

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1268

CUSTOS DAS MORTES POR CAUSAS EXTERNAS NO BRASIL

**Alexandre X. Carvalho
Daniel R. C. Cerqueira
Rute I. Rodrigues
Waldir J. A. Lobão**

Brasília, abril de 2007

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1268

CUSTOS DAS MORTES POR CAUSAS EXTERNAS NO BRASIL*

Alexandre X. Carvalho**
Daniel R. C. Cerqueira**
Rute I. Rodrigues**
Waldir J. A. Lobão**

Brasília, abril de 2007

* Este trabalho foi financiado pelo Projeto de Pesquisa “Análise de Custos Econômicos e Sociais da Violência no Brasil”, com recursos do Ministério da Saúde e do CNPq. Os autores agradecem às assistentes de pesquisa Vivian Almeida e Michelle Guimarães pela dedicação e a Carlos Octávio Ocké Reis, Marcelo Abi-Ramia Caetano, Marcelo Medeiros e José Aroudo Mota por valiosos comentários. Todos os erros remanescentes no trabalho são de inteira responsabilidade dos autores.

** Alexandre X. Carvalho é Coordenador de Estudos Espaciais, Diretoria de Estudos Regionais, Urbanos e Fiscais do Ipea. Daniel Cerqueira e Rute Rodrigues são pesquisadores da Diretoria de Estudos Macroeconômicos do Ipea. Waldir Lobão é professor da Escola Nacional de Ciências Estatísticas – Ence/IBGE.

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Ministro – Paulo Bernardo Silva

Secretário-Executivo – João Bernardo de Azevedo Bringel



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Luiz Henrique Proença Soares

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Renato Lóes Moreira (substituto)

Diretora de Estudos Sociais

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Diretora de Administração e Finanças

Cinara Maria Fonseca de Lima

Diretor de Estudos Setoriais

João Alberto De Negri

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

José Aroudo Mota (substituto)

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Paulo Mansur Levy

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Murilo Lôbo

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL C14, I19, J17

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

A produção editorial desta publicação contou com o apoio financeiro do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), via Programa Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas – Rede-Ipea, o qual é operacionalizado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud), por meio do Projeto BRA/04/052.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 METODOLOGIA	10
3 RESULTADOS	19
4 COMENTÁRIOS FINAIS	27
REFERÊNCIAS	29
ANEXOS	32

SINOPSE

A violência no Brasil é reconhecidamente um dos maiores problemas atualmente enfrentados pela sociedade. Entre as conseqüências daí originadas, a perda de vidas humanas representa custos substanciais. Cada vítima fatal da violência, do ponto de vista econômico, representa enorme perda de investimentos em capital humano e, portanto, de capacidade produtiva. Qual é o custo social dessas mortes violentas no Brasil? Analisando as pesquisas existentes não encontramos resposta a essa pergunta, que é justamente o foco de nosso trabalho. Neste artigo, apresentamos uma metodologia para estimar a perda de capital humano devido a mortes violentas no Brasil, a partir da base de dados de renda dos trabalhadores do IBGE e da base de dados de óbitos do Ministério da Saúde. Para combinar informações dessas duas bases de dados, inicialmente foram aplicados procedimentos de regressão não-paramétrica para estimar curvas médias de rendimento anual dos trabalhadores. Essas curvas são então utilizadas para estimar a perda de produção para cada indivíduo morto prematuramente, vítima da violência. Incluem-se nessa análise ajustes pela tábua de sobrevivência da população em geral. Estimamos que em 2001, esse custo era de R\$ 9,1 bilhões devido aos homicídios, de R\$ 5,4 bilhões devido aos acidentes de transporte e de R\$ 1,3 bilhão devido aos suicídios. O custo total resultante das mortes por causas externas foi de R\$ 20,1 bilhões. Estimamos, ainda, o total de anos de vida perdidas que no total das causas externas foi de 4,96 milhões de anos, sendo 2,15 milhões devido aos homicídios e 1,24 milhão devido aos acidentes de transporte.

ABSTRACT

Violence in Brazil is well known to be one of the biggest problems nowadays affecting the society. This problem incurs in several economic costs, in addition to all kinds of immeasurable costs due to life losses. For the economic costs, we can mention, for example, medical treatment costs, police maintenance costs, production costs. In this paper, we focus in the latest cost type, and we present a methodology to estimate the production loss due to deaths from external causes in Brazil, using government databases on wages and registered obits. To combine different sources of data, we initially employed non-parametric regression methods too estimated average curves of annual wages. These curves are then used to estimate the production loss for specific categories of registered obits. The analysis is complemented by adjustments for survival rates in the Brazilian population. For 2001, the total estimated cost, due to external causes, was US\$ 10 billion. Homicides alone accounted for US\$ 4.5 billion, while transportation accidents accounted for U\$ 2.6 billion and suicides incurred in a total loss of US\$ 0.6 billion. We also estimated the total loss in terms of life expectancy: the total number was almost 5 million years, only for the victims in 2001.

1 INTRODUÇÃO

As mortes por causas violentas compõem um quadro absolutamente dramático no Brasil e, conseqüentemente, representam uma questão de primeira grandeza para as políticas públicas. Apenas em 2001, mais de 120 mil pessoas foram vitimadas. Tal questão é particularmente grave em relação à população de jovens entre 15 e 29 anos, cujos óbitos por causas violentas representaram 50,9% do total das mortes nessa faixa etária. Entender com maior profundidade esta questão é elemento crucial para fundamentar políticas efetivas.

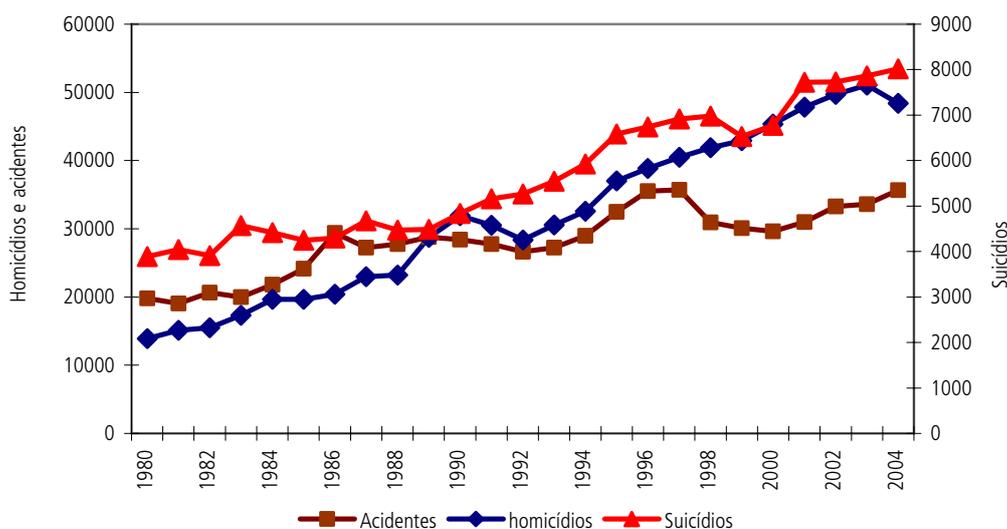
Especificamente com relação aos homicídios, nos últimos 25 anos houve aumento médio anual de 5,6% no número de registros, o que posicionou o país entre os mais violentos do planeta, com taxa de 28 homicídios para cada 100 mil habitantes. Nesse período, ocorreram 794 mil assassinatos. Diante dessa marcha acelerada da violência letal no país desde 1980, não cabe afirmar que se trata de explosão súbita de criminalidade, mas sim de tragédia anunciada, cujos incidentes evoluem com regularidade estatística espantosa, em verdadeiro processo endêmico, tendo em vista a sua generalização espacial e temporal, bem como a presença de um conjunto de fatores estruturais e locais que alimenta esta dinâmica criminal.

Os acidentes de transporte também possuem grande prevalência, constituindo-se como o segundo fator de mortes entre aquelas ocasionadas por causas externas, de acordo com os dados do Ministério da Saúde. O Estado de São Paulo aparece com o maior número de ocorrências; Paraná, Rio de Janeiro e Minas Gerais aparecem praticamente empatados em segundo lugar. O Estado de São Paulo registrou em média 6,5 mil vítimas por ano, sendo que houve aumento de praticamente mil vítimas entre os anos de 2000 e 2001. Paraná, Rio de Janeiro e Minas Gerais apresentaram em média 2,6 mil vítimas por ano, em cada um desses estados.

