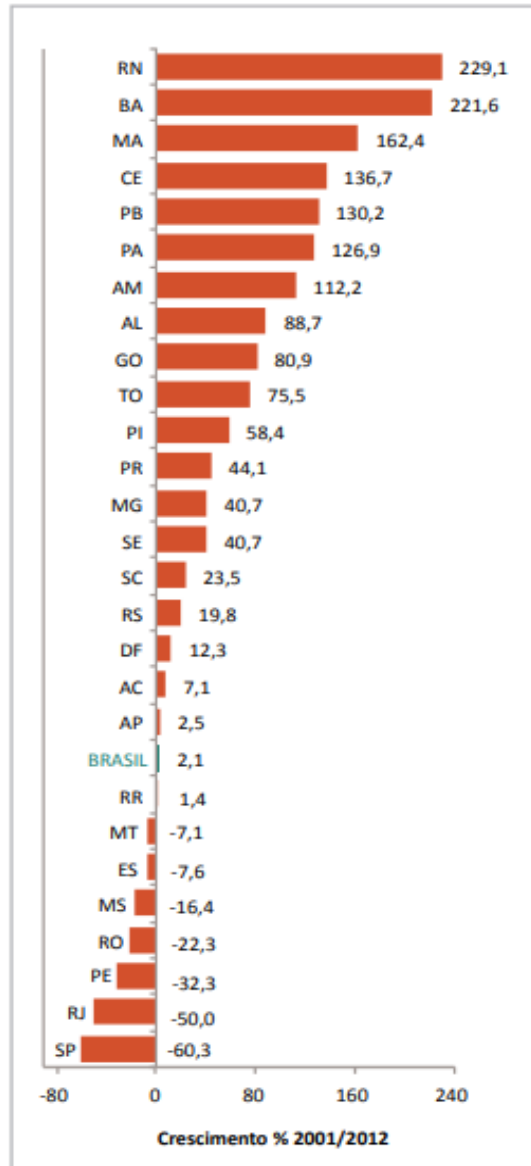
O fator positivo fica por conta de o estado do Rio Grande do Sul ter sido o oitavo estado com menor variação percentual de mortes e dentro da Região Sul o que teve melhor cenário. Os outros dois estados, Paraná e Santa Catarina, componentes da região, tiveram aumentos de 55,6% e 42,7% no número de homicídios, respectivamente.



**Tabela 2. Número de Homicídios na População Total por Estado e Região**

UF/REGIÃO	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Δ%	
												02/12	11/12
Acre	151	135	115	125	155	133	133	152	165	168	209	38,4	24,4
Amapá	181	190	173	196	203	171	211	191	258	208	251	38,7	20,7
Amazonas	512	561	523	598	697	711	827	915	1.076	1.289	1.317	157,2	2,2
Pará	1.186	1.383	1.522	1.926	2.073	2.204	2.868	2.997	3.540	3.078	3.261	175,0	5,9
Rondônia	606	559	562	552	589	435	480	536	544	447	523	-13,7	17,0
Roraima	121	106	83	94	110	116	105	117	123	95	166	37,2	74,7
Tocantins	180	225	205	202	236	224	232	284	313	357	371	106,1	3,9
<b>NORTE</b>	<b>2.937</b>	<b>3.159</b>	<b>3.183</b>	<b>3.693</b>	<b>4.063</b>	<b>3.994</b>	<b>4.856</b>	<b>5.192</b>	<b>6.019</b>	<b>5.642</b>	<b>6.098</b>	<b>107,6</b>	<b>8,1</b>
Alagoas	989	1.041	1.034	1.211	1.617	1.839	1.887	1.872	2.086	2.268	2.046	106,9	-9,8
Bahia	1.735	2.155	2.255	2.823	3.278	3.614	4.765	5.383	5.763	5.451	5.936	242,1	8,9
Ceará	1.443	1.560	1.576	1.692	1.793	1.936	2.031	2.168	2.692	2.788	3.840	166,1	37,7
Maranhão	576	762	696	903	925	1.092	1.243	1.387	1.493	1.573	1.749	203,6	11,2
Paraíba	608	620	659	740	819	861	1.021	1.269	1.457	1.619	1.528	151,3	-5,6
Pernambuco	4.431	4.512	4.173	4.307	4.478	4.560	4.431	3.954	3.445	3.464	3.313	-25,2	-4,4
Piauí	315	316	347	386	437	406	387	398	430	461	544	72,7	18,0
Rio Grande do Norte	301	409	342	408	450	594	720	791	815	1.042	1.121	272,4	7,6
Sergipe	549	473	464	492	597	526	574	663	690	739	883	60,8	19,5
<b>NORDESTE</b>	<b>10.947</b>	<b>11.848</b>	<b>11.546</b>	<b>12.962</b>	<b>14.394</b>	<b>15.428</b>	<b>17.059</b>	<b>17.885</b>	<b>18.871</b>	<b>19.405</b>	<b>20.960</b>	<b>91,5</b>	<b>8,0</b>
Espírito Santo	1.639	1.640	1.630	1.600	1.774	1.885	1.948	1.996	1.794	1.681	1.693	3,3	0,7
Minas Gerais	2.977	3.822	4.241	4.208	4.155	4.103	3.869	3.714	3.627	4.235	4.535	52,3	7,1
Rio de Janeiro	8.321	7.840	7.391	7.098	7.122	6.313	5.395	5.074	5.267	4.567	4.589	-44,9	0,5
São Paulo	14.494	13.903	11.216	8.727	8.166	6.234	6.118	6.326	5.806	5.629	6.314	-56,4	12,2
<b>SUDESTE</b>	<b>27.431</b>	<b>27.205</b>	<b>24.478</b>	<b>21.633</b>	<b>21.217</b>	<b>18.535</b>	<b>17.330</b>	<b>17.110</b>	<b>16.494</b>	<b>16.112</b>	<b>17.131</b>	<b>-37,5</b>	<b>6,3</b>
Paraná	2.226	2.525	2.813	2.981	3.095	3.112	3.453	3.695	3.606	3.331	3.464	55,6	4,0
Rio Grande do Sul	1.906	1.900	1.963	2.015	1.964	2.174	2.367	2.229	2.064	2.057	2.363	24,0	14,9
Santa Catarina	572	653	632	616	656	632	789	800	812	797	816	42,7	2,4
<b>SUL</b>	<b>4.704</b>	<b>5.078</b>	<b>5.408</b>	<b>5.612</b>	<b>5.715</b>	<b>5.918</b>	<b>6.609</b>	<b>6.724</b>	<b>6.482</b>	<b>6.185</b>	<b>6.643</b>	<b>41,2</b>	<b>7,4</b>
Distrito Federal	744	856	815	745	769	815	873	1.005	882	977	1.031	38,6	5,5
Goiás	1.275	1.259	1.427	1.398	1.410	1.426	1.754	1.792	1.896	2.214	2.725	113,7	23,1
Mato Grosso	963	929	867	907	899	892	942	999	978	995	1.070	11,1	7,5
Mato Grosso do Sul	694	709	650	628	678	699	690	727	638	668	679	-2,2	1,6
<b>CENTRO-OESTE</b>	<b>3.676</b>	<b>3.753</b>	<b>3.759</b>	<b>3.678</b>	<b>3.756</b>	<b>3.832</b>	<b>4.259</b>	<b>4.523</b>	<b>4.394</b>	<b>4.854</b>	<b>5.505</b>	<b>49,8</b>	<b>13,4</b>
<b>BRASIL</b>	<b>49.695</b>	<b>51.043</b>	<b>48.374</b>	<b>47.578</b>	<b>49.145</b>	<b>47.707</b>	<b>50.113</b>	<b>51.434</b>	<b>52.260</b>	<b>52.198</b>	<b>56.337</b>	<b>13,4</b>	<b>7,9</b>

Fonte: Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

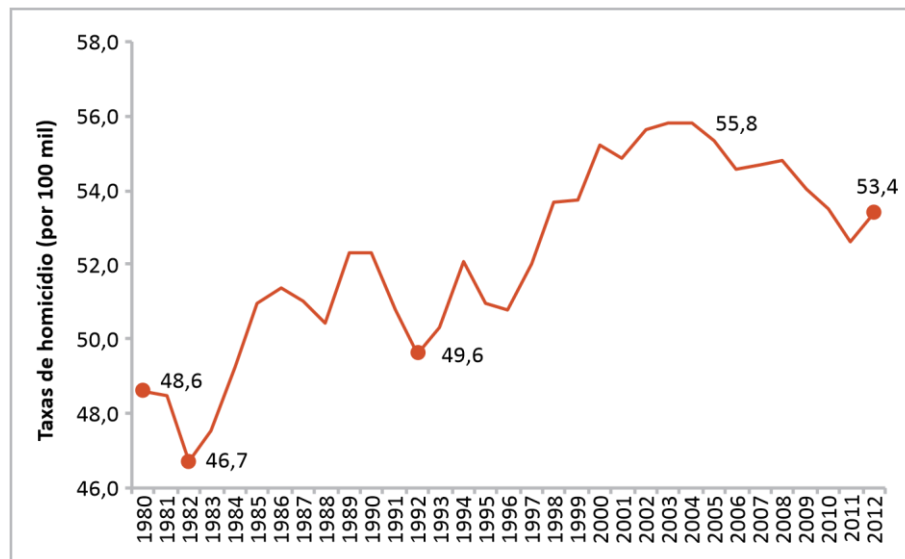


**Gráfico 3.** Evolução das taxas de homicídios – População Total.

Fonte: Sistema de Informação sobre Mortalidade

Com estes dados sem segmentação por faixa etária, os níveis criminais já se mostram bastante elevados, contudo, quando desagregados a um nível mais micro, atendo-se tão somente à parcela jovem da população, a situação chega a níveis ainda mais delicados. Segundo o IBGE, a população jovem do Brasil, em 2012, era composta por cerca de 52,2 milhões de pessoas, que dentro do total de aproximadamente 194 milhões de habitantes, representavam em torno de 26,9% da população. O problema é que, considerando os 30.072 homicídios de jovens no ano em questão, medidos pelo Datasus, chega-se a uma representatividade de 53,4% do total de homicídios, ou seja, 26,9% da população é responsável por 53,4% do total de

homicídios no Brasil, indicando que a proporção da participação juvenil no crime é elevadíssima e é justamente nesta parcela da população que políticas de combate à criminalidade devem atuar mais fortemente.

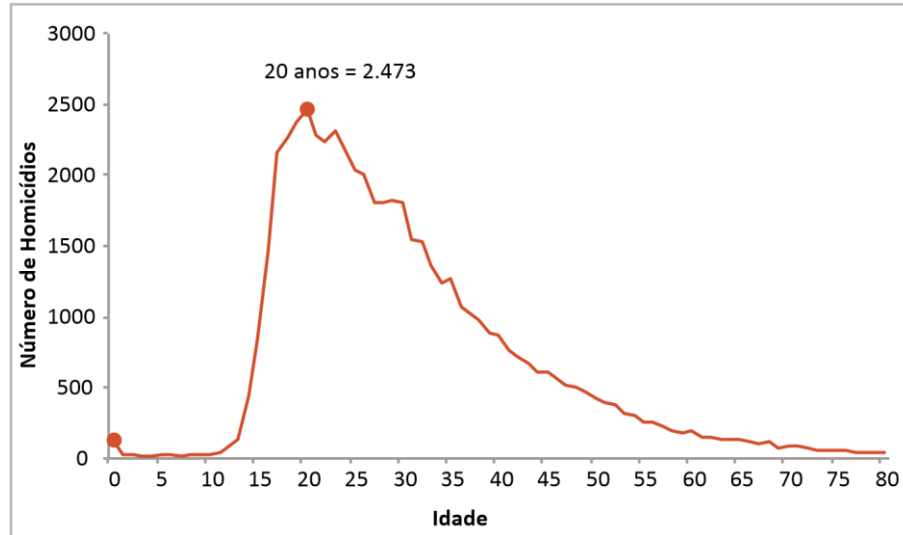


**Gráfico 4.** Percentual de homicídios juvenis no total dos homicídios.

Brasil. 1980-2014.

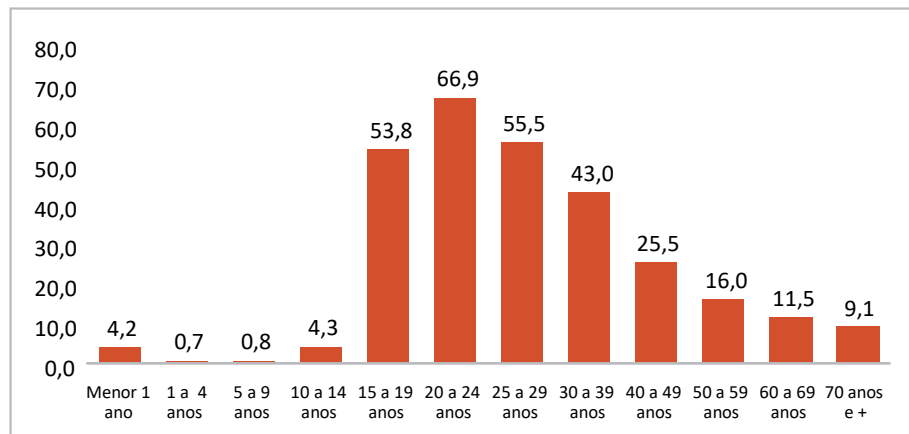
Fonte: Sistema de Informação sobre mortalidade.

Seguindo a convenção internacional, enquadram-se na faixa etária jovem os indivíduos com idade entre 15 e 29 anos. Os dados a seguir mostram quão concentrada é a atividade criminal nesta faixa de idade, além de como ela se distribui dentro de todas as outras faixas. A partir dos 13 anos, conforme o gráfico 5, a curva representativa do número de homicídios por idade inicia um crescimento exponencial, aos 15 anos atinge cerca de 700 homicídios e, em crescimento praticamente vertical, atinge o pico aos 20 anos de idade, com 2.473 mortes no ano de 2012. De forma complementar, o gráfico 6 mostra as taxas para cada 100 mil habitantes entre todas as faixas etárias, colaborando com a confirmação do expressivo volume de homicídios juvenis.



**Gráfico 5.** Número de homicídios por idade. Brasil. 2012.

Fonte: Sistema de Informação sobre Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/MS).



**Gráfico 6.** Taxa de homicídios por 100 mil/hab. Faixa etária. Brasil. 2012.

Fonte: Sistema de Informação sobre Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/MS).

Na tabela 3, pode-se verificar que o aumento dos homicídios foi menor entre os jovens quando comparado a população total. No primeiro, houve um acréscimo de 8,7% a nível nacional, de 2002 a 2012, enquanto no segundo o aumento foi de 13,4%. Incluindo neste raciocínio o gráfico 4, percebe-se que após mais de vinte anos com tendência altista nas taxas de homicídios, a partir de 2003 a curva atinge seu ponto de máximo e a mortalidade começa a diminuir entre os jovens. Visto isso, como a tabela abaixo possui intervalo basicamente congruente com o período baixista das mortes, entende-se que, efetivamente, as taxas juvenis deveriam ser inferiores às totais.

As unidades federativas que mais colaboraram com a referida queda são, respectivamente, São Paulo, Rio de Janeiro e Pernambuco. Outros quatro estados, como Rondônia, Mato Grosso do Sul e Roraima também lograram êxito na redução das taxas, contudo, em menor amplitude. Por outro lado, muitos estados, principalmente da região Nordeste, impediram que a queda fosse mais acentuada. Rio Grande do Norte, Bahia, Maranhão e Ceará são exemplos de localidades onde o aumento decenal passou de 200%. Por fim, apesar de ter havido acréscimo na mortalidade, o estado gaúcho foi o ficou em melhor situação na região Sul, com aumento de 19,6%, atrás do Paraná com 54,6% e Santa Catarina com 58,8%.

**Tabela 3.** Número de Homicídios na População Jovem por Estado e Região.

UF/REGIÃO	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Δ%	
												02/12	11/12
Acre	90	75	75	68	86	70	75	77	73	74	102	13,3	37,8
Amapá	120	136	118	123	129	114	142	108	167	121	164	36,7	35,5
Amazonas	313	343	308	356	425	432	481	538	631	791	728	132,6	-8,0
Pará	626	740	815	1.087	1.177	1.258	1.637	1.721	1.948	1.756	1.803	188,0	2,7
Rondônia	273	229	278	246	257	210	211	230	227	187	228	-16,5	21,9
Roraima	70	52	43	40	46	47	37	52	53	39	69	-1,4	76,9
Tocantins	85	96	103	94	124	95	116	125	168	160	177	108,2	10,6
<b>NORTE</b>	<b>1.577</b>	<b>1.671</b>	<b>1.740</b>	<b>2.014</b>	<b>2.244</b>	<b>2.226</b>	<b>2.699</b>	<b>2.851</b>	<b>3.267</b>	<b>3.128</b>	<b>3.271</b>	<b>107,4</b>	<b>4,6</b>
Alagoas	554	619	620	694	976	1.100	1.147	1.113	1.294	1.332	1.228	121,7	-7,8
Bahia	1.001	1.269	1.304	1.652	1.921	2.131	2.965	3.386	3.505	3.149	3.484	248,1	10,6
Ceará	730	767	823	939	941	1.067	1.137	1.199	1.491	1.568	2.325	218,5	48,3
Maranhão	287	403	375	489	508	608	699	775	822	810	945	229,3	16,7
Paraíba	330	344	342	408	452	464	555	714	834	916	906	174,5	-1,1
Pernambuco	2.606	2.636	2.496	2.598	2.618	2.698	2.612	2.279	1.959	1.925	1.808	-30,6	-6,1
Piauí	166	163	187	220	251	199	203	211	207	232	276	66,3	19,0
Rio Grande do Norte	145	202	179	237	233	317	408	451	445	591	643	343,4	8,8
Sergipe	315	264	237	252	339	298	315	329	357	376	477	51,4	26,9
<b>NORDESTE</b>	<b>6.134</b>	<b>6.667</b>	<b>6.563</b>	<b>7.489</b>	<b>8.239</b>	<b>8.882</b>	<b>10.041</b>	<b>10.457</b>	<b>10.914</b>	<b>10.899</b>	<b>12.092</b>	<b>97,1</b>	<b>10,9</b>
Espírito Santo	935	899	941	903	987	1.011	1.111	1.172	1.034	1.007	981	4,9	-2,6
Minas Gerais	1.619	2.217	2.549	2.455	2.403	2.342	2.195	2.050	1.950	2.238	2.503	54,6	11,8

(Continua)

Rio de Janeiro	4.530	4.291	4.039	3.907	3.844	3.470	2.870	2.606	2.703	2.244	2.260	-50,1	0,7
São Paulo	8.586	8.228	6.336	4.606	4.136	2.970	2.790	2.767	2.500	2.344	2.712	-68,4	15,7
<b>SUDESTE</b>	<b>15.670</b>	<b>15.635</b>	<b>13.865</b>	<b>11.871</b>	<b>11.370</b>	<b>9.793</b>	<b>8.966</b>	<b>8.595</b>	<b>8.187</b>	<b>7.833</b>	<b>8.456</b>	<b>-46,0</b>	<b>8,0</b>
Paraná	1.197	1.345	1.558	1.663	1.709	1.767	1.928	2.070	1.974	1.761	1.850	54,6	5,1
Rio Grande do Sul	951	931	1.010	1.030	968	1.124	1.192	1.076	966	1.002	1.137	19,6	13,5
Santa Catarina	257	307	281	316	319	325	397	423	376	386	408	58,8	5,7
<b>SUL</b>	<b>2.405</b>	<b>2.583</b>	<b>2.849</b>	<b>3.009</b>	<b>2.996</b>	<b>3.216</b>	<b>3.517</b>	<b>3.569</b>	<b>3.316</b>	<b>3.149</b>	<b>3.395</b>	<b>41,2</b>	<b>7,8</b>
Distrito Federal	474	522	508	456	467	500	527	596	509	530	564	19,0	6,4
Goiás	653	653	755	784	767	777	949	909	1.038	1.171	1.476	126,0	26,0
Mato Grosso	425	414	407	405	421	375	428	468	466	457	531	24,9	16,2
Mato Grosso do Sul	317	349	316	303	310	333	340	356	280	304	287	-9,5	-5,6
<b>CENTRO-OESTE</b>	<b>1.869</b>	<b>1.938</b>	<b>1.986</b>	<b>1.948</b>	<b>1.965</b>	<b>1.985</b>	<b>2.244</b>	<b>2.329</b>	<b>2.293</b>	<b>2.462</b>	<b>2.858</b>	<b>52,9</b>	<b>16,1</b>
<b>BRASIL</b>	<b>27.655</b>	<b>28.494</b>	<b>27.003</b>	<b>26.331</b>	<b>26.814</b>	<b>26.102</b>	<b>27.467</b>	<b>27.801</b>	<b>27.977</b>	<b>27.471</b>	<b>30.072</b>	<b>8,7</b>	<b>9,5</b>

Fonte: Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

Com os dados referentes a taxa de homicídios juvenis, apresentados na tabela 4, a linha final onde está exposta a taxa em nível nacional, fica perceptível dois momentos distintos durante o período. Entre 2002 e 2007, os homicídios por 100 mil habitantes diminuem de 56,1% para 49,7%. Segundo o Mapa da Violência (2014), esta queda se deve em grande medida as políticas de desarmamento e estratégias funcionais no combate à violência já expostas anteriormente. Na outra metade do período, portanto de 2007 a 2012, após atingir seu ponto de mínimo, as taxas retomam a tendência ascendente e deixam, ao fim de 2012, a taxa ainda maior a do início do século, passando de 56,1% para 57,6%.

**Tabela 4. Taxas de Homicídios por 100mil/hab na População Jovem por Estado e Região (2002-2012).**

UF/REGIÃO	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Δ%	
												02/12	11/12
Acre	50,9	41,5	40,5	33,7	41,6	33,2	37,1	37,8	34,0	33,9	45,9	-9,8	35,6
Amapá	74,7	81,7	68,6	66,5	67,3	58,8	76,5	57,3	81,2	57,6	76,5	2,4	32,8
Amazonas	34,6	37,0	32,5	36,0	42,0	41,7	47,3	52,3	61,4	75,8	68,7	98,7	-9,3
Pará	32,3	37,5	40,5	51,9	55,1	57,0	73,7	76,7	86,8	77,1	77,9	140,9	0,9
Rondônia	63,8	52,6	62,8	53,6	55,0	44,4	47,8	52,1	50,1	40,9	49,4	-22,6	20,8
Roraima	67,6	48,7	39,2	34,2	38,2	38,1	30,5	42,4	39,6	28,5	49,5	-26,8	73,4
Tocantins	23,8	26,4	27,7	24,2	31,2	23,1	30,4	32,7	42,4	39,8	43,5	82,6	9,2
<b>NORTE</b>	<b>38,8</b>	<b>40,2</b>	<b>41,1</b>	<b>45,4</b>	<b>49,5</b>	<b>47,8</b>	<b>59,1</b>	<b>61,8</b>	<b>69,9</b>	<b>65,9</b>	<b>67,9</b>	<b>75,1</b>	<b>2,9</b>
Alagoas	65,6	72,5	71,9	78,6	109,3	122,7	127,6	124,1	147,9	151,1	138,3	110,9	-8,5
Bahia	25,0	31,5	32,0	39,8	45,8	50,7	69,7	80,2	88,9	79,4	87,4	249,0	10,0
Ceará	34,2	35,5	37,6	41,6	41,0	43,8	46,2	48,3	61,8	64,4	94,6	176,4	46,9
Maranhão	16,8	23,3	21,5	27,2	27,9	31,1	35,8	39,6	42,5	41,4	47,8	184,1	15,5
Paraíba	33,4	34,6	34,1	40,1	44,1	43,7	51,4	66,3	81,2	88,6	87,1	160,6	-1,7
Pernambuco	111,3	111,4	104,5	106,5	106,2	109,3	105,3	92,2	81,3	79,2	73,8	-33,6	-6,8
Piauí	19,6	19,1	21,7	25,0	28,3	21,4	21,7	22,7	23,6	26,2	31,0	57,9	18,2
Rio Grande do Norte	17,9	24,6	21,6	27,8	26,9	35,3	45,4	50,2	49,7	65,4	70,5	293,6	7,8
Sergipe	57,6	47,5	42,0	43,2	57,2	50,0	54,4	57,0	60,3	62,8	78,9	37,0	25,6
<b>NORDESTE</b>	<b>43,2</b>	<b>46,4</b>	<b>45,2</b>	<b>50,4</b>	<b>54,8</b>	<b>57,5</b>	<b>64,6</b>	<b>67,4</b>	<b>72,9</b>	<b>72,2</b>	<b>79,5</b>	<b>84,3</b>	<b>10,1</b>
Espírito Santo	101,6	96,2	99,3	92,2	99,1	102,6	116,7	124,0	109,1	105,3	101,7	0,1	-3,4
Minas Gerais	31,7	42,9	48,8	45,8	44,2	43,5	41,0	38,4	37,8	43,1	47,9	51,1	11,1
Rio de Janeiro	117,0	109,7	102,2	96,5	93,9	88,9	73,8	67,2	68,6	56,6	56,5	-51,7	0,0
São Paulo	80,2	75,8	57,6	40,6	35,9	26,9	26,1	26,1	23,3	21,7	24,9	-69,0	14,8
<b>SUDESTE</b>	<b>76,0</b>	<b>74,9</b>	<b>65,6</b>	<b>54,6</b>	<b>51,6</b>	<b>46,0</b>	<b>42,9</b>	<b>41,4</b>	<b>39,4</b>	<b>37,4</b>	<b>40,1</b>	<b>-47,3</b>	<b>7,2</b>
Paraná	44,6	49,5	56,7	59,0	59,9	62,7	68,4	73,2	72,8	64,5	67,4	51,1	4,4
Rio Grande do Sul	35,9	34,8	37,4	37,3	34,6	39,9	43,4	39,1	36,6	37,8	42,7	19,0	13,0
Santa Catarina	17,1	20,1	18,1	19,8	19,6	19,9	24,5	25,9	22,4	22,8	23,8	39,3	4,6
<b>SUL</b>	<b>35,2</b>	<b>37,3</b>	<b>40,7</b>	<b>41,9</b>	<b>41,2</b>	<b>44,3</b>	<b>48,9</b>	<b>49,5</b>	<b>47,2</b>	<b>44,5</b>	<b>47,7</b>	<b>35,5</b>	<b>7,1</b>
Distrito Federal	68,4	73,9	70,5	60,6	60,7	71,4	72,5	81,5	69,3	71,0	74,5	8,8	4,9
Goiás	42,5	41,7	47,3	47,1	45,2	47,3	58,5	55,9	63,1	70,3	87,5	106,0	24,5

(Continua)

Mato Grosso	54,7	52,3	50,5	48,3	49,3	44,5	50,6	55,0	54,5	52,7	60,5	10,5	14,7
Mato Grosso do Sul	52,5	57,0	50,9	47,4	47,7	51,4	52,7	55,1	42,2	45,3	42,3	-19,4	-6,6
CENTRO-OESTE	51,8	52,7	53,0	50,0	49,5	51,8	58,4	60,4	58,8	62,3	71,4	38,0	14,6
BRASIL	56,1	57,0	53,3	50,5	50,7	49,7	52,8	53,5	54,5	53,0	57,6	2,7	8,5

Fonte: Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

### 2.3 A COR DOS HOMICÍDIOS

Além de envolver questões etárias, onde os jovens compõem a parcela preponderante das estatísticas de homicídios, tal tipologia criminal também possui como fator relevante para a determinação de indicadores as questões de raça/cor. A partir do ano de 1979, o Sistema de Informações de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/MS) passou a divulgar e disponibilizar dados referentes à cor e raça dos vitimados. Contudo, por se tratar de um período ainda inicial e adaptativo na divulgação desses dados sociais, haviam elevados níveis de sub-registro destes casos, ou seja, os dados por muitas vezes indicavam valores inverídicos ou inconsistentes para o número de homicídios segmentado pela questão racial. Por fim, com o aprimoramento dos estudos, houve uma significativa evolução na qualidade e confiabilidade dos dados fornecidos pelo SIM, e próximo ao início dos anos 2000 a identificação dos registros passa a fronteira dos 90%.