Os suicídios representam outro fator de mortalidade importante que, todavia, parece se tratar de uma questão invisível socialmente no Brasil. Pouco se discute este problema. Ainda que a magnitude dessas ocorrências seja bastante inferior aos homicídios e acidentes de transporte, o contingente de 7.800 pessoas mortas anualmente é algo considerável. Por outro lado, o crescimento dos suicídios, desde 1990, de 59,2% superou mesmo o crescimento dos homicídios (55,2%) e dos acidentes de transporte (17%), indicando tratar-se de um problema sério de saúde pública, para o qual não há política clara.

O gráfico 1 descreve as trajetórias desses incidentes desde 1980. Até o final desta década os acidentes de trânsito é que mais matavam no Brasil. Contudo, com o crescimento paulatino dos homicídios, já na virada da década estes assumiram a primeira posição no número de mortes, dentro do grupo das causas externas. É interessante ainda observar a mudança de tendência de crescimento dos acidentes de trânsito, que se anunciava na primeira metade dos anos noventa, quando a partir de 1997 essas mortes passam a diminuir. Possivelmente, tal fato deve ter correlação com a introdução do Código de Trânsito Brasileiro, Lei nº 9.503, de 23/09/1997, e das muitas campanhas para a diminuição dos acidentes nas estradas.

GRÁFICO 1

Homicídios, acidentes de transporte e suicídios no Brasil

Fonte: SIM/DATASUS. Grupo de Estudo de Violência, Ipea.

Este artigo objetiva estimar o custo social com a perda de capital humano decorrente das mortes por causas externas no Brasil. Para enriquecer a análise, além dos resultados para as causas externas em geral, nós apresentamos também os resultados para homicídios, acidentes de trânsito e suicídios separadamente. Na mensuração de perdas de produção, calculamos o valor presente total dos rendimentos que os indivíduos deixaram de receber em consequência dos óbitos ocasionados pela violência. A metodologia construída utiliza-se das bases de dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios – Pnad, do IBGE, e do Sistema de Informações de Mortalidade SIM, do Ministério da Saúde.

Inicialmente, mapeamos o perfil das pessoas que sofreram óbitos por causas violentas, a partir das informações socioeconômicas constantes no SIM (a idade do indivíduo, o gênero, o município de residência e o grau de escolaridade). Com base nos microdados da Pnad, obtivemos curvas médias de rendimentos para cada perfil identificado. Por fim, cruzamos essas duas informações, imputando, para cada indivíduo morto, a renda de trabalho média que esse indivíduo teria caso permanecesse vivo em todo o seu período produtivo (adotamos as idades de 15 a 65, inclusive). Adicionalmente, levamos em consideração a tábua de sobrevivência do IBGE, tendo em vista que os indivíduos vítimas de mortes violentas não necessariamente viveriam até os 65 anos. Para estimar essas curvas médias de rendimentos, utilizamos subamostras separadas, de acordo com o sexo e com a área geográfica do país, a partir da junção dos microdados da Pnad, para diferentes anos. Com isso, acreditamos ter estimado de forma mais acurada as diferenças de rendimentos em cada subgrupo. A metodologia empregada permitiu que construíssemos tabelas com as estimativas contendo o valor do rendimento médio *versus* a idade do indivíduo, o gênero e o estado de residência da vítima.

A partir da metodologia empregada, obtivemos estimativa para o custo total de perda de produção no Brasil em torno de R\$ 20,1 bilhões, para o ano de 2001. Quando desagregamos por categorias de causas externas, os homicídios são responsáveis por R\$ 9,1 bilhões desse custo total. Acidentes de transporte vêm em

segundo lugar, com estimativa de custo total em torno de R\$ 5,4 bilhões. Suicídios apresentam perda total de R\$ 1,3 bilhão. Em termos de valores médios de perda de produção, os homicídios apresentam as maiores médias: R\$ 189,5 mil para o ano de 2001, contra R\$ 172 mil, para os acidentes de transporte, e R\$ 163 mil por vítima, ao ano, para suicídios.

O método empregado neste artigo faz parte de um conjunto de metodologias para calcular valores de referência para a vida humana, que possui dois arcabouços teóricos distintos. Em uma primeira abordagem, do “valor da vida”, procura-se calcular o valor que os indivíduos creditam à violência ou, em particular, às mortes violentas. Em uma segunda abordagem, busca-se estimar o valor das perdas efetivamente ocorridas por conta daquelas mortes.

No primeiro método, o valor da vida é obtido por meio de estimações da disposição a pagar (*willingness to pay*) dos indivíduos para evitar a violência, ou a probabilidade de ser vitimado. Ainda nesta primeira abordagem, várias metodologias são empregadas, entre as quais a dos preços hedônicos e valoração contingente.¹ Uma análise aprofundada de trabalhos estimando o valor estatístico da vida, e avaliando o *trade-off* entre valores monetários e riscos de fatalidades, é encontrada em Viscusi e Aldy (2003). Neste trabalho, os autores apresentam extensa revisão com mais de 60 artigos sobre valores monetários do risco de mortalidade (*mortality risk premium*) e aproximadamente 40 estudos sobre valores monetários do risco de danos físicos (*injury risk premium*). Outros trabalhos de interesse que utilizam este enfoque são devidos a Usher (1973), Rosen (1988), Christie e Soguel (1995), Cohen *et al.* (2004), Atkinson *et al.* (2005), Nagin e Piquero (2006), Zarkin, Cates e Bala (2000), Cook e Ludwig (2000) e Ludwig e Cook (2001).

A segunda abordagem não trata do valor que as pessoas creditam à vida, ou como os indivíduos valoram a probabilidade da vitimização, mas calcula o valor efetivo que as mortes por causas violentas gera para a sociedade em termos de perda de rendimento destes indivíduos. Este valor é calculado com base na estimação de curvas de rendimentos dos indivíduos, em que o diferencial de rendimentos entre eles é baseado no nível de escolaridade, gênero e experiência profissional do indivíduo. Nesta abordagem, desenvolvida primeiro por Mincer (1974), as diferenças salariais são interpretadas como diferenciais de produtividade baseados em modelos de investimento em capital humano.

Segundo Soby e Ball (1991), uma das críticas à utilização da segunda abordagem – empregada neste trabalho – é que ela subestima a real disposição a pagar da sociedade para evitar mortes prematuras. Contudo, a grande limitação dos modelos que empregam a disposição a pagar segue justamente pelo motivo inverso, ou pelo fato de essas metodologias superestimarem o valor da vida, tendo em vista: *i*) a alta (e óbvia) correlação entre renda e disposição a pagar; e *ii*) o fato de que, normalmente, a maior vitimização ocorre entre as classes de menor rendimento. Para o Brasil o único trabalho que identificamos em que se estimou a disposição a pagar para evitar as mortes por homicídios foi de Soares (2003). Utilizando a abordagem de cálculo do rendimento perdido pelas mortes prematuras encontramos ainda o trabalho de Rondon (2003), que estimou este custo para o município de Belo Horizonte.

1. Para discussão dessa literatura, veja Cerqueira *et al.* (2007). Soby e Ball (1991) apresentam revisão das vantagens e limitações desses métodos.

Ressaltamos que os custos de produção estimados neste trabalho correspondem apenas a uma das parcelas da perda total decorrente do falecimento da vítima. Obviamente, há muitos outros custos, cuja possibilidade de mensuração em termos monetários é até mesmo questionável. Abstraindo-se de uma análise totalmente monetária em termos de perda de produção, calculamos, alternativamente, o total de anos perdidos devido às mortes por homicídios ou acidentes de transporte. A idéia é calcular a esperança matemática dos anos vividos por cada uma das vítimas, caso ela não tivesse falecido devido ao evento registrado nos dados de óbitos. Em nossas estimações, no agregado, as mortes por causas externas ocasionaram, em 2001, um total de 4,96 milhões de anos perdidos. Os homicídios foram responsáveis por 2,15 milhões de anos perdidos, enquanto os acidentes de transporte foram responsáveis por 1,24 milhão de anos perdidos das vítimas no Brasil. São Paulo e Rio de Janeiro, considerando-se apenas homicídios, tiveram número total de anos perdidos de mais de um milhão. Quando somados aos acidentes de transporte, o total de anos nesses dois estados chegou a mais de 1,4 milhão.

Além desta seção introdutória, o artigo está dividido em mais três seções. A Seção 2 descreve os procedimentos seguidos em cada passo da metodologia empregada. Uma discussão extensa sobre a abordagem utilizada para a estimação das curvas de renda do trabalho é apresentada. Na Seção 3, apresentamos os principais resultados para as estimativas de perda de produção e discutimos os motivos de alguns dos resultados encontrados. Conclusões e comentários finais são apresentados na Seção 4. Gráficos e tabelas adicionais estão incluídos nos anexos.

2 METODOLOGIA

Nesta seção, descrevemos a metodologia empregada para estimar as perdas de produção no Brasil nos anos recentes. O trabalho combina diferentes bases de dados governamentais, contendo informações socioeconômicas (idade, gênero, escolaridade e salários anuais) e informações de óbitos, decorrentes de diferentes causas externas.