Após uma sucinta análise da tabela seguinte, fica bastante perceptível que, dentro do período em questão (2002-2012), houve redução no número homicídios com vítimas brancas, e um aumento nos registros com vítimas negras. Em termos numéricos, no ano de 2002, aproximadamente 20 mil indivíduos de cor branca perderam a vida vítimas de homicídio. Dez anos mais tarde, este valor reduziu-se para menos de 15 mil mortes, ou seja, uma redução de aproximadamente 5 mil vítimas, que, em termos percentuais equivalem a 24,8%.

Por outro lado, o aumento no número de casos entre a população negra foi percentualmente maior que a redução entre a população de cor branca. Em 2002 haviam 29.656 registros de homicídios, já em 2012 esse valor saltou para 41.127, equivalente a uma variação de 38,7% no número de vidas abreviadas pela



criminalidade. Previamente, é importante salientar que, segundo o IBGE, a categoria racial negra resulta do somatório entre as categorias preto e pardo.

**Tabela 5.** Homicídios, taxa por 100 mil/hab e taxa de vitimização segundo raça/cor. Brasil. (2002-2012).

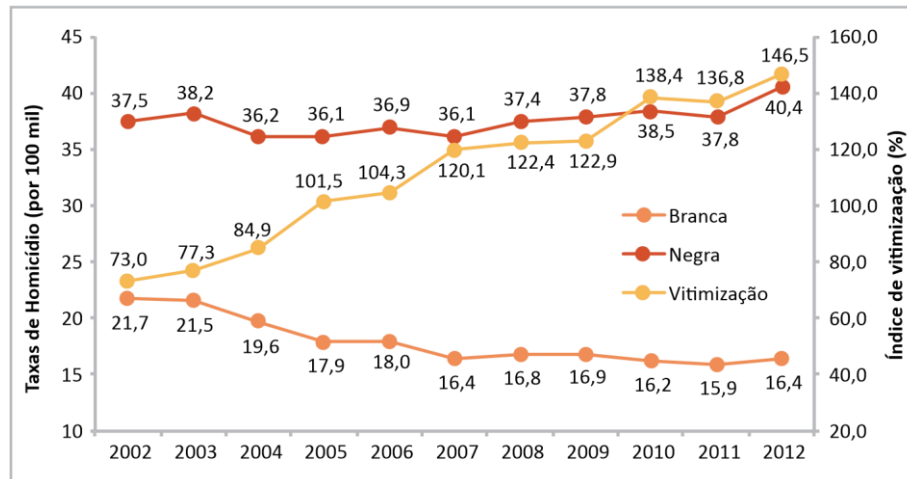
Ano	Branca	Preta	Parda	Negra*	Amarela	Indígena	Total	Taxas		Vitimização
								Branca	Negra	
2002	19.846	4.429	25.227	29.656	111	81	49.695	21,7	37,5	73,0
2003	19.700	5.011	26.067	31.079	192	84	51.054	21,5	38,2	77,3
2004	17.883	4.459	25.815	30.274	149	76	48.382	19,6	36,2	84,9
2005	16.360	4.084	26.952	31.036	87	100	47.582	17,9	36,1	101,5
2006	16.432	4.229	28.259	32.488	97	134	49.151	18,0	36,9	104,3
2007	14.908	4.186	28.416	32.601	48	154	47.712	16,4	36,1	120,1
2008	15.263	4.118	30.496	34.614	79	162	50.117	16,8	37,4	122,4
2009	15.378	4.103	31.751	35.854	64	143	51.438	16,9	37,8	122,9
2010	14.645	4.324	33.111	37.435	66	118	52.263	16,2	38,5	138,4
2011	14.435	4.398	33.150	37.549	73	146	52.202	15,9	37,8	136,8
2012	14.928	4.603	36.424	41.127	76	207	56.337	16,4	40,4	146,5
Δ%	-24,8	3,9	44,4	38,7	-31,5	155,6	13,4	-24,4	7,8	100,7

Fonte: SIM/SVS/MS.

\*soma das categorias preta e parda

A título de observação, quando é feita uma análise nacional dos homicídios, contudo, sem distinção por cor, nota-se que a variação nas taxas é praticamente nula entre 2002 e 2012. Tinha-se, no ano inicial, uma taxa de 28,9 mortes para cada 100 mil habitantes, já no ano final, a taxa calculada foi de 29,0 mortes. É passível de conclusão, portanto, que, o que tem acontecido é uma maior seletividade social na prática criminal, ou seja, a diminuição das mortes de vítimas de cor/raça branca está ocorrendo em detrimento de um aumento da vitimização de pretos e pardos.

Na última coluna da tabela há o índice de vitimização negra, que em 2002 foi de 73,0, ou seja, morreram proporcionalmente 73% mais negros do que brancos. Em 2012, o referido índice atinge 146,5. Um aumento da vitimização negra em mais de 100%, o que seria similar dizer que o índice mais que duplicou no Brasil em um período de dez anos.



**Gráfico 7.** Taxas de homicídio branco e negro e vitimização negra. 2002-2012.

Fonte: Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM).

Entre os jovens, o comportamento das taxas é bastante similar, contudo, em um ritmo ainda mais acelerado. Primeiramente abordando os jovens brancos, o número de homicídios entre estes cai de 10.072 vítimas em 2002 para 6.823 em 2012, ou seja, uma redução de aproximadamente 3,2 mil mortes que em termos percentuais equivalem a uma variação negativa de 32,3%, e, uma queda de 28,6% na taxa de homicídios de jovens brancos.

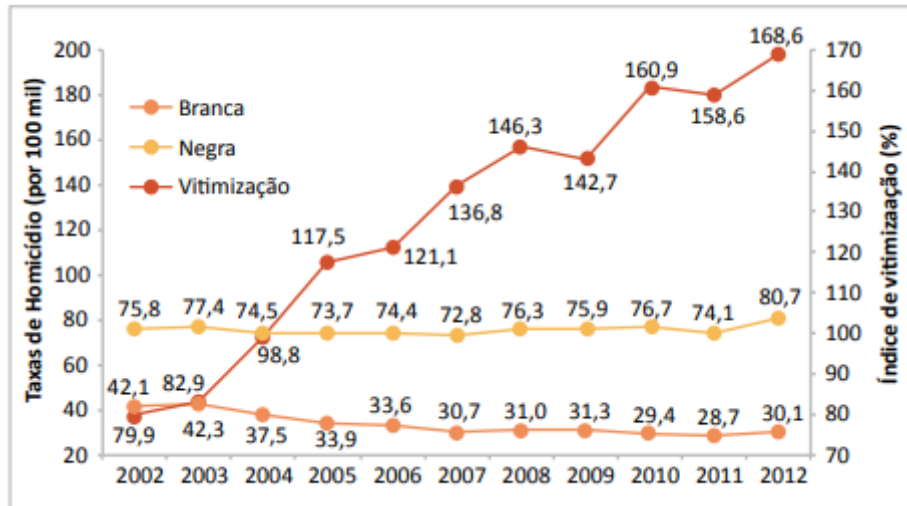
**Tabela 6.** Homicídios, taxas por 100 mil/hab e vitimização segundo raça/cor. População Jovem.

Ano	Branca	Preta	Parda	Negra*	Amarela	Indígena	Total	Taxas		
								Branca	Negra	Vitimização
2002	10.072	2.598	14.902	17.499	46	34	27.652	42,1	75,8	79,9
2003	10.067	2.977	15.326	18.303	96	33	28.499	42,3	77,4	82,9
2004	8.869	2.656	15.382	18.038	65	33	27.006	37,5	74,5	98,8
2005	7.984	2.418	15.845	18.263	34	51	26.332	33,9	73,7	117,5
2006	7.884	2.439	16.405	18.844	41	47	26.815	33,6	74,4	121,1
2007	7.165	2.443	16.409	18.852	13	74	26.104	30,7	72,8	136,8
2008	7.184	2.391	17.795	20.185	23	76	27.469	31,0	76,3	146,3
2009	7.216	2.299	18.215	20.514	18	54	27.803	31,3	75,9	142,7
2010	6.746	2.365	18.785	21.150	29	53	27.978	29,4	76,7	160,9
2011	6.540	2.349	18.503	20.852	26	54	27.472	28,7	74,1	158,6
2012	6.823	2.524	20.636	23.160	24	65	30.072	30,1	80,7	168,6
Δ%	-32,3	-2,8	38,5	32,4	-47,8	91,5	8,8	-28,6	6,5	111,0

Fonte: Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM).

\*soma das categorias preta e parda

Por outro lado, seguindo a tendência, o cenário entre os jovens negros é bastante diferente. O número de homicídios aumenta de 17.499 no ano inicial, para 23.160 no último ano do período. Um aumento de 5.661 vítimas, ou 32,4%. A taxa também aumentou em 6,5%. Por meio do gráfico 8, ficam mais claras as tendências de crescimento das taxas, por isso segue:



**Gráfico 8.** Taxas de homicídio branco e negro e vitimização negra.

População Jovem. Brasil. 2002/2012.

Fonte: Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM).

Complementarmente, o índice de vitimização negra, que era em 2002 igual a 79,9, após dez anos sobe para 168,6: morrem proporcionalmente 168,6% mais jovens negros quando comparados aos jovens brancos. Em números mais palpáveis, a morte de jovem branco, morrem 2,7 jovens negros.

### 3 REVISÃO DE LITERATURA

Reconhecido como um dos expoentes da Economia do Crime, Gary Becker foi um dos primeiros estudiosos a dar atenção especial ao tema. Segundo Becker (1968), crime é uma atividade econômica onde o criminoso é um agente da economia que age por meio da razão. Para tomar a decisão entre a atividade legal ou ilegal, ele considera os benefícios de cada atividade, assim como a possibilidade de punição em virtude da prática ilegal. Caso o mesmo considere elevado o risco de ser punido, ele desiste do crime. Caso contrário, comete o crime pois considera que os retornos da prática ilegal prevalecem sobre os riscos.

Ao encontro de Becker, Cerqueira e Lobão (2003) fundamentam a ideia da seguinte maneira:

[...] a decisão de cometer ou não o crime resultaria de um processo de maximização de utilidade esperada, em que o indivíduo confrontaria, de um lado, os potenciais ganhos resultantes da ação criminosa, o valor da punição e as probabilidades de detenção e aprisionamento associadas, e de outro, o custo de oportunidade de cometer crime, traduzido pelo salário alternativo no mercado de trabalho. (CERQUEIRA E LOBÃO, 2003, p.12).

Dentro das variadas tipologias de crimes, os homicídios são considerados como a expressão máxima da violência contra pessoa, sendo estes responsáveis por colaborar com aumentos nos níveis de mortalidade. As taxas de homicídios geralmente são maiores entre pessoas do sexo masculino, especialmente entre jovens na faixa dos 15 aos 19 anos e dos 20 aos 24. No ano 2000, cerca de 199 mil jovens, ou 9,2 para cada 100 mil habitantes, foram vítimas de violência fatal no mundo. Com exceção dos Estados Unidos, com uma taxa de homicídio juvenil de 10 para cada 100 mil habitantes, a maioria das nações afetadas são consideradas como países em desenvolvimento, caracterizados por conflitos econômicos e sociais, sistema de segurança social ineficiente, desigualdade salarial forte e algumas características de violência já enraizadas na cultura, o que tende a agravar a situação dos indicadores de criminalidade (LEGGE, 2008).

Segundo Oliveira (2008), a taxa de homicídios brasileira é uma das maiores do mundo e chega a ser “até cinco vezes maior que a de países europeus”, visto que no Brasil, as taxas há alguns anos mantêm-se em patamares superiores a 20 homicídios para cada 100 mil habitantes. Ele retrata ainda que, de acordo com o Fórum Brasileiro de Segurança Pública (2015), “o número de adolescentes cumprindo medidas socioeducativas privativas de liberdade cresceu 443% entre 1996 e 2013”. Para esses jovens entre 10 e 19 anos, as causas externas como discriminação, exclusão social e, violência psíquica são as principais causas de morte, onde se incluem os homicídios.

Essas causas externas, como por exemplo, a exclusão social ocorre muitas vezes pelo padrão de vida em que o indivíduo se encontra. Isso é abordado por Rosenfeld, Messner e Baumer (2001) quando constatam que a baixa obtenção de renda relativa, representa uma barreira estrutural ao acesso do cidadão a meios econômicos para que possa atingir o seu ideal de sucesso. A frustração, descrença e até mesmo estresse causados por essa privação relativa, constituiriam os principais motivos para se cometer crimes. Vários autores como Blau e Blau (1982) e Pratt e Godsey (2003), encontraram relações positivas e similares às de Rosenfeld, Messner e Baumer (2001), em que localidades com maiores níveis de desigualdade de renda, têm índices elevados de crimes violentos, causados majoritariamente por jovens do sexo masculino.

Trabalhos associando desigualdade de renda à violência têm apontado para uma correlação recorrentemente significativa. Apesar dos resultados nem sempre serem convergentes, muitos trabalhos encontram coeficientes positivos e significativos para a desigualdade de renda como determinante da violência urbana, em diferentes contextos, épocas e com metodologias e dados distintos.

A lógica da relação entre desigualdade de renda consiste, fundamentada na literatura econômica do crime, valendo-se do modelo de Lochner (2004), na ideia de que a desigualdade eleva o nível de criminalidade pois coloca indivíduos com baixos retornos no mercado legal e que, portanto, têm baixos custos de oportunidade, próximos a indivíduos com uma renda elevada, os quais se tornam vítimas economicamente atrativas. Em outras palavras, na teoria econômica do crime, áreas com alta desigualdade colocam indivíduos pobres, que tem baixos retornos no

mercado formal, ao lado de indivíduos de alta renda, possuidores de bens atrativos aos olhos do crime. Segundo Kelly (2000), quando o indivíduo situado na base na pirâmide financeira se defronta com o relativo sucesso das pessoas que o cercam, este se sente frustrado pela condição em que se encontra, e como consequência se torna mais propenso à prática ilícita como forma de melhorar sua condição financeira.

A relação entre essas variáveis já foi objeto de análise de diversos estudos econômicos. Os trabalhos mais recentes buscam retomar a discussão sobre os determinantes da criminalidade em um contexto de violência crescente. Freeman (1994), por exemplo, chama atenção para o fato de que as taxas recordes de aprisionamento nos EUA durante os anos oitenta não surtiam efeitos no combate à criminalidade. Paralelamente, indicadores socioeconômicos naquele país, destacando-se distribuição de renda e desemprego entre os menos escolarizados, deterioravam-se, deixando um indicativo de que a criminalidade poderia ser o resultado de piores condições econômicas.

Um modelo mais recente, que busca inserir a variável desigualdade de renda diretamente como um determinante da criminalidade, é apresentado por Mendonça *et al* (2003), cuja principal inovação é introduzir na clássica estrutura de escolha racional a variável “renda de referência”, a qual condiciona as expectativas de consumo dos indivíduos. A impossibilidade de atingir esta renda no mercado de trabalho formal gera incentivos para que os indivíduos recorram ao crime em busca de renda adicional. Nessa construção teórica introduz-se o índice de Gini como uma variável explícita do modelo, pois até então a desigualdade era tida como um determinante indireto do fenômeno da criminalidade.

Contudo, apesar de inovador, este estudo apresenta problemas decorrentes da relação teórica entre os fenômenos da pobreza, da renda (per capita) e da desigualdade. Embora o coeficiente de Gini seja elaborado de forma a captar a desigualdade independentemente do nível de renda, a associação entre pobreza e renda per capita é, em si, uma medida de desigualdade. Normalmente não podemos fixar três valores “independentes” para essas três variáveis, pois o Gini é uma variável que capta justamente (embora de forma indireta) a distância entre o grau de pobreza de uma região e sua renda per capita.

Tal variável é uma das que possui maior grau de distinção entre crimes contra a pessoa e crimes contra o patrimônio. Se enquadram na primeira tipificação: homicídios, tentativas de homicídios, estupro, lesões, entre outros. Já referente aos crimes contra o patrimônio, se enquadram: furtos, roubos, estelionato, receptação, extorsão, etc. Há uma relação positiva e significativa na associação com os crimes contra a propriedade, mas tem efeito ambíguo sobre os crimes contra a pessoa: positivamente associada aos homicídios, mas neutra em relação às lesões, estupro e tentativas de homicídio. Uma explicação plausível para esse resultado seria a correlação entre os crimes contra a propriedade e os homicídios, ou seja, a possibilidade de que grande parte das mortes intencionais seja consequência de crimes contra a propriedade. Ou seja, em resumo, os resultados indicam que a desigualdade de renda é um fator determinante de crimes orientados para a transferência de propriedade, mas não tanto para crimes passionais contra a vida ou contra a pessoa.

Segundo os resultados do estudo de Resende e Andrade (2011), apresentaram correlação positiva com a criminalidade não só a desigualdade de renda, aqui abordada, mas também o percentual de jovens que frequentam a escola, que será abordado a seguir. Por outro lado, segundo eles, a população apresentou correlação negativa e significativa com a atividade criminal.

A primeira forma pela qual a criminalidade é impactada pela educação converge para o modelo teórico desenvolvido por Becker (1968). Assim, quanto maior a escolaridade de um indivíduo, mais elevado tende a ser o seu salário no mercado lícito. Essa elevação no nível salarial aumenta os custos de oportunidade do crime e tende a reduzir a atividade criminal pós-escola. De modo mais específico, os salários mais elevados aumentam os custos de oportunidade de crime de duas formas distintas. Primeiro, considerando que o crime pode requerer tempo para ser cometido, tal período não poderá ser utilizado para outros propósitos produtivos, como o trabalho. Segundo, cada crime cometido requer um período esperado de encarceramento, que é mais custoso para indivíduos com maiores habilidades e salários no mercado de trabalho formal.

Todavia, de acordo com Lochner (2004), essa teoria se aplica apenas aos crimes que exigem pouca habilidade por parte do infrator, ou seja, apenas aos crimes

desqualificados, e que, portanto, levam menos tempo para seu planejamento e execução, como geralmente é o caso do homicídio. Ainda, para Lochner (2004), quanto maior o investimento em capital humano por parte de um indivíduo, mais elevado é o custo de oportunidade de se engajar em práticas ilícitas. No Caso de um crime considerado “desqualificado”, como o homicídio, a relação entre essa variável e a criminalidade deve ser positiva, visto que os adolescentes que abandonam a escola apresentam uma maior predisposição em cometer crimes, já que seus rendimentos potenciais no futuro são menores, assim como suas propensões ao risco são mais elevadas.

Baseado na conjectura feita em trabalhos relacionados ao tema, se mostrou prudente a utilização da taxa de abandono escolar, por 100mil/hab, defasada em um período. Tal proposta é justificada valendo-se da ideia básica de que, passado um ano do abandono escolar e sem oportunidades no mercado de trabalho e/ou se defrontado com baixos salários no mercado formal, o jovem resolva ingressar numa atividade ilícita.

Os resultados de Lochner (2004) demonstram que a elevação na taxa de abandono escolar aumenta a taxa de homicídios um ano mais tarde. Assim, pode-se dizer que provavelmente os jovens se defrontam com diversos problemas durante esse período de um ano, o que explica aumentos nos níveis de criminalidade.

A educação afeta o crime de quatro formas distintas:

- I. A educação aumenta os salários futuros, o que eleva os custos de oportunidade do crime;
- II. A educação pode afetar diretamente os retornos financeiros ou psíquicos do crime;
- III. A educação pode alterar preferências em relação ao risco;
- IV. A educação pode afetar redes sociais ou grupos de indivíduos.

Nesse sentido, segundo Oliveira (2005), a escola assume um papel fundamental na formação de valores morais, pois é nela que muitas vezes o indivíduo começa a interagir e ter relacionamentos fora do ambiente familiar. Nesse contexto,



os professores, assim como os pais, podem assumir o papel de transmissão de valores morais, que serão importantes na construção dos valores próprios da criança.

No estudo feito por Teixeira (2011), também verificou-se uma relação diretamente proporcional entre a taxa de abandono escolar dos alunos da primeira série do ensino, defasada em um período e as taxas de homicídios nos estados. Esse resultado corrobora com a hipótese de Lochner (2004) de que há uma correlação inversa entre nível de escolaridade e crimes desqualificados. Alguns estudos já realizados no Brasil, como os de Junior e Fajnzylber (2000), Resende e Andrade (2011), Oliveira (2005) e, Loureiro e Carvalho Junior (2007) confirmam tal relação.

Loureiro e Carvalho Junior (2007) estimaram o impacto dos gastos em segurança pública e assistência social sobre a criminalidade nos estados brasileiros para o período 2001-2003. Os autores utilizaram como indicador de educação a média de anos de estudo da população dos estados. De modo geral, os resultados demonstraram que a variável de educação apresenta um efeito negativo sobre os homicídios e roubos, e um efeito positivo sobre crimes como furto e sequestro.

Resende e Andrade (2011) exploraram a relação entre desigualdade de renda e criminalidade para os municípios brasileiros em 2004 e utilizou como uma de suas variáveis de controle o percentual de adolescentes frequentando a escola. O autor concluiu que a taxa de homicídios nas grandes cidades brasileiras decresce à medida que aumenta o número de adolescentes entre 15-17 anos que frequentam a escola.

Abordando agora outra variável explicativa do estudo, gastos em segurança pública é uma das variáveis que demonstra mais claramente um problema bastante recorrente nesse tipo de análise: a causalidade. Conforme discutido por Loureiro e Carvalho Junior (2007), é consenso na literatura que a tal variável geralmente está sujeita a problemas de causalidade inversa. Em geral, regiões com menores taxas de criminalidade tendem a alocar menos recursos públicos em segurança comparativamente àquelas que estão sujeitas a maior incidência de crimes. Além disso, de acordo com Lisboa e Andrade (2000), é possível que a política de segurança pública esteja correlacionada com outras variáveis econômicas do modelo

Teixeira (2011), através de sua análise, constatou que quanto mais elevados forem os gastos per capita em segurança pública, maior será a eficiência das atividades preventivas e de combate ao crime. Ou seja, pressupõe-se implicitamente que um maior nível de gastos em segurança pública eleva a probabilidade de punição na medida em que possibilita tanto um aparato policial mais elevado, quanto uma maior técnica no combate ao crime.

De encontro a Teixeira (2011), espera-se que a criminalidade, representada pelo número de homicídios intencionais mostre uma correlação negativa com os gastos com segurança pública. Entretanto, é possível que surjam problemas de causalidade reversa, como já exposto acima. Neste sentido, faz-se necessário observar que houve correlação negativa entre a variável dependente, ou seja os crimes, e o gasto em segurança pública. (MENDONÇA; LOUREIRO; SACHSIDA, 2003).

Skolnick e Bayley (2002) sintetizaram a crítica do modelo tradicional em torno de algumas conclusões básicas, entre elas: (I) O aumento do número de policiais ou do orçamento da polícia não reduz, necessariamente, as taxas de criminalidade, nem aumenta a proporção dos crimes resolvidos, que seriam melhor explicados por questões sociais, como renda, desemprego, população e heterogeneidade social; (II) Não há diferenças entre o policiamento em viaturas com um ou dois policiais, em termos de redução do crime, detenção do criminoso e vulnerabilidade do policial; (III) O patrulhamento aleatório motorizado ou a pé não reduz o crime ou aumenta a probabilidade de detenção dos criminosos, embora a última reduza o medo do crime pelo cidadão; (IV) o cerco perfeito ao crime é um evento raro, entre outros.

Segundo estudo de Cerqueira e Lobão (2004), políticas baseadas apenas em aportes de recursos financeiros à polícia estão fadadas a resultados pífios, a menos que se reformule radicalmente a estrutura de segurança pública em vigor no Brasil, cujo eixo é centrado na polícia, com o modelo de policiamento orientado para o incidente. Ainda, de acordo com o mesmo, a baixa elasticidade das despesas em segurança pública pode estar demonstrando implicitamente um esgotamento do próprio modelo de policiamento orientado para o incidente, baseado na detenção, incapacitação e reabilitação do delinquente, e que supõe uma estrutura ágil e efetiva

para combater o crime, por meio de patrulhas fortuitas, respostas rápidas e investigações posteriores.

Em se tratando de resultados, no modelo estimado pelos autores Mendonça, Loureiro e Sachsida (2003), a variável gastos em segurança pública não apresentou significância em nenhum dos casos abordados. Porém, mesmo com tal resultado, seria errôneo afirmar que o dispêndio em segurança pública não reduza a criminalidade. Entre as possíveis explicações para o resultado encontrado está a de que talvez o impacto negativo dessa variável somente seja percebido no longo prazo, quando os agentes se vejam forçados a abandonar o crime, tendo em vista a grande possibilidade de insucesso e conseqüente punição.

Em termos teóricos, a população assume perante a literatura econômica, tanto para crimes contra a propriedade quanto para crimes contra a pessoa, uma associação negativa com a criminalidade. Contudo, esta conclusão não é unânime entre os estudiosos do tema.

Há de fato correlação entre criminalidade e urbanização, e ainda entre nível populacional. Notadamente, as áreas mais precárias e desprovidas de recursos são as mais vulneráveis e as que mais sofrem com o alto índice de criminalidade. Farias (2007) afirma que há uma relação entre o centro urbano e a criminalidade, e que esta através da desordem urbana pode ser gerada, estimulada ou ainda potencializada. E cita como exemplo os arrastões ocorridos principalmente no Rio de Janeiro e em São Paulo, instaurando uma sensação de insegurança junto a pontos de grande concentração de pessoas.

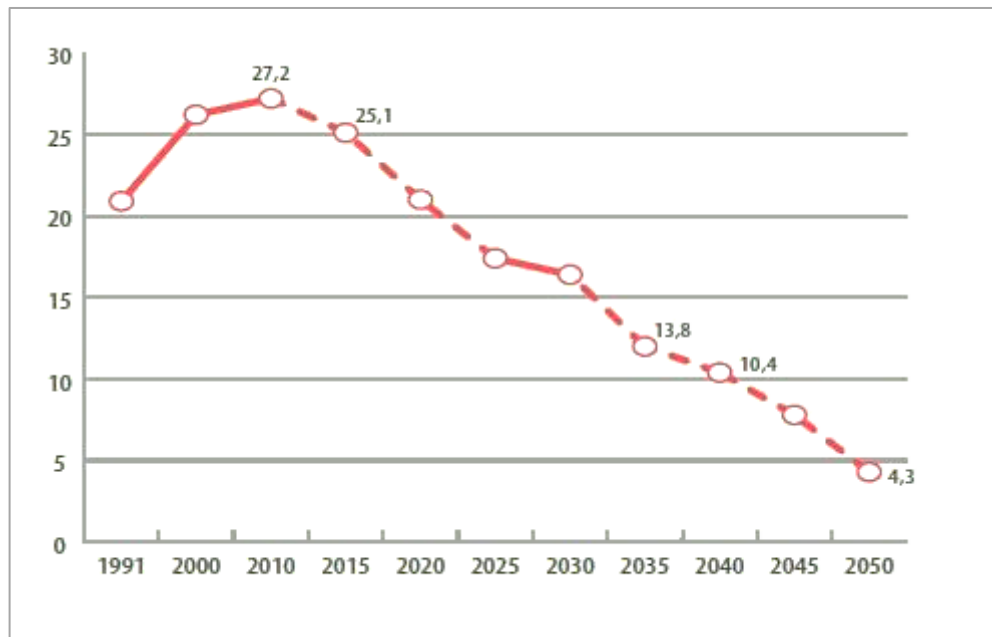
Assim, cidade mal organizada e mal planejada pode ser fonte ou lente de aumento da violência e da criminalidade. O congestionamento do trânsito (função urbanística da circulação), a inexistência de áreas adequadas ao lazer (função urbanística da recreação), a intranquilidade do repouso dos seus moradores (função urbanística da residência), a inexistência de espaços de trabalho dignos para todos os cidadãos (função urbanística do trabalho), todas essas disfunções são formas de desrespeito às funções urbanísticas que possuem conseqüências nos índices de violência daquele local. (FARIAS, 2005, p.86)

Pesquisando diversas cidades da América Latina, Gaviria e Pagés (1999) observaram, por meio de pesquisas estatísticas, que o tamanho de uma cidade se relaciona com a violência urbana sofrida naquele local. No estudo realizado, ficou comprovado que os membros de uma família, moradores de uma cidade com mais de 1 milhão de habitantes, possuem o dobro da probabilidade de serem vítimas de violência em relação aos moradores de uma cidade com menos de 20 mil habitantes.