As bases utilizadas nas estimativas de perda de produção decorrente das mortes por causas externas foram a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – Pnad, do IBGE, a tábua de sobrevivência do IBGE e a base de registros de óbitos do SIM, do Ministério da Saúde. Conforme será discutido mais adiante, para aumentar a precisão das diversas estimativas econométricas, foram combinadas bases da Pnad para os anos de 2001, 2002 e 2003. As bases do SIM utilizadas correspondem aos anos de 2000 e 2001. Na base do SIM utilizamos os dados constantes na 10ª versão da Classificação Internacional de Doenças (CID-10), capítulo XX (Causas Externas de Morbidade e de Mortalidade), que correspondem aos códigos V01-Y98. No capítulo XX, além dos incidentes relacionados aos homicídios, suicídios e acidentes de transporte, existe uma série de outras causas específicas de mortalidade, como afogamento, quedas, envenenamentos não intencionais etc. Neste trabalho, optamos por agrupar as informações pelas categorias homicídios, suicídios, acidentes de transporte e pelo total das causas externas.

Em termos gerais, a estimação das perdas de produção no Brasil, devido a homicídios e acidentes de transporte, segue os seguintes passos:

- 1) Estimação econométrica de superfícies que relacionam a renda média anual do trabalho, exclusivamente para as pessoas entre 15 e 65 anos, que estavam trabalhando na semana de referência da Pnad, às características pessoais, em termos de idade, anos de escolaridade, localização geográfica onde o indivíduo reside e gênero. Essas estimações utilizam-se das informações da Pnad para os anos de 2001 a 2003. Com isso, obtemos para cada combinação entre sexo, idade, escolaridade e localização geográfica a renda média do trabalho.
- 2) A partir das equações econométricas que relacionam renda média do trabalho a variáveis socioeconômicas, é possível ter idéia do fluxo de renda médio que o trabalhador geraria, caso não tivesse sido vítima de mortes por causas externas. Na base de dados do SIM, para cada vítima de causas externas registrada, temos disponibilizadas informações sobre as quatro variáveis socioeconômicas utilizadas como variáveis explicativas nas estimações econométricas (idade, escolaridade, localização geográfica e sexo).² Portanto, a partir das curvas de renda do trabalho, item 1 acima, é possível estimar o fluxo médio de renda para cada vítima no SIM e trazer esse fluxo a valor presente, obtendo estimativa da perda de produtividade para esse indivíduo específico. Os fluxos futuros foram ajustados para as probabilidades de falecimento futuro, a partir da tábua de sobrevivência descrita em Caetano (2006).
- 3) Finalmente, a partir dos valores presentes calculados para as vítimas registradas no SIM, podemos somar esses valores por subgrupo populacional, ou subgrupo por tipo de causas externas (homicídios, acidentes de transporte ou suicídios), obtendo estimativas para as perdas agregadas de produção. Por exemplo, podemos obter a perda de produção, devido a acidentes de transporte, nas áreas urbanas na região Sudeste do Brasil.

Nas seções a seguir, discutimos em mais detalhes os diversos passos empregados na estimação das perdas de produção em decorrência de causas externas. Inicialmente, discutem-se conceitualmente os motivos pelos quais optamos por uma metodologia econométrica mais flexível, ao invés de abordagens paramétricas comumente encontradas na literatura. Em seguida, detalhamos as técnicas não-paramétricas empregadas para estimação das superfícies de renda do trabalho *versus* idade e escolaridade. Finalmente, discutimos a estimação das perdas de produção, a partir do valor presente dos fluxos de renda futura.

2.1 DIVISÃO DAS AMOSTRAS EM SUBGRUPOS PARA AS ESTIMAÇÕES ECONOMÉTRICAS

Para melhorar o ajuste das estimações, dividimos os dados populacionais inicialmente em 20 domínios geográficos. Com isso, tentou-se capturar as marcantes diferenças regionais no Brasil. A idéia é justamente de estimar curvas de salários médios diferentes em cada subgrupo. A composição dos 20 subgrupos selecionados, bem como a população e a renda mensal média do trabalho, estão apresentadas na tabela 1 abaixo. Essa composição foi escolhida de acordo com proximidade geográfica e de

2. De fato, a escolha das variáveis idade, escolaridade, localização geográfica e sexo, como variáveis explicativas nos modelos econométricos estimados a partir da Pnad, deve-se justamente ao fato de essas quatro variáveis explicativas também possuírem informações disponibilizadas no SIM.

forma a termos número razoável de pessoas na amostra da Pnad em cada subgrupo, a fim de estimar apropriadamente diferentes funções de salário *versus* idade e escolaridade.

TABELA 1

Composição dos subgrupos geográficos escolhidos

Grupos geográficos	Descrição da área geográfica	População (mil hab.)	Renda média (R\$) ³	
Áreas Urbanas	Região Norte, exceto Pará e Tocantins	4.57	475.64	
	Pará	4.78	347.21	
	Tocantins, Maranhão e Piauí	6.78	329.20	
	Ceará	5.97	307.50	
	Rio Grande do Norte, Paraíba, Sergipe e Alagoas	8.36	347.73	
	Pernambuco	6.19	353.75	
	Bahia	9.02	368.15	
	Minas Gerais	15.92	461.42	
	Rio de Janeiro e Espírito Santo	17.24	634.61	
	São Paulo	37.12	730.37	
	Paraná e Santa Catarina	13.10	600.11	
	Rio Grande do Sul	8.56	603.89	
	Mato Grosso e Mato Grosso do Sul	3.94	549.67	
	Goiás	4.75	501.33	
	Distrito Federal	2.24	997.98	
	Áreas Rurais	Norte	3.39	101.98
		Nordeste	11.50	105.83
Sudeste		6.21	281.40	
Sul		4.70	291.60	
	Centro-Oeste	1.63	268.25	

Fonte: Pnad/2003.

Elaboração dos autores.

Por meio de estimações de modelos diferentes para cada um dos 20 domínios geográficos apresentados na tabela 1, é possível contabilizar para as diferenças regionais de renda, inclusive em termos de como a variável salário se relaciona às variáveis idade e escolaridade. Por outro lado, outra variável observável na base de dados do SIM, e que também possui significância para explicar diferenças salariais, é a variável sexo do indivíduo. Tradicionalmente, nas estimações envolvendo a variável gênero, utiliza-se variável *dummy*. Entretanto, dada a disponibilidade de um grande número de observações na base de dados da Pnad, a utilização de *dummies* simplesmente pode levar à perda de informação, devido à natureza restritiva dessa abordagem (modelos puramente aditivos). A alternativa utilizada neste trabalho foi dividir cada um dos 20 subgrupos regionais em duas amostras, cada qual correspondendo a indivíduos de um determinado sexo. Assim, o número total de subgrupos, depois de cruzar domínios geográficos com o gênero, resultou em 40. Para cada um desses 40 grupos, foi estimada uma função específica para a relação entre salário de todos os trabalhos *versus* idade e escolaridade. Conforme será discutido mais adiante, para aumentar a flexibilidade das estimações, foram utilizadas expansões de funções base, de forma a estimar a função renda *versus* idade e escolaridade não-parametricamente. Por conta disso, para obtermos estimativas mais precisas, combinamos informações das bases de dados da Pnad para os anos de 2001, 2002 e 2003. A hipótese implícita nesse caso é de que a relação entre salário e renda e idade não variou muito entre os anos de 2001 a 2003, o que parece ser plausível.

3. Os dados de população e renda média foram obtidos da Pnad/2003. Os valores de renda correspondem às rendas mensais médias de todos os trabalhos, para os indivíduos empregados na semana de referência.

Uma questão importante nas estimações efetuadas neste trabalho é o que levou à escolha de modelos mais flexíveis ao invés de formas paramétricas mais tradicionais, conforme comumente encontrado na literatura. De fato, uma maneira simples de estimar as curvas de renda do trabalho *versus* idade, escolaridade e sexo, seria utilizar a especificação

$$\text{Renda}_i = \beta_0 + \beta_1 \times \text{idade}_i + \beta_2 \times (\text{dummy masculino})_i + \beta_3 \times (\text{anos escolaridade})_i + \varepsilon_i.$$

O subscrito *i* indica o indivíduo na amostra, que segue a tradição de Mincer (1974). Para contabilizar para diferenças regionais, normalmente adiciona-se um conjunto de *dummies* para cada domínio geográfico.⁴ Note a inclusão da variável *dummy* para contabilizar as diferenças salariais entre homens e mulheres. Além disso, podem-se incluir uma série de termos polinomiais de ordem maior, do tipo idade_{*i*}², idade_{*i*}³, anos escolaridade_{*i*}³ etc., para contabilizar não-linearidades. A utilização de um modelo paramétrico conforme especificado na equação acima é particularmente interessante quando o objetivo é estimar (e testar a significância de) um parâmetro específico, como o coeficiente β_3 , que indica o retorno do salarial à educação.