Com a mesma relação, porém abordando o tema de forma diferente, para Kelly (2000), cada indivíduo que cruza com outro indivíduo desconhecido é uma potencial vítima da criminalidade, a qual é função positiva do nível populacional do local. Em municípios mais populosos são diminutas as chances de o indivíduo infrator ser pego, oferece um maior número de potenciais vítimas e diminui os custos de informação sobre as oportunidades de crimes. Em outro estudo, Cerqueira e Moura (2015) ainda acrescentam aos fatores citados acima, os maiores retornos pecuniários envolvendo as práticas ilícitas, que culminam em aumentos nos índices criminais.

Outra ótica que relaciona o adensamento populacional à criminalidade diz respeito ao perfil demográfico da região. Consensualmente na literatura econômica do crime, os homens são mais propensos a se envolverem e vitimarem-se em tal prática quando comparados às mulheres. Além do mais, dentro no sexo masculino, os jovens entre 18 e 24 anos são os que mais se envolvem em delitos contra a pessoa, majoritariamente homicídios.

De acordo com Cerqueira e Moura (2015), um aumento na proporção de homens jovens na população brasileira, na faixa etária supracitada, contribuiu para que a taxa de homicídios crescesse em 1,1 morte por 100 mil habitantes entre 1991 e 2000, havendo uma sutil queda neste número na década seguinte, onde, com a contribuição do efeito da demografia, diminuiu para 0,5 morte por 100 mil habitantes. Contudo, destacou-se que, simultaneamente, outros fatores podem afetar a criminalidade, não sendo somente variações populacionais a causa do presente problema social.



**Gráfico 9.** Efeito da dinâmica demográfica sobre a taxa de homicídios no Brasil.

Fonte: SIM e Camarano (2014).

Villareal e Silva (2006) encontraram uma relação positiva entre níveis de coesão social da vizinhança e taxas de criminalidade nas zonas urbanas, que pode ser relacionada com a densidade populacional, pois de acordo com Resende e Andrade (2011), cada indivíduo que cruza com outro desconhecido é potencialmente passível de ser vítima a uma taxa exponencial, a qual tem associação positiva com o nível populacional do local. A relação positiva no Brasil pode ter sido causada porque a sobrevivência das classes pobres depende da organização dos habitantes para prevenir possíveis remoções por parte do governo, bem como uma maior interação entre os habitantes por dependerem, em alguns casos, uns dos outros para garantir a sobrevivência no setor informal.

Por outro lado, a relação entre as variáveis acima, segundo Jacobs (2000), é oposta. De acordo com o autor, em populações menores, reduz-se a diversidade de uso das áreas urbanas, fazendo com que fiquem desertas e contribui significativamente para problemas como criminalidade e vandalismo, tornando os poucos transeuntes alvos fáceis para os infratores.

Apesar da significância desta variável, apenas cruzar os braços e aguardar o envelhecimento da população, não resolverá o problema. Além da demografia não ser fator determinante em todas as regiões, outros fatores podem ser não apenas inibidores da redução do crime pela demografia, mas também estimuladores da violência que vivenciamos atualmente. Por exemplo, uma estagnação econômica deve ser um elemento indutor ao crime, estimulando a entrada de jovens no crime haja vista a dificuldade de se obter um emprego no mercado formal.

Sob a ótica do aumento dos homicídios influenciado pelo tráfico de drogas, segundo Melo *et al* (2015), este é um agravamento das precárias condições socioeconômicas onde se encontram os potenciais criminosos, visto que o indivíduo nessas condições está, provavelmente, imerso em um círculo de convivência que balize suas condutas e influencie suas escolhas de forma a induzir que o mesmo ingresse no universo das drogas, podendo este ser usuário, traficante ou até mesmo ambos.

Ainda segundo o autor, no Brasil, a relação entre homicídios e vulnerabilidade socioeconômica remete necessariamente ao tráfico de drogas e armas, onde uma vez inserido, o entrante se torna refém, sendo alvo de coerção, ameaças, podendo culminar inclusive em execução. Contudo, urbanização acelerada, acompanhada de desenvolvimento econômico ineficiente e desigual, juntamente com essa associação ilícita são os principais responsáveis pelos homicídios entre jovens brasileiros, ou seja, não somente à vulnerabilidade deve ser creditada todas as explicações para a entrada no tráfico e conseqüente aumento no número de homicídios.

Melo *et al* (2015) finaliza abordando que o já conhecido, e citado neste estudo, predomínio masculino nas vitimizações pode ser explicado pela adoção de certos estilos de vida mais comumente observado entre os homens jovens, porém não exclusivo a estes, ou seja, também entre adultos do sexo masculino. O referido estilo de vida compreende a participação tanto com drogas ilícitas quando álcool, participação em gangues, frequentemente ligadas ao tráfico, e porte de arma de fogo, que, aumentam substancialmente a probabilidade de vitimização dos envolvidos.

Filho *et al* (2001) também relaciona drogas com homicídios, cita que esta normalmente está ligada a mortes por causas violentas, que por sua vez é a principal

responsável pela mortalidade entre jovens. Ele complementa que há mais de uma forma de associação entre as duas variáveis:

“Existem várias maneiras pelas quais os crimes podem estar associados à questão das drogas. A primeira delas está relacionada com os efeitos das substâncias tóxicas no comportamento das pessoas. Outra forma de associação decorre do fato de tais substâncias serem comercializadas ilegalmente, gerando então violência entre traficantes, corrupção de representantes do sistema da justiça criminal e ações criminosas de indivíduos em busca de recursos para a manutenção do vício”. (FILHO *et al*, 2001, p.1164).

Em um estudo para o estado mineiro, Filho e Reis (1999) obtiveram como resultado a confirmação, via estatística, de um sentimento de temor e insegurança que tem se enraizado entre a população de Minas Gerais por conta da relação positiva entre homicídios e drogas. O resultado mostrou uma importante correlação positiva entre drogas e crimes violentos com p-valor significativo estatisticamente.

#### 4 DADOS E METODOLOGIA

O presente estudo, caracteriza-se como descritivo, ou seja, sem a interferência do pesquisador e com abordagem quantitativa, visando analisar alguns dos fatores que explicam variações no número de casos de homicídios entre jovens, sendo esta faixa etária aqui compreendida como dos 15 aos 29 anos. Com relação ao horizonte temporal, teremos uma série do tipo cross-section, com variáveis descritas em um único ponto de tempo e longitudinal, descrevendo as variáveis ao longo do tempo. A presença de ambas características (transversal e longitudinal), se justifica dado que o estudo combina séries temporais e informações num corte transversal, visto que os dados foram coletados de vários municípios no mesmo período de tempo, de 2006 a 2012.

A característica comum entre os municípios deste estudo é que todos encontram-se localizados em alguma das 28 regiões do estado do Rio Grande do Sul, tendo como fator excludente o número de jovens durante o período: inclui-se somente municípios com no mínimo dez mil jovens durante todos os sete anos da análise. Caso contrário, tal município não comporá o modelo. Seguindo referências de outros trabalhos, mesmo que haja desacordo com o pré-requisito em apenas um dos anos do intervalo, o município também será descartado, como o caso de São Lourenço do Sul, aqui especificamente.

Dos 497 municípios do Estado, aplicando-se a restrição do número mínimo de jovens, 451 municípios não foram considerados nesta análise, restando um total de 46 municípios. Vale ressaltar que os homicídios são medidos através de uma taxa para 100 mil habitantes. As variáveis explicativas utilizadas neste para determinar sua influência nos crimes relacionados a homicídios foram empregadas com base em dados de cunho social e econômico, com o objetivo de desenvolver um modelo empírico que analisará a correlação existente entre os índices de criminalidade e as variáveis independentes pertencentes aos municípios gaúchos.

As três principais fontes de onde retiraram-se as variáveis necessárias para o estudo foram: Fundação de Economia e Estatística (FEE), Pesquisa Nacional por Amostra em Domicílio (PNAD) e Sistema de Informações sobre Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/MS). A coleta de dados se deu por meio de informações



secundárias e se referem a cinco variáveis explicativas, além da variável a ser explicada: homicídio. Como variável explicativa do modelo temos: desigualdade de renda, taxa de abandono escolar, população, número de mães que tiveram seus filhos com idade entre 10 e 19 anos e número de apreensões por tráfico de drogas. Estas variáveis referem-se a três categorias: homicídios, homicídios por cor/raça branca e homicídios por cor/raça negra, sendo que a segmentação por raça/cor se limitará apenas a análise dos dados e não será incluída no modelo de dados em painel.

A variável dependente, homicídios, teve seus dados elaborados por meio de levantamento feito no Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde, e o cálculo do índice de homicídios foi feito utilizando estimativas intercensitárias disponibilizadas pelo DATASUS, que por sua vez, utiliza fontes do IBGE. Cabe ressaltar que os dados são para cada 100 mil habitantes, limitados a parcela jovem da população dos municípios gaúchos. Já com relação as variáveis explicativas, os dados referentes a desigualdade de renda, foram extraídos do Índice de Desenvolvimento Socioeconômico (IDESE). Este índice é composto por três blocos principais, tais qual: Educação, Renda e Saúde, e nesse caso pontual, foi utilizado um subgrupo do bloco renda, mais especificamente, apropriação de renda, para atuar como proxy da desigualdade. O cálculo da apropriação de renda é feito com base na renda domiciliar per capita.

Os dados que mostram a taxa de abandono escolar foram elaborados e disponibilizados separadamente com distinção por grau de escolaridade pela FEE e agrupados posteriormente, chegando-se ao resultado total da variável. No modelo, a variável foi defasada em um ano e tal feito pode ser explicado com base em resultados anteriores, que demonstram que os efeitos do abandono só podem ser sentidos um ano mais tarde. Isso porque é, provavelmente, nesse período de um ano longe da escola que o jovem passa a se defrontar com vários problemas, tais como: desemprego, influências negativas de quem o cerca e baixos salários no mercado de trabalho formal, resultando em um aumento do interesse do jovem em entrar no mercado ilícito. Outra variável explicativa, população, assim como o abandono escolar teve seus dados coletados por meio de uma estimativa populacional feita pela Fundação de Economia e Estatística, de onde foi extraído o número de jovens com faixa etária entre 15 e 29 anos.

Por fim, mas não menos importantes, mães jovens e tráfico de drogas são as últimas variáveis que explicam o modelo. A primeira teve como base os dados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC), onde foi coletado o número de nascidos vivos para cada um dos 46 municípios inseridos na análise. A ideia central da variável é mensurar se mulheres que engravidam com idade entre 10 e 19 anos tem maiores chances de ver seus filhos envolvidos no crime quando comparados a mães em idade pouco mais avançada. Para isso, tentando extrair um melhor resultado, os dados coletados foram de 1994 a 2000, para representar o intervalo do estudo de 2006 a 2012, ou seja, estão defasados em média em 12 anos, podendo se encurtar para seis, ou se alongar para dezoito. Apesar de não ser o ideal, esta foi a máxima defasagem possível dada a falta de informações mais antigas. Já a segunda, tráfico de drogas, baseado em informações da Secretaria de Segurança Pública do Rio Grande do Sul (SSP/RS), foi coletado o número de ocorrências cadastradas, ou seja, delitos consumados nesta tipologia criminal.

Apesar de abordada a relação entre gastos em segurança pública e homicídios entre jovens com base em outros estudos, tal variável explicativa não comporá o modelo de regressão com dados em painel haja vista o grau de sigilo destes microdados gaúchos. Variáveis proxys, tais quais: efetivo policial, número de viaturas por município também não puderam ser divulgadas pela secretária mesmo mediante solicitação pelo Sistema de Informação ao Cidadão (SIC) e comparecimento presencial à SSP em Porto Alegre. O único órgão público que divulga esses dados é a Secretaria do Tesouro Nacional (STN), contudo, somente a partir do ano de 2013, ou seja, período incompatível com o da presente análise.

**Tabela 7.** Resumo descritivo das variáveis independentes utilizadas no modelo

Variável	Descrição	Fonte
Desigualdade de Renda	Desigualdade medida pelo coeficiente de apropriação de renda, entre 0 e 1.	IDESE
Abandono Escolar (defasada)	Somatório dos alunos de ensino fundamental e médio que deixaram a escola.	FEE
População	Estimativa populacional de jovens entre 15 e 29 anos.	FEE
Mães Jovens (defasada)	Número de mulheres que tiveram filho com idade entre 10 e 19 anos.	SINASC
Tráfico	Número de ocorrências por crime de tráfico de drogas.	SSP/RS

Fonte: Elaboração Própria

#### 4.1 EQUAÇÃO PARA DADOS EM PAINEL

Para a análise multivariada optou-se por utilizar a técnica Dados de Painel, descritos genericamente pela equação abaixo:

$$y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}x_{1it} + \dots + \beta_{nit}x_{kit} + e_{it}$$

Onde o subscrito  $i$  apresenta os diferentes municípios analisados e o subscrito  $t$  apresenta o período da análise.  $\beta_0$  refere-se ao coeficiente linear ou intercepto, e o parâmetro  $\beta_k$  ao coeficiente angular da  $k$ -ésima variável explicativa do modelo.

O  $i$ -ésimo município terá sua forma matricial do modelo dada por:

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix} \quad X_i = \begin{bmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \dots & x_{ki1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \dots & x_{ki2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1iT} & x_{2iT} & \dots & x_{kiT} \end{bmatrix} \quad \beta_i = \begin{bmatrix} \beta_{0i1} & \beta_{1i1} & \beta_{2i1} & \dots & \beta_{ki1} \\ \beta_{0i2} & \beta_{1i2} & \beta_{2i2} & \dots & \beta_{ki2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{0iT} & \beta_{1iT} & \beta_{2iT} & \dots & \beta_{kiT} \end{bmatrix} \quad e_i = \begin{bmatrix} e_{i1} \\ e_{i2} \\ \vdots \\ e_{iT} \end{bmatrix}$$

A matriz acima possui dimensão  $(K \times T)$ , onde o elemento  $\chi_{kit}$  refere-se à  $k$ -ésima variável explicativa para o município  $i$  no tempo  $t$ . Por fim,  $\beta_i$  é a matriz dos parâmetros que serão estimados.

Esse formato de modelo consiste em uma série de tempo para cada componente do corte transversal, ou seja, os municípios, para um conjunto de dados, e a característica principal do painel é o fato de que as mesmas unidades do corte transversal são acompanhadas ao longo de um determinado período de tempo. Requer uma repetição das mesmas unidades ao longo do período a ser analisado, neste caso, de 2006 a 2012 e possui dimensões tanto de cortes transversais quanto de séries temporais. A utilização do modelo de regressão com dados de painel, viabiliza acompanhar ao longo do tempo os mesmos dados de cortes transversais, visto que estes dados possuem duas dimensões: uma espacial e outra temporal. Além disso, tal técnica fornece ao pesquisador dados mais informativos, maiores graus de liberdade e menores chances de haver colinearidade entre as variáveis, consequentemente dando mais robustez ao modelo.

## 4.2 TESTES DO MODELO

Na parte analítica, antes de qualquer outro procedimento, foi realizado um teste para verificar a adequação do modelo. No referido, combina-se dados em séries temporais com dados de corte transversal e cada unidade deste corte possui o mesmo número de observações de séries temporais, ou seja, o painel é balanceado.

Feito este procedimento, os ajustes serão realizados via efeitos fixos, aleatórios, e de pooled, sendo que ter para o respaldo de qual efeito utilizar no modelo, serão realizados mais alguns testes. Teste de Chow: compara a regressão do tipo pooled contra os efeitos fixos por meio da estatística F; Breusch-Pagan: a fim de testar se o modelo de efeitos aleatórios é apropriado quando comparado ao de pooled, baseado no multiplicador de Lagrange; e Hausman: para verificar a existência de correlação entre as variáveis explicativas e o efeito não observado. Confrontam-se modelo de efeitos fixos e de efeitos aleatórios para escolher qual deles gera estimativas mais consistentes.

**Modelo de Pooled:**

É a técnica mais simples, onde desconsidera-se as dimensões espaciais e temporais, ou seja, o coeficiente é o mesmo durante toda a amostra. Consiste basicamente no empilhamento das observações para obtenção da regressão e tem como principal característica negativa a dificuldade para camuflar uma possível heterogeneidade entre as variáveis. Além disso, os coeficientes estimados podem ser tendenciosos e inconsistentes.

**Modelo de Efeitos Fixos:**

Nesse modelo de ajuste, o objetivo é reduzir os efeitos de variáveis omitidas que variam entre os municípios apesar de o intercepto de cada município poder se manter constantes ou variar de um município para outro e ao longo do tempo.

**Modelo de Efeitos Aleatórios:**

No modelo de efeitos aleatórios, a suposição é de que o intercepto varia de um município para o outro, mas ao longo do tempo se mantém constante.

**Testes para dados em painel:**

Todas as estimações e testes realizados para os dados em painel deste estudo foram desenvolvidos no STATA 14, versão 14.0. Este tipo de modelo, por considerar dados em séries temporais e em corte transversal, está suscetível a violações de pressupostos básicos tanto nos dados de corte transversal, quanto em séries temporais, sendo o pressuposto do primeiro a homocedasticidade e do segundo a ausência de autocorrelação. Também por este motivo se faz necessário realizar os testes de efeitos fixos e aleatórios, conforme a seguir.

O primeiro teste está baseado sob a hipótese nula de que não há diferença entre a eficiência dos estimadores. Portanto,  $p$  valores superiores a 5% de significância indicam que o teste rejeita a hipótese nula e, portanto, infere-se que o modelo de efeitos aleatórios é preferível em relação ao de efeito fixo.

A execução do teste no STATA consiste em realizar as seguintes etapas:

- I) Estimar o modelo de efeito fixo: `qui xtreg y x1, x2 ... xn, fe.`
- II) Salvar os resultados da estimação: `estimates store fe.`
- III) Estimar o modelo de efeito aleatório: `qui xtreg y x1, x2 ... xn, re.`
- IV) Salvar os resultados da estimação: `estimates store re.`
- V) Comparar as estimações: `hausman fe re.`

Caso o teste apresente um resultado que aceite  $H_0$ , o modelo de efeitos aleatórios é o mais indicado a ser utilizado. Caso contrário, se  $H_A$  for aceito, o modelo de efeitos fixos é preferível pois a probabilidade de o outro modelo estar correlacionado com outros regressores é elevada.

Para escolher entre Pooled e Efeitos fixos, visando maior ajustamento da regressão, é feito o teste de Chow. Este consiste na comparação da soma dos quadrados dos resíduos da regressão com a soma dos quadrados dos resíduos de novas regressões feitas a partir de sub-amostras. Caso seja aceita a hipótese nula de utilização de Pooled, entende-se que os interceptos e inclinações são as mesmas para todos os municípios.

Por fim, com o teste de Breusch-Pagan é possível avaliar entre Pooled e Efeitos Aleatórios, baseado no multiplicador de Lagrange, onde a hipótese nula e alternativa são definidas da seguinte maneira:

$$H_0 : \sigma_\alpha^2 = 0$$

$$H_1 : \sigma_\alpha^2 \neq 0$$

Em caso de aceitação da hipótese nula, o modelo de Pooled é preferível ao de Efeitos Aleatórios. O contrário também é válido, ou seja, caso a hipótese alternativa seja aceita, deve-se assumir que o modelo de Efeitos Aleatórios é o mais adequado para os dados que serão analisados. Outra forma de identificar o resultado é através

da estatística  $\chi^2$ , onde valores significativos de  $\chi^2$  sugerem que o modelo de Efeitos Aleatórios deve ser escolhido por ser mais adequado que o de Pooled.

Para verificar um dos pressupostos característicos dos dados em painel, homocedasticidade dos resíduos, realiza-se o teste de Wald. A hipótese nula ( $H_0$ ) deste modelo é a de homocedasticidade, portanto, p valores inferiores a 5% de significância indicam que a hipótese nula do teste foi rejeitada, e conseqüentemente, houve violação deste pressuposto. O teste de Wald antes de ser executado deve ser instalado no próprio programa estatístico STATA. Tanto para instalação quanto para execução é necessário executar as etapas seguintes:

- I) Instalar o teste: `ssc install xttest3`.
- II) Estimar o modelo de efeitos fixos: `xtreg y x1, x2 ... xn, fe`.
- III) Realizar o teste: `xttest3`.

Caso haja heterocedasticidade, basta utilizar a correção robusta de Newey-West através da sintaxe: `newey y x2 x3, lag(6) force`.

Para verificar o outro pressuposto, ausência de autocorrelação, foi utilizado o `xtserial` baseado no trabalho de Wooldridge (2002). Assim como para verificar a homocedasticidade, aqui também é necessário previamente localizar e instalar o teste antes de executá-lo, conforme os passos a seguir:

- I) Localiza o teste: `net sj 3-2 st0039`.
- II) Instala o teste: `net install st0039`.
- III) Realizar o teste: `xtserial y x1, x2 ... xn, output`

A hipótese nula do `xtserial` é de ausência de autocorrelação. Dessa forma, assim como no teste de Wald, p valor com significância superior a 5%, aceita-se  $H_0$ , o que implica dizer que o pressuposto não foi violado e, portanto, não há autocorrelação. Porém, em caso de violação ao pressuposto, a correção robusta de Newey-West também pode ser usada para corrigir este problema.

## 5 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

A tabela 8 descreve os valores referentes as variáveis tanto explicada quanto explicativa utilizadas nas estimações, entre eles: homicídios, cujos dados são da taxa para cada 100 mil para habitantes; abandono escolar, com dados da taxa de abandono escolar para cada 100 mil/hab defasada em um ano; desigualdade de renda, tendo como variável proxy o subgrupo do bloco renda do IDESE, apropriação de renda, que se baseia na renda domiciliar per capita média; população, cujos dados são de estimativas populacionais para jovens no período abordado; mães jovens, trazendo o número de mulheres que foram mães dos 10 aos 19 anos, com dados defasados em doze anos e por fim; tráfico, com o número de ocorrências por crime de tráfico de drogas.

**Tabela 8.** Estatística descritiva das variáveis do modelo.

Variável	Mínimo	Média	Máximo	Desvio Padrão
Homicídios	0	20.21	395	49.02
Abandono Esc.	1.90	14.07	32.70	5.15
Des. Renda	0.44	0.66	1.00	0.01
População	10196	38685.74	368181	53991.83
Mães Jovens	16	537.08	7970	1047.34
Tráfico	0	103.75	2957	310.95

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados gerados pelo software STATA 14.

A análise da presente tabela permite uma gama variada de interpretações e questionamento a respeito de cada uma das variáveis, como por exemplo, a não ocorrência de homicídio entre jovens em alguns municípios durante determinado ano, a desigualdade de renda atingindo seu nível máximo, a ausência de prisões por tráfico de drogas em dada localidade, entre outros. A começar pela variável a ser explicada, dez municípios gaúchos em algum dos sete anos entre 2006 e 2012, não registraram mortes em razão de homicídios, porém em oito deles, tal fato ocorreu de forma isolada e nos demais anos, a prática homicida voltou a aparecer. A exceção fica por conta de Estância Velha e São Gabriel, que não registraram homicídios em dois anos da série.



Em se tratando de desigualdade de renda, o município de Íjuí, em 2012, atingiu o nível máximo desigualdade mensurado pelo nível de agregação de renda. Embora não incluso na série temporal, vale ressaltar que tal indicador permaneceu no limite máximo também nos anos de 2013, 2014 e 2015, de acordo com dados disponibilizados pela FEE. Outro município que se mostrou altamente desigual foi a capital, Porto Alegre, que oscilou entre 0.93 e 0.98 durante 2006 a 2012.

Com desvio padrão bastante significativo, a variável tráfico de drogas parece ser influenciada por uma gama de outras variáveis, que não entraremos no mérito aqui, haja vista falta de padronização que justifique elevados níveis prisionais, tal como localidade, população, etc. Houve apenas um município onde não foram registradas ocorrências desta tipologia criminal. Trata-se de Canguçu, no ano de 2007, contudo, apesar deste dado positivo, após 2007 os números começaram a subir e em 2012 registrou-se 12 ocorrências. Ganha destaque também a relação de proximidade entre os municípios e seus respectivos números referentes ao tráfico de drogas. Pelotas e Rio Grande, cidades de porte similar localizadas próximas, na região sul do estado, diferem consideravelmente no quesito ocorrências: enquanto Pelotas registrou em 2006 apenas 15 ocorrências, Rio Grande registrou 80 no mesmo ano e em 2007 já atingia os 115 relatos com crescimento acelerado até 2012, quando foram feitas 281 ocorrências contra 179 na cidade vizinha.

Na tabela 9, dispõe-se a correlação entre as variáveis do modelo, onde quanto mais próximo de zero, menos uma variável está relacionada a outra e vice-versa. Como aspecto predominante nos resultados, é possível notar que todas as variáveis têm ligação umas com as outras, exceto quando se trata de abandono escolar. A referida variável se mostra relacionada apenas com desigualdade de renda e de forma negativa. Já as outras apresentam correlações significativas, ora negativas, ora positivas, demonstrando sintonia entre as variáveis.

Embora não haja concordância plena entre os tipos de correlação, todas seguem uma lógica de mensuração com base no quão correlacionadas são as variáveis. A distinção entre os graus de correlação deste modelo será, em módulo, como segue:

I) Correlação fraca: entre 0.00 e 0.35

II) Correlação moderada: entre 0.35 e 0.65

III) Correlação forte: entre 0.65 e 0.95

IV) Correlação muito forte: entre 0.95 e 0.99

**Tabela 9.** Correlação entre as variáveis

	Homicídios	Abandono Esc.	Des. Renda	População	Mães Jovens	Tráfico
Homicídios	1.0000	----	----	----	----	----
Abandono Esc.	0.0429	1.0000	----	----	----	----
Des. Renda	0.4188	-0.4377	1.0000	----	----	----
População	0.9566	0.0283	0.4725	1.0000	----	----
Mães Jovens	0.9450	0.0126	0.4810	0.9580	1.0000	----
Tráfico	0.8867	-0.0362	0.4677	0.8808	0.9283	1.0000

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados gerados pelo software STATA 14.

Os resultados acima demonstram que há, na grande maioria das relações, correlações significativas entre as variáveis, onde, conforme supracitado, somente abandono escolar se mostra pouco relacionada. Baseado nos tipos de correlação, é possível dizer que a variável predita apenas se correlaciona com desigualdade de renda, de forma moderada e inversa.

Já sobre as demais variáveis, a que melhor se relaciona com a variável dependente homicídios é população, seguido por mães jovens, e tráfico. Todas as que são estatisticamente significativas correlacionam-se moderada ou fortemente com as demais variáveis.

Outro ponto a se destacar é que, dentre as significativas, há apenas uma correlação negativa, ou seja, uma variável tende a aumentar à medida que a outra diminui. Tal fato ocorre somente entre abandono escolar e desigualdade de renda. Todas as outras correlações entre variáveis são positivas e impactadas em sentido concordante com as oscilações nos homicídios.

A partir deste momento, após a realização dos três testes (Chow, Breusch-Pagan e Hausman), os resultados estatísticos indicaram o modelo de efeitos fixos

como sendo o que garante maior robustez para a estimação da regressão com dados em painel, e por isso o abordaremos com maior riqueza de detalhes a seguir. Contudo, tanto Pooled quanto efeitos aleatórios também serão analisados e interpretados afim de entender as alterações de um modelo para o outro.