O objetivo específico das estimações econométricas neste artigo não é testar ou estimar parâmetro algum na relação entre renda do trabalho e as variáveis explicativas. O objetivo é justamente estimar a renda média do trabalho, para cada idade, para cada nível de escolaridade, por sexo e por área geográfica. A escolha dessas quatro variáveis explicativas está diretamente ligada às informações que estão de fato disponíveis na base de dados do SIM. Dado que o objetivo é estimar a renda mensal média para cada combinação de valores das variáveis preditoras, a utilização de formas paramétricas restritivas, como a apresentada na especificação na equação acima, possui a grande desvantagem de, ao final das estimativas, para grande parcela de combinações entre as diversas variáveis explicativas, o valor estimado para a média da renda do trabalho resulta em valor negativo, impossibilitando a utilização dessa estimativa no cálculo da perda de produtividade, conforme será descrito mais adiante. De fato, em diversas estimações paramétricas efetuadas inicialmente, encontraram-se mais de 25% dos valores preditos com sinal negativo. Obviamente, uma primeira alternativa seria utilizar o logaritmo $\log(\text{Renda}_i)$, ao invés de Renda_i , no lado esquerdo da equação acima. Essa alternativa, porém, não foi utilizada, pois foram observados problemas no ajuste dos valores de renda próximos a zero, bem como dos valores de renda mais altos.

Diante dos problemas encontrados nos modelos paramétricos tradicionais para estimar as curvas de renda do trabalho *versus* as variáveis explicativas, optamos pela abordagem não-paramétrica discutida na seção a seguir. Além disso, a flexibilidade e a qualidade do ajuste foram reforçadas com a divisão da amostra populacional nos 40 subgrupos, de acordo com domínio geográfico (vide tabela 1) e sexo do trabalhador, e com a estimação de modelos não-paramétricos diferentes em cada subamostra. Com isso, obtivemos valores preditos mais confiáveis em cada combinação de sexo, área geográfica, idade e faixa de escolaridade, além de termos obtido valores positivos para as estimativas de renda média em praticamente todas essas combinações.

4. Variáveis *dummies* são variáveis que assumem valor um quando a observação *i* pertence a um subgrupo específico e zero caso contrário. Por exemplo, uma variável *dummy* para a região Sudeste assume valor um caso o indivíduo resida nessa região e zero caso contrário.

2.2 ESTIMAÇÃO NÃO-PARAMÉTRICA DAS CURVAS DE SALÁRIO ANUAL

Nesta seção, apresenta-se a abordagem de estimação não-paramétrica, ou semiparamétrica, para estimar a curva de salário anual médio *versus* faixa de escolaridade e idade do trabalhador. O termo regressão semiparamétrica deve-se ao fato de se utilizarem expansões aparentemente paramétricas para aproximar formas funcionais desconhecidas.⁵ Conforme discutido anteriormente, as estimações apresentadas neste trabalho foram efetuadas por subárea geográfica (vide tabela 1) e por sexo dos trabalhadores. A combinação entre sexo e subárea geográfica incorreu em diversos subgrupos populacionais, em que diferentes curvas foram estimadas para cada subgrupo. Em todo caso, para facilitar a apresentação da metodologia a seguir, suprime-se o subscrito k , correspondente ao subgrupo populacional k , de forma a simplificar a notação.

A idéia da estimação não-paramétrica neste projeto consiste em estimar uma função do tipo:

$$r_i = g(e_i, x_i) + \varepsilon_i, \quad (1)$$

em que r_i é o salário anual do indivíduo, e_i é a escolaridade média do indivíduo e x_i é a idade. O índice i corresponde ao indivíduo específico na base de dados e o termo ε_i é uma variável aleatória, com média zero e variância desconhecida, contabilizando para todos os demais fatores não incluídos na parte sistemática da regressão.

A função $g(e, x)$ possui forma funcional desconhecida e deverá ser estimada a partir dos dados. Para estimá-la, emprega-se estimação semiparamétrica, utilizando expansão de funções base (*basis functions*). Essa expansão baseia-se na aproximação da curva desconhecida $g(e, x)$, utilizando a forma paramétrica flexível:

$$g(e_i, x_i) \cong \sum_{m=1}^M b_m \times u_m(e_i, x_i), \quad (2)$$

em que as funções $u_m(e_i, x_i)$ são as funções base, com forma funcional conhecida. A forma funcional em (2) engloba uma série de modelos comumente encontrados na literatura de *statistical machine learning* e *data mining*. Entre esses modelos encontram-se, por exemplo, regressões de redes neurais e regressões de *wavelets* (vide Hastie, Tibshirani e Friedman, 2001).

Neste trabalho, utiliza-se expansão do tipo *B-splines* de ordens q_1 e q_2 . Para descrever a expansão de *B-splines*, empregadas na estimação da função $g(e, x)$, consideraremos inicialmente o caso em que há apenas uma variável preditora. Por exemplo, vamos assumir que o objetivo seja estimar a renda anual do trabalhador como função da idade x_i apenas, de forma que a equação (1) seja substituída por

$$r_i = h(x_i) + \varepsilon_i, \quad (3)$$

5. Modelos de regressão não-paramétrica são aqueles em que a forma funcional da função resposta não é conhecida e tem de ser estimada a partir dos dados. Em muitos casos, essa estimação é feita por meio de expansões polinomiais de funções base (*basis functions*) e o problema não-paramétrico transforma-se em um problema de estimar um modelo paramétrico, em que as transformações nas variáveis explicativas são apropriadamente construídas. Nesse caso, o modelo de regressão não-paramétrica pode ser denominado modelo de regressão semiparamétrica. Para mais detalhes, ver Hastie, Tibshirani e Friedman (2001).

em que $h(x_i)$ tem forma desconhecida e precisa ser estimada a partir da amostra. Nesse caso, a nova aproximação utilizando formas paramétricas flexíveis pode ser escrita como

$$h(x_i) \cong \sum_{l=1}^L b_l \times u_l(x_i). \quad (4)$$

Devido ao fato de as funções base $u_l(x)$ nas expansões de *B-splines* dependerem da ordem q dos *splines*, escreve-se explicitamente $u_{l,q}(x)$. Vamos assumir que a variável explicativa (independente) x varia no intervalo $[x_{\min}, x_{\max}]$.⁶ Consideremos, então, um vetor de w pontos (x_1, x_2, \dots, x_w) dividindo o intervalo $[x_{\min}, x_{\max}]$, em que $x_{\min} < x_1 < x_2 < \dots < x_w < x_{\max}$. A idéia da expansão de *B-splines* é ajustar um polinômio de grau $(q-1)$ em cada intervalo definido por pontos consecutivos (pontos no conjunto $x_{\min}, x_1, x_2, \dots, x_w, x_{\max}$). Em geral, utiliza-se $q = 3$ ou 4 , de forma que os polinômios utilizados possuem grau 2 ou 3 respectivamente.

Considere agora o vetor de nós $x_{\min}, \dots, x_{\min}, x_1, x_2, \dots, x_w, x_{\max}, \dots, x_{\max}$, em que os valores x_{\min} e x_{\max} nos extremos são repetidos um número q de vezes. Para facilitar a discussão a seguir, escreve-se o vetor $(x_{\min}, \dots, x_{\min}, x_1, x_2, \dots, x_w, x_{\max}, \dots, x_{\max})$ na forma $(t_1, t_2, \dots, t_{w+2q})$. Portanto, $t_1 = x_{\min}, \dots, t_q = x_{\min}$. A partir do vetor de nós $(t_1, t_2, \dots, t_{w+2q})$ e da ordem q , as funções base $u_{l,q}(x)$ podem ser construídas recursivamente, como segue:

$$u_{l,1}(x) = \begin{cases} 1, & t_l \leq x < t_{l+1} \\ 0, & \text{caso contrário,} \end{cases} \quad (5)$$

$$u_{l,p}(x) = \frac{x-t_l}{t_{l+p-1}-t_l} u_{l,p-1}(x) + \frac{t_{l+p}-x}{t_{l+p}-t_{l+1}} u_{l+1,p-1}(x), \text{ para } p = 2, \dots, q. \quad (6)$$