**Tabela 10.** Resumo dos testes

Testes	F / Chi2	Prob
Chow	F (45, 271) = 3.91	Prob > F = 0.0000
Breusch-Pagan	Chi2 = 266.56	Prob>chi2 = 0.0000
Hausman	Chi2 (4) = 8.87	Prob>chi2 = 0.0643
Wald	Chi2 (46) = 12790.45	Prob>chi2 = 0.0000
Wooldridge	F (1, 45) = 79.054	Prob > F = 0.0000

Fonte: Elaboração própria.

## 5.1 MODELO POOLED, EFEITOS FIXOS E ALEATÓRIOS

Inicialmente, com o modelo de estimação mais simples, pooled, que consiste no empilhamento das observações para rodagem da regressão, os resultados deram conta que todas as variáveis explicativas foram significativas estatisticamente a 1% de significância, ou seja, todas, de fato, têm influência sobre os homicídios, variável a ser explicada no modelo. A exceção fica por conta do abandono escolar que se mostra sem significância inclusive a 5%, ou seja, de acordo com a estimação, a variável abandono escolar, que encontra-se defasada em um ano, não tem influência sobre o nível de homicídios entre jovens para o estado do Rio Grande do Sul.

Com resultados do teste t, em módulo, superiores a 2, e com amostras contendo mais de 20 observações, que é o caso do presente estudo, pode-se inferir que o coeficiente estimado é significativo com 5% de significância. Novamente, abandono escolar não se mostra significativo no modelo, juntamente com a constante. Em caminho oposto, desigualdade de renda, população, mães jovens e tráfico superaram 2 em módulo e por isso há indícios de que estas sejam significativas.

Com relação aos coeficientes, embora quase todos significativos, conforme acima, estes se mostraram pouco expressivos para as variáveis explicativas à medida que aumentos de uma unidade em qualquer que seja a variável (dentre as com

significância), gera aumentos de 0.5%, 1.15% e 1.85% nos homicídios, nos casos da população, mães jovens e tráfico de drogas, respectivamente.

**Tabela 11.** Modelo de Estimação por Pooled

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	t	P >  t	Intervalo de Confiança de 95%	
Abandono Esc.	-0.00308	0.16668	-0.02	0.985	-0.331021	0.324861
Des. Renda	30.35154	10.09802	3.01	0.003	10.219390	50.483700
População	0.00058	0.00005	12.26	0.000	0.000491	0.000679
Mães Jovens	0.01157	0.00313	3.70	0.000	0.005415	0.017727
Tráfico	0.01852	0.00641	2.89	0.004	0.005901	0.031139
Constante	9.56376	7.89380	1.21	0.227	-5.967282	25.094810
<b>F ( 5,316) = 830.48</b>		<b>Prob &gt; F = 0.0000</b>		<b>R-Squared = 0.9293</b>		<b>Adj R-Squared = 0.9282</b>

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados gerados pelo software STATA 14.

Ainda na tabela 11, temos os resultados da qualidade do ajustamento do modelo, a começar pelo teste de distribuição F, que tem como regra prática considerar o modelo bem ajustado em caso de valores superiores a 20, na coluna ao lado, há um teste similar que, com tal resultado, garante que pelo menos um dos parâmetros é diferente de zero. O coeficiente de determinação, conhecido também como R-squared, ou ainda  $R^2$ , indica que 92,93% da variação dos homicídios entre jovens gaúchos podem ser explicados pelas variáveis do modelo, contudo, a medida que incluímos mais variáveis explicativas no modelo, este parâmetro tende a aumentar, podendo trazer prejuízos na estimação. Para evitar que haja esse aumento fictício no r-squared, o coeficiente de determinação ajustado penaliza o acréscimo de uma nova variável para que esse só aumente caso realmente a variável agregue ao modelo. No presente caso, o  $R^2$  ajustado valor igual a 0.9282 ou 92,82%.

Apesar de, via resultados, apresentar um bom ajustamento no modelo, isso não indica de que todos os pressupostos básicos, tais como ausência de multicolinearidade, homocedasticidade e ausência de autocorrelação tenham sido cumpridos. A começar pela multicolinearidade, a relação entre o  $R^2$  e as variáveis explicativas podem sugerir se há ou não violação deste pressuposto: um valor de  $R^2$  alto, relacionado com valores substancialmente baixos para a estatística t,

contrariando a lógica, pode ser indicativo de multicolinearidade. Contudo, existem testes formais que confirmam a presença ou não do problema, como por exemplo o VIF.

O fator de inflação da variância (VIF), que mede o quanto da variância de cada coeficiente de regressão do modelo estatístico se encontra inflado em relação à situação em que as variáveis independentes não estão correlacionadas, quando com valores superiores a 10, pode-se dizer que a variável é colinear.

**Tabela 12.** Variance Inflation Factor (VIF)

Variável	VIF	1/VIF
Mães Jovens	19.97	0.050077
População	12.34	0.081009
Tráfico	7.40	0.135193
Des. Renda	1.76	0.567304
Abandono Esc.	1.37	0.729150
<b>Média VIF</b>	<b>8.57</b>	

Fonte: Elaboração própria.

A análise da tabela 12 mostra que a variável mães jovens e população extrapolaram o indicador limite da multicolinearidade e, portanto, são colineares. Por outro lado, as demais apresentaram resultado satisfatório por terem valores inferiores a 10. Na média, portanto, pode-se dizer que o modelo não é multicolinear visto o valor médio de 8.57 gerado no teste.

A estimação por efeitos fixos foi a que obteve melhores resultados após os testes de ajustamento, e por tal motivo optou-se por apresentar os dados através deste modelo. Nele, assim como no Pooled, utilizou-se a saída do STATA para elaboração da tabela abaixo, que contém as principais informações para a interpretação e análise dos resultados, juntamente com o teste de Chow.

De antemão, tanto heterocedasticidade quanto autocorrelação foram verificados na estimação, e conforme já indicado neste estudo, o método escolhido para correção dessas violações aos pressupostos básicos é via Newey-West robusto,

que atua sobre os dois problemas conjuntamente, corrigindo-os. O resultado obtido encontra-se na tabela a seguir:

**Tabela 13.** Modelo de Estimação por Efeitos Fixos

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	t	P >  t	Intervalo de Confiança de 95%	
Abandono Esc.	-0.02920	0.14558	-0.20	0.841	-0.315803	0.257404
Des. Renda	10.85402	13.69743	0.79	0.429	-16.112870	37.820910
População	-0.00032	0.00089	-0.36	0.718	-0.002070	0.001428
Mães Jovens	0.01791	0.00668	2.68	0.008	0.004752	0.031063
Tráfico	0.02245	0.00810	2.77	0.006	0.038407	0.006497
Constante	18.57081	32.52372	0.57	0.568	-45.460470	82.602090
<b>F ( 5, 271) = 22.29</b>		<b>Prob &gt; F = 0.0019</b>		<b>R-Squared = 0.4806</b>		
<b>Teste de Chow: F (45, 271) = 3.91</b>				<b>Prob &gt; F = 0.0000</b>		

Fonte: Elaboração própria com base com resultados gerados pelo software STATA 14.

Por meio de efeitos fixos, os resultados mostraram que além da variável abandono escolar, já considerada anteriormente como insignificante estatisticamente na estimação via pooled, desigualdade de renda e população também não se mostram significativas, ou seja, infere-se que estas duas últimas não têm influência sobre o nível de homicídios no estado. Tal conclusão vai em sentido contrário a um número considerável de estudos que verificam relação significativa entre a desigualdade de renda e os homicídios. Por outro lado, esta se mostrou positiva, tal qual se verifica na literatura econômica, como por exemplo em Lochner (2004), que considera a desigualdade como fator relevante no crescimento do nível de criminalidade visto que coloca indivíduos com baixos retornos no mercado legal e que, portanto, têm baixos custos de oportunidade, próximos a indivíduos com uma renda elevada, os quais se tornam vítimas economicamente atrativas, ou ainda ao de Rosenfeld, Messner e Baumer (2001), em que localidades com maiores níveis de desigualdade de renda, têm índices elevados de crimes violentos, causados majoritariamente por jovens do sexo masculino. Contudo, a partir do momento que os resultados dão conta de uma

variável não significativa, nada mais pode se inferir de conclusivo a respeito da mesma.

Sobre população, onde também não se verificou significância estatística, Farias (2007) encontrou correlação positiva entre o nível de urbanização e a criminalidade ao considerar os centros urbanos como possíveis facilitadores à desordem, e que esta desordem urbana, por sua vez, pode gerar, impulsionar e estimular a prática criminal. Kelly (2000) de forma análoga, concorda com a correlação positiva entre estas variáveis e complementa falando que cada pessoa a mais circulando por determinado local, pode ser considerado como mais uma vítima em potencial para ação de bandidos.

Por outro lado, a relação entre as variáveis acima, segundo Jacobs (2000), é oposta. Populações menores não formam grandes aglomerados de pessoas, fazendo com que grande parte das localidades fiquem desertas, contribuindo significativamente para problemas como criminalidade e vandalismo, tornando os poucos transeuntes alvos fáceis para os criminosos.

O teste t também corrobora com os resultados sobre significância de variáveis ao passo que só registra valores superiores a dois, em módulo, nas variáveis mães jovens e tráfico, ou seja, justamente nas variáveis significativas do modelo. Variáveis que não se mostraram significantes na coluna  $\text{prob} > |t|$ , também não obtiveram valor superior a dois em módulo, demonstrando concordância entre os resultados. Isto por que valores inferiores a dois, como já citado anteriormente, indicam falta de significância no coeficiente estimado.

Os coeficientes das variáveis não significativas não necessitam de análise visto que, segundo estimação, estes não afetam a criminalidade, portanto qualquer análise a respeito de resultados sem embasamento estatístico está fadada a irrelevância. Já com relação às mães que engravidaram na adolescência, portanto mães jovens, e com relação ao tráfico, os coeficientes foram estatisticamente significativos e dentro do que se espera com base na literatura econômica, embora em proporções relacionais baixas.

O aumento de uma unidade na variável mães jovens gera um aumento aproximadamente 1,8% nos homicídios, enquanto tráfico, de forma análoga, ao aumentar em uma unidade, gera aumentos de 2,25% nos homicídios. Apesar da restrição de defasagens para a primeira variável explicativa, devido à falta de dados, conseguiu-se captar relações similares às que se encontram na literatura econômica, onde aumentos no número de mães adolescentes, aliados a problemas como desagregação familiar, vulnerabilidade socioeconômica, entre outros, acabam servindo como incentivo para que haja novos entrantes jovens na criminalidade, tendo como consequência inevitável, por muitas vezes, o aumento na estatística de homicídios. Sobre o tráfico, este também se mostrou concordante com a literatura econômica, ao passo que aumentos em uma variável gera aumentos de mesmo sentido na outra. Melo *et al* (2015), Filho e Reis (2001) e Filho *et al* (2001) são os autores que, sem exceção, ligaram não só o tráfico, mas também o consumo de drogas e consumo excessivo de álcool a aumentos na taxa de vitimização por mortes violentas, principalmente entre jovens.

Agora, sobre os resultados de ajustamento, o teste F com valor de 22.29 representa um indício de que o modelo está bem ajustado, assim como qualquer outro valor de F superior a 20. A prob  $> F = 0.0019$  garante que, com significância de 1%, pelo menos um dos parâmetros é diferente de zero e o coeficiente de determinação  $R^2$  dá conta que 48.06% das variações nos homicídios podem ser explicadas pelas variáveis independentes contidas na regressão, diferentemente do pooled que indicava um valor muito mais expressivo, 92.93%

Por fim, como último resultado a ser interpretado da tabela 13, com teste de Chow de valor 3.91, foi rejeitada a hipótese nula de utilização de Pooled e por consequência, aceita a  $H_A$  de utilização de Efeitos Fixos. Ao analisar conjuntamente ou outros dois testes, contidos na tabela 10, rejeita-se também a hipótese de estimação via Efeitos Aleatórios com base em Hausman.

A regressão via Efeitos Aleatórios demonstrou, em alguns aspectos, resultados distintos quando comparados ao modelo anterior. A começar pelos coeficientes, nota-se que houve mudanças no sinal tanto na desigualdade de renda quanto na constante, e que no caso da primeira, há muita diferença do que consta na literatura econômica, ou seja, enquanto o resultado deste modelo via EA mostra que aumentos na



desigualdade de renda geram redução nos homicídios entre jovens, a literatura econômica fala o completo oposto. No caso da constante, que representa a interceptação da reta com o eixo vertical, graficamente falando, também houve grande distinção entre os valores.

**Tabela 14.** Modelo de Estimação por Efeitos Aleatórios

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	t	P >  z	Intervalo de Confiança de 95%	
Abandono Esc.	-0.04368	0.14553	-0.30	0.764	-0.328927	0.241559
Des. Renda	-11.58068	11.47492	-1.01	0.313	-34.071110	10.909740
População	0.00061	0.00007	8.67	0.000	0.000474	0.000751
Mães Jovens	0.01675	0.00408	4.11	0.000	0.008756	0.024752
Tráfico	-0.00882	0.00490	-1.80	0.072	-0.018426	0.000779
Constante	-3.28170	8.61007	-0.38	0.703	-20.157130	13.593730
<b>Chibar2 = 266.56</b>		<b>Prob &gt; Chibar2 = 0.0000</b>		<b>R-Squared = 0.9241</b>		

Fonte: Elaboração própria com base com resultados gerados pelo software STATA 14.

O teste t apresentou diferenciação de mesmo modo, afetando por consequência a significância das variáveis explicativas. Mães jovens permaneceu significativa nas duas análises, contudo, tráfico deixou de ser via Efeitos Aleatórios, dando lugar a variável população, que não indicou significância no modelo anterior.

No ajustamento, o coeficiente de determinação  $R^2$  apresentou elevação considerável, porém tal dado não deve ser considerado frente a rejeição do modelo no teste de Hausman. O mesmo pode ser dito sobre  $\chi^2$  e  $\text{prob} > \chi^2$ , apesar de estes demonstrarem bons resultados.