Observe-se que no denominador do segundo termo na expressão (6) aparece o valor t_{l+p} . Portanto, para *B-splines* de ordem q , o número total de funções base será igual ao número de nós menos o valor q . Ou seja, o número L de funções base é dado por $L = w + q$ e as funções base serão $u_{1,q}(x), \dots, u_{L,q}(x)$. Pode-se, então, reescrever a expressão (4), especificamente para a expansão de *B-splines*, como

$$h(x_i) \cong \sum_{l=1}^L b_l \times u_{l,q}(x_i). \quad (7)$$

O grau de flexibilidade da forma funcional em (7) é regulado pelo número L de funções base. Esse número está diretamente relacionado ao número de pontos divisórios w , bem como à ordem q . Quanto maior o número L , maior a flexibilidade da expansão semiparamétrica. Uma vez fixado o número de funções base L para estimar a função desconhecida $h(x_i)$, a estimação dos parâmetros b_p , $l = 0, 1, 2, \dots, L$ pode ser efetuada via estimadores paramétricos tradicionais. Pode-se utilizar, por exemplo, estimadores de mínimos quadrados ordinários, ou algum estimador do tipo mínimos quadrados ponderados, com correção para heteroscedasticidade, ou para a presença de observações discrepantes (*outliers*). Para mais detalhes, vide, por exemplo, Silveira *et al.* (2006). Observe-se agora que o problema de ajuste da curva $h(x_i)$ consiste na estimação do modelo de regressão (linear nos parâmetros):

6. Nessa discussão inicial, a variável explicativa é a idade x_i .

$$r_i = \sum_{l=1}^L b_l \times u_{l,q}(x_i) + \varepsilon_i. \quad (8)$$

A escolha do número L de funções base pode ser efetuada utilizando-se algum critério de seleção de modelos, como por exemplo, o critério de informação de Akaike – AIC ou o critério de informação Bayesiano – BIC⁷ (regras de escolha *in-sample*), ou utilizando-se alguma regra de validação cruzada (*cross-validation*), que correspondem a regras de escolha *out-of-sample*. Esses procedimentos têm por objetivo evitar um sobreajuste (*overfitting*) do modelo semiparamétrico. De fato, caso aumentemos o número de funções base indefinidamente, obtém-se modelo com ajuste perfeito dentro da amostra, mas com um poder preditivo questionável para observações fora da massa de dados. Por outro lado, para um número L muito baixo, obtém-se baixa flexibilidade da expansão de funções base, o que também incorre na perda de poder preditivo do modelo. Os diversos critérios de seleção de modelos auxiliam na escolha do número L de forma a maximizar a relação de compromisso entre flexibilidade do modelo e número excessivo de parâmetros desconhecidos.⁸ Para mais detalhes em escolhas do grau de flexibilização em modelos semiparamétricos e não-paramétricos, vide Hastie, Tibshirani e Friedman (2001) e Alpaydin (2004).

A partir do método discutido anteriormente, é possível estimar não-parametricamente a função univariada $b(x)$, que tem como argumento a variável idade x_i . Por outro lado, esse procedimento pode ser estendido para incluir a variável escolaridade e_i , de forma que a curva estimada passe a ser a função bivariada $g(e_i, x_i)$. Nesse caso, precisamos encontrar nova expansão de funções base para o caso de duas variáveis predictoras. A maneira mais simples nesse caso é simplesmente, a partir da definição das ordens q_1 e q_2 , do número de nós w_1 e w_2 e da localização dos nós, gerar e combinar as funções base para a variável escolaridade e_i e para a variável idade x_i isoladamente. Nesse caso, a expansão geral de funções base tem a expressão:

$$g(e_i, x_i) \cong \sum_{m=1}^{L_1} d_m \times v_{m,q_1}(e_i) + \sum_{l=1}^{L_2} b_l \times u_{l,q_2}(x_i), \quad (9)$$

de forma que a matriz de desenho (*design matrix*)⁹ para a estimação desse modelo seria justamente a junção direta das funções base da variável e_i e das funções base da variável x_i . O modelo em (9) constitui-se em modelo estritamente aditivo, não havendo, portanto, interação entre a variável idade e a variável escolaridade. A implicação direta dessa construção é que esse modelo não é capaz de capturar trajetórias diferentes de renda *versus* idade para diferentes níveis de escolaridade. Um modelo mais geral, que contabiliza para essa possível interação entre idade e escolaridade, é a expansão em que a matriz de desenho possui não apenas as funções base de cada variável individualmente, mas possui também os termos cruzados (resultantes da multiplicação) entre as funções base das duas variáveis (vide Hastie, Tibshirani e Friedman, 2001, para mais detalhes sobre *B-splines* multidimensionais, a partir do produto tensorial de *B-splines* unidimensionais). Portanto, a forma mais geral para a expansão de funções base no caso bivariado tem expressão:

$$g(e_i, x_i) \cong \sum_{m=1}^{L_1} d_m \times v_{m,q_1}(e_i) + \sum_{l=1}^{L_2} b_l \times u_{l,q_2}(x_i) + \sum_{m=1}^{L_1} \sum_{l=1}^{L_2} c_{m,l} \times [v_{m,q_1}(e_i) \times u_{l,q_2}(x_i)]. \quad (10)$$

7. Para mais detalhes sobre o AIC e o BIC, ver Burnhan e Anderson (1998).

8. Na literatura em estatística, esse problema é comumente conhecido como *trade-off* viés-variância (*bias-variance*).

9. A matriz de desenho nesse caso possui $L_1 + L_2$ colunas.

Na expressão acima, note a adição de novas funções base $[v_{m,q_1}(e_i) \times u_{l,q_2}(x_i)]$, obtidas a partir do produto entre as funções base das variáveis escolaridade e idade. Os coeficientes desconhecidos, que podem ser estimados via mínimos quadrados ordinários, por exemplo, são os parâmetros d_m , b_p e $c_{m,l}$. Apesar de a expansão apresentada em (10) ser bem mais geral, possibilitando a modelagem de interações entre escolaridade e idade sobre o salário médio, o número de colunas na matriz de desenho (*design matrix*) pode ser relativamente grande, da ordem de $L_1 + L_2 + L_1 \times L_2$.¹⁰ Conforme discutido anteriormente, para aumentar a qualidade do ajuste, nós dividimos as bases populações disponíveis em subgrupos de acordo com sexo e área geográfica, realizando estimações separadas por subgrupo. Como consequência, em alguns desses grupos, a depender do número total de funções base $L_1 + L_2 + L_1 \times L_2$, as estimativas utilizando a base de dados da Pnad para um único ano não ficaram muito boas. Por esse motivo, de forma a termos mais informações sobre a relação entre salário, escolaridade e idade, empilhamos as bases da Pnad para os anos de 2001, 2002 e 2003, obtendo estimativas não-paramétricas bem mais adequadas para a curva $g(e_p, x_p)$. A hipótese básica nesse empilhamento dos dados da Pnad é que a relação entre renda e as duas variáveis socioeconômicas não variou significativamente entre os anos de 2001 a 2003, o que aparenta ser uma hipótese plausível. Os valores de salário nominal foram ajustados para o mesmo ano base, utilizando-se o IPNC geral.¹¹

Para cada subgrupo populacional, estimaram-se modelos utilizando-se diferentes expansões de funções base, em que os coeficientes desconhecidos d_m , b_p e $c_{m,l}$ foram estimados via mínimos quadrados ordinários. Para cada subgrupo, as ordens q_1 e q_2 dos *splines*, bem como os números de nós w_1 e w_2 foram escolhidos utilizando os critérios de informação AIC e BIC. A partir das estimativas para os coeficientes desconhecidos, foram estimados os salários médios para indivíduos em diferentes faixas de escolaridade, com idades variando entre 15 a 65 anos. A escolha desse intervalo de idade aproxima-se de padrões internacionais (alguns autores utilizam 64 anos), correspondendo à idade produtiva dos indivíduos. Esses valores de salários médios foram, então, empregados para estimar a perda de produção em decorrência das mortes por causas externas.

2.3 ESTIMAÇÃO DOS CUSTOS DA VIOLÊNCIA COM A PERDA DE CAPITAL HUMANO

Uma vez estimadas as funções de renda média anual do trabalho *versus* idade, escolaridade, sexo e domínio geográfico, o próximo passo é aplicar essas curvas para obter a perda de produção, devido às mortes por causas externas. A idéia básica é que, para cada registro de óbito no SIM, decorrente de causas externas, calcula-se o fluxo médio de renda do trabalho que o indivíduo teria caso continuasse vivo nos próximos anos da sua vida produtiva (dos 15 aos 65 anos). Esse fluxo é dado justamente a partir das curvas de salário e depende das características, em termos de escolaridade, idade, região e gênero, do indivíduo falecido. O custo de produtividade referente a esse indivíduo específico é dado pelo valor presente desse fluxo de renda do trabalho. Nesse caso, o valor presente é ajustado de forma a levar em conta as diferentes probabilidades de

10. Na prática, o número total de funções é um pouco menor, pois há alguma multicolinearidade perfeita, que, para efeitos de estimação, pode ser resolvida por meio da extração de algumas das colunas da matriz de desenho, sem comprometer a flexibilidade da metodologia de estimação não-paramétrica.

11. Para todos os exercícios de deflacionamento/inflacionamento de valores monetários neste trabalho, utilizou-se o INPC geral, obtido do endereço www.ipeadata.gov.br – a fonte primária para esse índice é o IBGE.

sobrevivência que o indivíduo teria, caso não tivesse morrido prematuramente vítima da violência. Por meio do somatório dos custos de produtividade de cada registro individualmente, pode-se estimar o custo de produtividade para diferentes tipos de óbitos, em diferentes unidades da federação, ou em diferentes cidades.

A expressão geral para o valor presente VP_k da perda de produção, para o indivíduo k , é dada por

$$VP_k = \sum_{x=D_k}^T \frac{1}{(1+t_d)^{(x-D_k)}} \times \Pr(F_k > x/F_k \geq D_k) \times \hat{g}_{\text{subgrupo de } k}(e_k, x), \quad (11)$$

em que t_d é a taxa de desconto anual, $\hat{g}_{\text{subgrupo de } k}(e_k, x)$ corresponde à estimativa, via B-splines, da função renda média anual do trabalho, específica para o subgrupo (um dos 40 subgrupos, de acordo com as figuras A1 a A10) ao qual pertence o indivíduo k , na base do SIM. O número T corresponde ao teto de idade escolhido – no caso, 65 anos. A probabilidade $\Pr(F_k > x/F_k > D_k - 1)$ corresponde à probabilidade de o indivíduo estar vivo com a idade x , dado que ele não faleceu aos D_k anos de idade (idade registrada no SIM). A variável F_k corresponde a uma variável aleatória indicando a idade de falecimento¹² do indivíduo k .

Essa abordagem baseia-se implicitamente em uma série de hipóteses:

- 1) Para trazer o fluxo de renda do trabalho para valor presente, é necessário especificar taxa de desconto, escolhida arbitrariamente. Análise de sensibilidade foi conduzida para testar a sensibilidade dos resultados a diferentes taxas de desconto. A Subseção 3.2 apresenta discussão sobre os valores utilizados para a taxa de desconto.
- 2) As tábuas de sobrevivência utilizadas foram discutidas em Caetano (2006) e correspondem a toda a população, sem haver divisão por subgrupos. Na prática, não necessariamente essas probabilidades seriam iguais – dada a restrição de disponibilidade de informações, utilizamos as probabilidades indiscriminadamente, assumindo que os resultados não serão demasiadamente afetados.
- 3) Os fluxos esperados de renda do trabalho para os próximos anos do período produtivo de cada indivíduo registrado no SIM baseiam-se nas curvas de renda estimadas a partir de dados estáticos para o período de 2001 a 2003, correspondendo, portanto, à situação econômica desses anos. Não necessariamente essa configuração de salários será a observada nas próximas décadas. Porém, para simplificar as estimativas, assume-se que esse cenário não mudará demasiadamente, de forma que as estimativas aqui apresentadas não estarão muito destoantes da realidade.
- 4) Na estimação do fluxo futuro de renda do trabalho de um determinado indivíduo ao longo de sua vida, consideramos apenas a evolução média da

12. No cômputo das probabilidades de sobrevivência condicionais, para ponderar as parcelas no cálculo do valor presente, nós consideramos a possibilidade de se o indivíduo não tivesse morrido pela causa externa estudada, ele poderia ter morrido por outro motivo, no mesmo ano. Esse é o motivo de usarmos a expressão $\Pr(F_k > x/F_k \geq D_k)$. Note que, dado que o falecimento ocorreu quando o indivíduo tinha D_k anos, a hipótese que assumimos como condicionante na probabilidade condicional é que o indivíduo atingiu uma idade acima dos $(D_k - 1)$ anos. Uma alternativa seria assumir que, caso o indivíduo não tivesse falecido devido àquele evento específico, ele não teria morrido por qualquer outra causa aos D_k anos de idade e a probabilidade condicional teria expressão $\Pr(F_k > x/F_k > D_k)$. Diversos dos resultados foram recalculados considerando-se essa última expressão para a probabilidade condicional e os números obtidos foram muito similares aos valores apresentados neste artigo.

renda devido ao indivíduo estar em diferentes faixas de idade. Não está sendo considerada aqui a evolução na escolaridade dos cidadãos, o que implicaria aumento da renda do trabalho, de acordo com as superfícies apresentadas no Anexo A. Portanto, as estimativas de renda futura estão de certa forma subestimadas, principalmente para as vítimas mais jovens, e portanto com maior probabilidade de migrar para níveis educacionais mais elevados. Esse fato implica subestimação das perdas de produção.

- 5) Na tabela 1, os primeiros 15 domínios geográficos correspondem a áreas urbanas, de acordo com os dados da Pnad. Foi preciso, então, definir correspondentemente as áreas geográficas urbanas para os dados do SIM. Assumiu-se que áreas urbanas no SIM corresponderiam aos municípios compondo as aglomerações urbanas definidas em estudo sobre a questão, desenvolvido pelo Ipea, IBGE e Unicamp (2002). Essa definição de aglomerações urbanas vem sendo utilizada em diversos trabalhos recentes, como, por exemplo, Da Mata *et al.* (2005a e 2005b) e Carvalho, Timmins e Lall (2006).

3 RESULTADOS

Nesta seção, discutimos os principais resultados para a estimação das perdas de produção em decorrência das mortes por homicídios, acidentes de transporte, suicídios e causas externas em geral. Inicialmente, serão discutidos os principais resultados para as estimativas das superfícies de renda anual média de todos os trabalhos *versus* idade e nível de escolaridade. Conforme discutido anteriormente, essas superfícies foram estimadas para 40 subamostras, obtidas do cruzamento entre sexo do trabalhador e localização geográfica. Em seguida, serão apresentadas as principais estimativas de perda de produção, a partir do valor presente do fluxo esperado de renda do trabalho, para todos os indivíduos registrados no SIM, em determinados anos, para determinadas categorias de óbitos.

3.1 SUPERFÍCIES DE RENDA *VERSUS* IDADE E ESCOLARIDADE

A partir dos dados da Pnad para os anos de 2001, 2002 e 2003, utilizando a metodologia econométrica descrita nas Subseções 2.1 e 2.2, obtivemos as superfícies de renda do trabalho anual *versus* idade e escolaridade, para cada um dos 40 subgrupos populacionais (cruzando sexo e áreas geográficas, conforme apresentado na tabela 1). As 40 superfícies estão apresentadas nas figuras A1 a A10 no Anexo A. Os valores de renda do trabalho anual estão em R\$ de setembro de 2001 (mês de referência da Pnad/2001). Essas superfícies correspondem à renda média de todos os trabalhos, exclusivamente para as pessoas que exerciam alguma atividade na semana de referência da Pnad.

Conforme observado a partir das diversas superfícies estimadas, as funções estimadas apresentam mais ou menos flexibilidade, dependendo do subgrupo. Flexibilidade nesse caso refere-se basicamente ao número de nós escolhido para dividir o intervalo de variação da idade (15 a 65 anos) e intervalo de variação do nível de escolaridade. Os polinômios ajustados em cada subintervalo são basicamente de ordem 1 (*splines* de ordem 2), apesar de termos testado também a utilização

de polinômios de ordem até 3 (*splines* de ordem 4). De fato, o algoritmo utilizado assumiu seqüencialmente valores diferentes das ordens dos *splines*, tanto para a idade quanto para a escolaridade, e números diferentes de nós dividindo os intervalos de variação de cada uma dessas duas variáveis explicativas. Não necessariamente as ordens dos *splines* ou o número de nós são os mesmos para a variável idade e para a variável escolaridade. A partir da estimação de diferentes modelos, foi escolhido aquele apresentando o menor critério de informação Bayesiano – BIC. Estimações similares, utilizando o critério de informação de Akaike – AIC, produziram resultados semelhantes.¹³