**Tabela 15.** Resumo dos resultados

Regressores	Coeficiente e erro-padrão (Pooled)	Coeficiente e erro-padrão (EF)	Coeficiente e erro-padrão (EA)
Abandono Esc.	-0.00308 (0.16668)	-0.02920 (0.14558)	-0.04368 (0.14553)
Des. Renda	30.35154*** (10.09802)	10.85402 (13.69743)	-11.58068 (11.47492)
População	0.00058*** (0.00005)	-0.00032 (0.00089)	0.00061*** (0.00007)
Mães Jovens	0.01157*** (0.00313)	0.01791*** (0.00668)	0.01675*** (0.00408)
Tráfico	0.01852*** (0.00641)	0.02245*** (0.00810)	-0.00882* (0.00490)
<b>n = 322</b>	<b>R<sup>2</sup></b> 0.9293	<b>R<sup>2</sup> within between overall</b> 0.0673 0.5618 0.4806	<b>R<sup>2</sup> within between overall</b> 0.0482 0.9465 0.9241

Fonte: Elaboração própria com base com resultados gerados pelo software STATA 14.

\*significativo a 1% de significância

\*\*\*significativo a 10% de significância

De forma a complementar a análise e facilitar a visualização dos resultados, a tabela 15, disposta acima traz uma síntese de todos os tipos de modelos abordados aqui, bem como os coeficientes de cada um deles e seus respectivos erros padrão.

## 06 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O principal objetivo deste trabalho foi mensurar a influência de seis variáveis explicativas, de cunho socioeconômico, sobre os homicídios entre jovens no estado do Rio Grande do Sul, no período de 2006 a 2012. Dentre as seis, uma delas, gastos em segurança pública, teve sua contribuição limitada a análise com base na literatura econômica, haja vista a dificuldade de obtenção de dados junto à Secretaria de Segurança Pública do RS, por se tratarem de informações sigilosas.

Os resultados das demais variáveis deram conta que, através do modelo de efeitos fixos, apenas tráfico e mães jovens foram estatisticamente significativas, estando de acordo com os resultados anteriores, como os obtidos por Filho e Reis (2001), Filho *et al* (2001) e Melo *et al* (2015). Por outro lado, abandono escolar, desigualdade de renda e nível populacional não demonstraram significância e, portanto, com base exclusivamente no resultado obtido, não têm influência sobre as taxas de homicídios da população gaúcha jovem.

Entretanto, sabe-se que, com base nos estudos de Filho (1999), Cerqueira (2014), entre outros já referenciados nesse trabalho, principalmente desigualdade de renda, possui significância estatística e relação positiva com a criminalidade de um modo geral, contudo, não se chegou ao mesmo resultado nesta estimação. Com a ausência de significância verificada, nada de concreto pode-se inferir sobre a desigualdade de renda a partir do estudo, a não ser analisar possíveis causas.

A divergência entre os resultados, em se tratando de desigualdade, talvez possa ser esclarecida por conta da proxy utilizada para representar a variável. O subgrupo apropriação de renda contido no Índice de Desenvolvimento Sócio Econômico possivelmente não foi capaz de captar a relação averiguada por Mendonça e Loureiro (2003).

Tal conclusão se embasa na análise conjunta dos dados sobre homicídios e apropriação de renda onde, por exemplo, Estância Velha, com coeficiente de apropriação de renda médio durante o período igual a 0.6501, teve uma média de 1.5 homicídios para cada 100 mil habitantes por ano. Com este resultado, esperar-se-ia que municípios mais violentos, como por exemplo Alvorada, tivessem um coeficiente de apropriação de renda bem maior em comparação ao município anterior, contudo o

município da região metropolitana, com média de 62 homicídios por ano (100mil/hab) registrou coeficiente de 0.4904, ou seja, bem abaixo do primeiro. Outra comparação a se destacar é entre Ijuí, que registrou média de 2 homicídios por ano durante o período com coeficiente de 0.8561 e Porto Alegre, que registrou 323 tendo coeficiente 0.9418, não muito divergente quando comparado a discrepância entre o número de mortes.

Tendo em vista o exposto acima, verifica-se em a relação positiva entre desigualdade de renda e homicídios não está sendo seguida, haja vista que municípios com poucos registros de morte possuem elevados coeficientes de agregação de renda enquanto outros, notoriamente mais violentos, possuem coeficientes menores.

Com relação ao abandono escolar, lembrando que variável se encontra defasada em um ano, esta foi a única que não demonstrou significância em nenhum dos três modelos de dados em painel (Pooled, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios), divergindo dos resultados encontrados por Lochner (2004), Oliveira (2005) e Kassouf (2011).

A diferença entre os resultados talvez possa ser justificada pelo número de defasagens utilizadas, interpretando-se que possivelmente um ano não seja tempo suficiente para que o indivíduo que deixou a escola ingresse na criminalidade já tirando a vida de terceiros. Crimes contra patrimônio, como furtos e roubos, neste primeiro ano quiçá sejam as práticas criminais mais recorrentes. Outro fator que pode ter interferido no resultado foi a coleta agrupada de dados de abandono escolar, ou seja, com informações referentes tanto ao ensino fundamental quanto ao médio. Com isso, a baixa taxa de abandono no ensino fundamental, onde os estudantes possuem geralmente menos de 15 anos e não atuam criminalmente, pode ter influenciado negativamente os resultados do regressor.

Em suma, o presente trabalho buscou contribuir com um tema constantemente em voga no cenário nacional, ao analisar não só variáveis comumente relacionadas aos homicídios, mas também outras como mães jovens, utilizando defasagens em dois regressores afim de obter melhores estimações econométricas. Além do mais, o Rio Grande do Sul carece deste tipo de estudo, visto que, grande parte deles concentram seu foco na análise individual de cada uma das variáveis explicativas

contidas nesse modelo. Testar o modelo com duas defasagens ou mais, além de desagregar os dados, a fim de utilizar somente os referentes ao ensino médio, são sugestões pertinentes para corrigir o problema apresentado no abandono escolar. Por outro lado, avaliar a utilização de outra variável proxy da desigualdade de renda, que não a agregação de renda, possa ser um recurso eficaz nas correções.

## 7 REFERÊNCIAS

- AMIN, M.C.; COMIM, F.V.; IGLESIAS, J.R. CRESCIMENTO ECONÔMICO E CRIMINALIDADE: refletindo sobre o Desenvolvimento. **ANPEC**, 2009.
- ARAUJO, A.F.V.; RAMOS, F.S. Estimação da Perda de Bem-Estar Causada pela Criminalidade: O Caso da Cidade de João Pessoa – PB. **Economia**, Brasília, v. 10, n. 3, p. 577–607, 2009.
- BECKER, G. S. Crime and Punishment: An Economic Approach. **Journal of political economy**, v. 76, p. 169-217, 1968.
- BLAU, J. R.; BLAU, P. M. The Cost of Inequality: Metropolitan Structure and Violent Crime. **American Sociological Review**, v. 47, n. 1, p. 114-129, 1982.
- CAIADO, R. A. R. *O sentimento de insegurança e a sua interação com a criminalidade*. 2013, 232f. Dissertação de Mestrado – Universidade Autónoma de Lisboa, 2013.
- CAMARANO, A. A. Novo regime demográfico: uma nova relação entre população e desenvolvimento?. Rio de Janeiro: **IPEA**, 2014.
- CARRETS F. D.; OLIVEIRA J.; MENEZES G. R. A criminalidade no Rio Grande do Sul: uma análise espacial para os anos de 2005, 2010 e 2015. **Anais do 8º Encontro de Economia Gaúcha**, Porto Alegre, 2016.
- CERQUEIRA, D. R. C. Causas e consequências do crime no Brasil. 1. ed. Rio de Janeiro, **BNDES**, v. 1, 2014.
- CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. Criminalidade, ambiente socioeconômico e polícia: desafios para os governos. **REVISTA DE ADMINISTRAÇÃO PÚBLICA**, v. 38, n. 3, p. 371–399, 2004.
- CERQUEIRA, D. R. C.; LOBAO, W. Determinantes da criminalidade: arcabouços teóricos e resultados empíricos. **Revista Dados**, Rio de Janeiro, v. 47, n. 2, p. 233-269, 2004.
- CERQUEIRA, D. R. C.; MOURA, R. O Efeito das Oportunidade no Mercado de Trabalho sobre as Taxa de Homicídios no Brasil. **Working Paper - Anpec**, 2015
- CRUZ, F. V.; ARAÚJO, A. F. V. Análise da Criminalidade em Palmas-TO: Uma Abordagem Econométrica da Violência Urbana. **Informe Gepec**, v. 16, n. 2, p. 170–185, 2012.
- DAS NEVES, A. C. A.; GARCIA, L. P. Mortalidade de jovens brasileiros: perfil e tendências no período 2000-2012. **Epidemiol. Serv. Saúde**, Brasília, 2015.
- FARIAS, P. J. L. Respeito às funções urbanísticas e a prevenção da criminalidade urbana: uma visão integrada à luz da Escola de Chicago. **Boletim Científico ESMPU**, Brasília, v. 4, n. 16, p. 79-109, 2005.

FILHO, C. C. B. et al. Conglomerados de homicídios e o tráfico de drogas em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, de 1995 a 1999. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17 n. 5, p. 1163-1171, 2001.

FILHO, C. C. B.; REIS I.A. Desigualdade, desenvolvimento socioeconômico e crime. **Desigualdade e pobreza no Brasil**, Rio de Janeiro: IPEA, p. 385-404, 1999.

FREEMAN, R. E. The Politics of Stakeholder Theory: Some Future Directions. **Business Ethics Quarterly**, v. 4, n. 4, p. 409-421, 1994.

GAVIRIA, A.; PAGÉS, C. Patterns of Crime victimization in Latin America. **Inter-American Development Bank Working**, 1999.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Projeção da população do Brasil e das Unidades da Federação. Disponível em: < <https://www.ibge.gov.br/apps/populacao/projecao/>>. Acessado em: 22/04/2019.

JACOBS, J. Morte e Vida de Grandes Cidades. 1 ed. São Paulo: WMF Martins Fontes, 2000.

JUNIOR, A. F. A.; FAJNZYLBER, P. Crime e economia: um estudo das microrregiões mineiras. **Anais do IX Seminário sobre a economia mineira**, v. 2, p. 809- 840, 2000.

KELLY, M. Inequality and crime. **Review of Economics and Statistics**, v. 82, n. 4, p. 530–539, 2000.

LEGGE, S. Youth and violence: Phenomena and international data. **New directions for youth development**, v.1, p.17-24, 2008.

LISBOA, M. B.; ANDRADE, M. V. Desesperança de vida: Homicídios em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo: 1981 a 1997, **Ensaio Econômico – FGV**, Rio de Janeiro, 2000.

LOCHNER, L. Education, Work and Crime: A Human Capital Approach, **International Economic Review**, v. 45, n. 3, p. 811-843, 2004.

LOUREIRO, A.; CARVALHO JR, J. O impacto dos gastos públicos sobre a criminalidade brasileira. **Encontro Nacional De Economia**, ed. 35, 2007.

MURRAY, J.; CERQUEIRA, D. R. C.; KAHN, T. Crime and violence in Brazil: Systematic review of time trends, prevalence rates and risk factors. **Agression and Violent Behavior**, v. 18, n. 5, p. 471-483, 2013.

MENDONÇA, M. J. C; LOUREIRO, P. R. A.; SACHSIDA, A. Criminalidade e desigualdade social no Brasil. **IPEA**, 2003.

OLIVEIRA, C. A de. Análise espacial da criminalidade no Rio Grande do Sul. **Revista de Economia**, v. 34, n. 3, p. 35-60, 2008.

OLIVEIRA, C. A. de. Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras: um enfoque da economia do crime. **XXXIII Encontro Nacional de Economia**, ANPEC, Natal, 2005.

PRATT, T. C.; GODSEY, T. W. Social support and homicide: A cross-national test of an emerging criminological theory. **Journal of Criminal Justice**, v. 30, n. 6, p. 589–601, 2002.

RESENDE, J. P. DE.; ANDRADE, M. V. Crime Social, Castigo Social: Desigualdade de Renda e Taxas de Criminalidade nos Grandes Municípios Brasileiros. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 41, n. 1, p. 173–195, 2011.

ROSENFELD, R.; MESSNER, S. F.; BAUMER, E. P. Social Capital and Homicide. **Social Forces**, v. 80, n. 1, p.283-310, 2010

SANT'ANNA, A.; AERTS, D.; LOPES, M. J. Homicídios entre adolescentes no Sul do Brasil: situações de vulnerabilidade segundo seus familiares. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 1, p. 120-129, 2005.

SECRETARIA DE SEGURANÇA PÚBLICA DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL – SSP/RS. Indicadores Criminais – Dados Estatísticos. Disponível em: <<http://www.ssp.rs.gov.br/indicadores-criminais>>. Acessado em 12/04/2019.

SIM/DATASUS/MS. O Sistema de Informações sobre Mortalidade. S/I, 1995.

SKOLNICK, J. H.; BAYLEY, D. H. Policiamento comunitário: Questões práticas através do Mundo. Trad. Ana Luísa Amêndola Pinheiro, **Edusp**, São Paulo, 2002.

TAVARES, R. et al. Homicídios e vulnerabilidade social. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 21, n. 3, p. 923–934, 2016.

TEIXEIRA, E. C. Dois ensaios acerca da relação entre criminalidade e educação **Universidade de São Paulo Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz**, Piracicaba, 2011.

VILLARREAL, A.; SILVA, B. F. A. Social cohesion, criminal victimization and perceived risk of crime in Brazilian neighborhoods. **Social Forces**, v. 84, n. 3, p. 1725-1753, 2006.

WASELFISZ, J. J. Mapa da Violência 2014: Os Jovens do Brasil. **Flacso Brasil**. Secretaria-Geral da Presidência da República. Secretaria Nacional de Juventude. Secretaria de Políticas de Promoção da Igualdade Racial, 2014.

WASELFISZ, J. J. Mapa da violência 2016. **Flacso Brasil**, 2016.



WILLIAMS, K. R.; FLEWELLING, R. L. The Social Production of Criminal Homicide: A Comparative Study of Disaggregated Rates in American Cities. **American Sociological Review**, v. 53, n.3, p. 421-431, 1988.

WOOLDRIDGE, J. M. 7.8.4 Robust Asymptotic Variance Matrix. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**, p. 175–176, 2001.