Como discutimos anteriormente, a utilização de mais nós e de polinômios de ordens maiores nos estimadores via B-*splines* implica maior flexibilidade da curva predita, aumentando, portanto, o ajuste dentro da amostra.¹⁴ O problema é que maiores ordens para os polinômios e mais nós também incorrem em mais funções nas expansões de funções base, incorrendo em mais coeficientes para serem estimados. Caso o número de observações na amostra não seja suficiente, a estimação de muitos coeficientes pode gerar estimativas muito imprecisas, o que implica previsões ruins fora da amostra. Portanto, para podermos ter mais flexibilidade nas estimações via funções base, é preciso ter mais observações na amostra, de forma a termos precisão suficiente na estimação dos coeficientes adicionais.¹⁵ Critérios de informação do tipo AIC ou BIC implicitamente regulam o grau de flexibilidade *versus* precisão, de forma que, quando o número de observações aumenta, a seleção dos modelos via AIC ou BIC incorre em modelos seqüencialmente mais flexíveis. Uma outra maneira de selecionar a flexibilidade dos estimadores via expansão de funções base é utilizar procedimentos de validação cruzada (*cross-validation*).¹⁶ No entanto, dado o grande esforço computacional necessário para a utilização desses procedimentos, optamos por utilizar diretamente o BIC (e o AIC). Isso explica, em parte, porque as superfícies de renda do trabalho *versus* idade e escolaridade foram estimadas de forma mais flexível do que outras: as superfícies estimadas de forma mais flexível podem ter se beneficiado do maior conteúdo informacional da amostra, tanto por haver mais observações quanto por haver mais dispersão das observações no espaço de variáveis explicativas.¹⁷ Por outro lado, mesmo com amostras não tão informativas, pode acontecer de o grau de não-linearidade ser tão alto que o BIC ou o AIC selecionem

13. Pode-se mostrar que, a menos para bases de dados com pouquíssimas observações, o BIC tende a selecionar modelos mais parcimoniosos do que o AIC. No caso de B-*splines*, o BIC tende a selecionar modelos menos flexíveis (vide Burnhan e Anderson, 1998). A comparação dos resultados finais, a partir das superfícies estimadas utilizando-se um ou outro critério, mostrou que as conclusões finais não mudam muito. Por outro lado, as curvas, com flexibilidade escolhida via AIC, apresentaram resultados um pouco estranhos nas regiões do espaço de variáveis explicativas com poucas observações na amostra para estimação. Por exemplo, os valores previstos para a renda média anual do trabalho para valores de escolaridade alta e idade alta, em alguns domínios geográficos rurais, resultaram demasiadamente altos. Por esses motivos, acabamos por optar pelas especificações escolhidas a partir do BIC.

14. Refletido, por exemplo, pelo R^2 da regressão.

15. Esse fato refere-se ao *trade-off* viés variância, comumente encontrado em estimações não-paramétricas (vide Pagan e Ullah, 1999) e na teoria de estimação via *sieves* (vide Chen, 2005).

16. Os métodos de validação cruzada são denominados métodos de seleção *out-of-sample*. Em geral, dividem-se os dados disponíveis em dois subgrupos: o primeiro subgrupo é utilizado para estimar os parâmetros e o segundo é utilizado para avaliar a performance preditiva do modelo estimado. Com isso, evita-se o problema de *over-fitting*. O modelo mais adequado é escolhido então de acordo com o desempenho na amostra de validação. Para mais detalhes, vide Hastie, Tibshirani e Friedman (2001) e Alpaydin (2004).

17. As observações de idade e escolaridade preenchem melhor o conjunto de valores possíveis para a idade e a escolaridade dos indivíduos.

um número de nós e/ou uma ordem para polinomial suficiente contabilizar a não-linearidade observada.

3.2 ESTIMATIVAS DOS CUSTOS DE PRODUÇÃO

As tabelas B1 a B8, no Anexo B, apresentam os principais resultados da estimação da perda de produção devido a mortes por causas externas, e especificamente para homicídios, acidentes de transporte e suicídios. As tabelas B1 a B4 estão baseadas em taxa de desconto anual igual a 3% e nas tabelas B5 a B8 essa taxa de desconto é de 6%. Além das estimativas de perda de produção agregadamente para o Brasil, as quatro tabelas também apresentam os valores desagregados por unidade da federação. As tabelas B1 e B5 apresentam os resultados para as vítimas de acidentes de transporte, enquanto as tabelas B2 e B6 apresentam os resultados para as vítimas de homicídios. As colunas 2 e 4 dessas oito tabelas apresentam o número de vítima registradas em cada categoria de óbito, por unidade da federação de residência, nos anos 2000 e 2001.

Conforme discutido anteriormente, a estimação das perdas de produção baseia-se em um conjunto de co-variáveis, com base nas quais atribuímos curvas de renda do trabalho às vítimas registradas no SIM. Essas co-variáveis são sexo, nível de escolaridade, idade e local de residência. Para as variáveis sexo, idade e local de residência, a proporção de observações, em que essas variáveis estão ausentes (*missing values*) é praticamente nula. Por outro lado, para a variável grau de escolaridade da vítima, em uma parcela muito grande das observações essa informação não está disponível. Conforme observado nas figuras A1 a A10, o nível de escolaridade tem alto de grau de explicação para a variância da variável renda do trabalho.

Para contornar o problema da informação ausente para a variável educação, adotamos duas abordagens complementares. A primeira abordagem visa a estimar um limite inferior para a perda total de produção, seguindo as idéias em Manski (1999 e 2000). Dado que menos escolaridade implica salários menores, um limite inferior para a estimativa do custo de capital pode ser obtido pela utilização do valor escolaridade igual a zero para todas as observações (vítimas registradas) em que a educação não está disponível na base. Esses valores estão apresentados nas colunas 3 e 6 das tabelas B1 a B8.

A segunda abordagem utilizada para contornar o problema da ausência de informação para a variável educação foi imputar o valor presente do fluxo de salários, de acordo com as demais variáveis disponíveis. Por exemplo, considere uma vítima registrada no SIM, do sexo feminino, residente da região Norte urbana, falecida aos 21 anos de idade, da qual não conhecemos o grau de escolaridade. O valor presente do fluxo das rendas do trabalho imputado para essa vítima é dado pela média dos valores presentes para as vítimas do mesmo sexo, residindo na mesma área geográfica, falecidas com a mesma idade (das quais a informação de nível educacional existe, de forma que foi possível estimar o valor presente do fluxo de rendas futuras). Os resultados estão apresentados nas colunas 4 e 7 das tabelas B1 a B8. Assim como no caso das estimativas de limites inferiores para a perda total de produção, foram calculados valores tanto agregados quanto valores por unidade da federação.

Para ter idéia do erro obtido nessa imputação, utilizaram-se simulações de Monte Carlo. Ao invés da imputação direta pela média estimada para os indivíduos da base em que se conhecem os níveis educacionais, foram simulados valores aleatórios a partir de uma distribuição com média igual à média da imputação e variância igual à variância amostral para os indivíduos do mesmo sexo, na mesma área geográfica, com a mesma idade ao falecer. A distribuição paramétrica escolhida para gerar os valores simulados foi distribuição *gamma* (vide Roussas, 1997), que garante que todos os valores simulados sejam não-negativos. Os resultados estão apresentados na tabela 2 abaixo.

TABELA 2

Resultados das simulações para inferir a incerteza devido aos valores ausentes para a variável grau de escolaridade

Taxa de desconto de 3% ao ano	Resultados simulações (bilhões R\$) ¹⁸			
	Média	Mediana	Percentil 5%	Percentil 95%
Ano 2000				
Acidentes de Trânsito	5,04	5,04	5,01	5,07
Homicídios	8,80	8,80	8,77	8,83
Suicídios	1,07	1,07	1,06	1,08
Causas Externas	19,72	19,72	19,67	19,77
Ano 2001				
Acidentes de Trânsito	5,40	5,40	5,37	5,43
Homicídios	9,13	9,13	9,10	9,16
Suicídios	1,28	1,28	1,26	1,29
Causas Externas	20,15	20,14	20,10	20,20
Taxa de desconto de 6% ao ano				
Ano 2000				
Acidentes de Trânsito	3,38	3,38	3,37	3,41
Homicídios	5,81	5,81	5,80	5,83
Suicídios	0,74	0,74	0,73	0,75
Causas Externas	13,13	13,13	13,10	13,17
Ano 2001				
Acidentes de Trânsito	3,62	3,62	3,60	3,65
Homicídios	6,03	6,03	6,01	6,05
Suicídios	0,88	0,88	0,87	0,89
Causas Externas	13,44	13,44	13,40	13,47

Elaboração dos autores.

Observando os valores nas tabelas 2 e B1 a B8, nota-se que os valores médios de acordo com as simulações são praticamente os mesmos dos valores médios imputados diretamente, e apresentados nas tabelas B1 a B8, nas colunas 4 e 7. Isso sugere a validade dos exercícios de simulação. Por outro lado, observando os valores nas colunas 4 e 5 na tabela 2, notamos que o intervalo entre os percentis 5% e 95% é relativamente estreito, indicando baixo grau de imprecisão na imputação pela média. A terceira coluna na tabela 2 apresenta a mediana nas estimativas. Dado que a imprecisão é relativamente baixa, quando olhamos para os números agregados de perda de produção para o Brasil, isso sugere, em princípio, certa confiança nos valores das médias imputadas.

O potencial problema em se utilizar os valores médios de custo de capital dos indivíduos similares, para imputar o valor de custo de capital para as vítimas registradas sem o grau de escolaridade, é que esse procedimento parte de hipótese que não pode ser testada a partir das informações disponíveis. Implicitamente, a imputação pela média assume que o processo estocástico, que determina se um

18. Valores monetários em R\$ de agosto de 2006.

indivíduo terá o seu óbito com ou sem registro de escolaridade, não depende de outras co-variáveis além das observadas na base de dados (ou seja, sexo, idade e grupo geográfico). Caso haja outros fatores determinando se uma vítima será registrada sem informação de escolaridade, e esse outro valor não é razoavelmente previsto pelas variáveis sexo, escolaridade e área geográfica, a estimativa do valor do custo de capital via imputação pela média pode estar levando a estimativas viesadas para os valores de perda de produção. Por esse motivo, implementaram-se neste trabalho as estimações de limites inferiores para o custo de capital, apresentadas nas colunas 3 e 6 das tabelas B1 a B8.

As estimativas foram utilizadas com base nos registros de óbitos do SIM para os anos de 2000 e 2001. Uma das grandes vantagens em se utilizar dois anos consecutivos é que podemos comparar os resultados agregados e conferir se eles estão próximos – o que é o esperado, dado que não se espera que haja mudanças muito bruscas na distribuição de vítimas de um ano para o outro. De fato, os resultados nas tabelas 2 e B1 a B8 indicam que os valores para as perdas estimadas de produção estão muito próximos entre 2000 e 2001. À época do início desta pesquisa, esses eram os últimos dois anos para os quais os registros dos microdados do Datusus pareceram mais confiáveis. À medida que bases de dados anuais mais recentes forem sendo disponibilizadas, a metodologia descrita aqui pode ser empregada para gerar números mais atualizados. Em todo caso, comparando-se os números entre 2000 e 2001, observamos que não há diferenças significativas, de forma que acreditamos que as estimativas mais atualizadas não estarão muito distantes, pelo menos em ordem de grandeza, das estimativas apresentadas neste artigo.

Quando utilizamos taxa de desconto anual de 3%, obtivemos estimativa para a perda total de produção para o ano de 2001, somando-se homicídios, acidentes de transporte e demais causas externas, em torno de R\$ 20,1 bilhões. Quando desagregamos por categorias de causas externas, os homicídios são responsáveis por R\$ 9,1 bilhões desse custo total. Acidentes de transporte resultaram em estimativa de perda total para o Brasil em torno de R\$ 5,4 bilhões, enquanto suicídios resultaram em estimativa de R\$ 1,3 bilhão. Todos os valores monetários estão em R\$ de agosto de 2006. Em termos de valores médios de perda de produção, os homicídios apresentam as maiores médias: R\$ 189,5 mil para o ano de 2001. Acidentes de transporte possuem média em torno de R\$ 172 mil em 2001, e suicídios, em torno de R\$ 163 milhares por vítima. As tabelas B1 a B8 indicam que essas médias de fato podem mudar de ano para ano, dependendo da composição da escolaridade, idade, sexo e local de residência das vítimas. Em todo caso, para os diferentes anos e taxas de desconto, a média da perda de produção decorrente dos homicídios aparenta ser maior do que a média decorrente dos acidentes de transporte. A partir da tabela B4, a perda média de produção por vítima para causas externas em geral é de R\$ 165,2 milhares por ano. Nota-se que homicídios, acidentes de transporte e suicídios contabilizam para 87,4 mil (72%) dos 121,9 mil registros para causas externas. Portanto, os demais tipos de causas externas devem estar puxando a média geral para baixo.

A partir das tabelas 3 e 4 abaixo, pode-se investigar possíveis razões para a maior perda de produção média no caso dos óbitos devido a homicídios. Essas tabelas comparam a distribuição, por variáveis socioeconômicas, dos óbitos registrados na base de dados do SIM. Todas as estatísticas referem-se ao ano de 2001. Em primeiro lugar, nota-se que os homicídios incidem mais sobre vítimas do sexo masculino do

que no caso das causas externas em geral. De acordo com as estimativas econométricas para as funções de renda do trabalho utilizando-se dados da Pnad, os homens possuem fluxos de salário esperados maiores do que as mulheres. Adicionalmente, os óbitos por homicídios incidem mais fortemente sobre vítimas mais jovens, que possuem valor acumulado futuro de produção maior. Por outro lado, a distribuição das vítimas de causas externas em relação às faixas de escolaridade é bem mais uniforme do que no caso dos homicídios – quase 43% das vítimas de homicídios possuem escolaridade entre 4 e 7 anos de estudo. Vítimas com maior escolaridade têm maior peso no caso das causas externas, o que colabora para maiores estimativas de perda de produção para esse tipo de óbito. Finalmente, observando a tabela 4, notamos que maior parcela das vítimas de homicídios está localizada em áreas urbanas do Rio de Janeiro e de São Paulo, onde os rendimentos são maiores. Isso pode estar colaborando para mais perdas de produção no caso de homicídios. Portanto, de acordo com a nossa abordagem de estimar a perda de produção como o valor presente de fluxo perdido de renda do trabalho, é de se esperar que as superfícies de salários mais altos para homens, em áreas urbanas com maiores salários, possam incorrer em mais perdas de produção média para os homicídios. Adicione-se a esses fatores a menor média de idade das vítimas de homicídios, o que implica perda de produção acumulada maior.

TABELA 3

Percentual de óbitos por sexo, faixa etária e faixa de escolaridade

Grupo socioeconômico	Percentual do total (%)	
	Causas externas	Homicídios
	Sexo	
Homens	84.6	91.9
Mulheres	15.4	8.1
	Faixa etária	
Até 20 anos	21.5	22.8
21 a 30 anos	27.5	38.3
31 a 40 anos	19.1	21.0
41 a 50 anos	12.9	10.6
Acima de 50 anos	19.0	7.3
	Escolaridade	
0 anos de estudo	12.8	7.9
1 a 3 anos de estudo	30.3	30.9
4 a 7 anos de estudo	36.2	42.8
8 a 11 anos de estudo	15.0	14.4
12 ou mais anos de estudo	5.7	4.0

Elaboração dos autores com base nos microdados do SIM para 2001.

Em relação aos números por unidades da federação, os valores mais altos tanto em termos de custo total de produção devido a mortes por causas externas, quanto em termos de número de vítimas, o estado mais atingido é justamente São Paulo, com o Rio de Janeiro aparecendo em seguida. Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Pernambuco e Bahia também são estados com alta perda de produção, em decorrência do alto número de vítimas. Para o fator homicídios, São Paulo apresentou o maior número de registros e também a maior perda de produção, seguido novamente pelo Rio de Janeiro. Pernambuco vem em terceiro lugar, com 4,7 mil vítimas ao ano, na média entre 2000 e 2001 – o dobro do quarto colocado, Minas Gerais, com média de 2,3 mil registros de homicídios entre os dois anos

considerados. A alta criminalidade no Estado de Pernambuco, em termos de homicídios, já havia sido apontada em Carvalho, Cerqueira e Lobão (2005), que fizeram um mapeamento da criminalidade no Brasil, ao nível municipal. Para os acidentes de transporte, São Paulo novamente aparece em primeiro lugar, sendo que agora Paraná, Rio de Janeiro e Minas Gerais aparecem praticamente empatados em segundo lugar. São Paulo registrou em média 6,97 mil vítimas por ano, sendo que houve aumento de praticamente mil vítimas entre os anos de 2000 e 2001. Paraná, Rio de Janeiro e Minas Gerais apresentaram em média 2,6 mil vítimas por ano (em cada um desses estados). Uma possível explicação para o alto número de vítimas nesses estados é a grande quantidade de estradas e o alto fluxo de veículos por essas vias. Além disso, nesses estados concentram-se grandes centros urbanos, onde ocorre grande número de acidentes de transporte anualmente. Finalmente, para suicídios, o Estado de São Paulo possui o maior número de registros, em torno de 1,5 mil ocorrências por ano, na média de 2000 a 2001. O segundo estado com maior número de suicídios foi o Rio Grande do Sul, com média nos dois anos acima de mil registros por ano. Quando levamos em conta o número de habitantes nos dois estados, nota-se que a incidência de suicídios no Rio Grande do Sul é de fato muito alta. Essa constatação está de acordo com diversos estudos, como por exemplo Meneghel *et al.* (2004).

TABELA 4

Número de óbitos por área geográfica

Grupos geográficos	Descrição da área geográfica	Causas externas		Homicídios	
		Registros	(%)	Registros	(%)
Áreas Urbanas	Região Norte, exceto Pará e Tocantins	3,346	2.7	1,380	2.9
	Pará	1,414	1.2	570	1.2
	Tocantins, Maranhão e Piauí	3,239	2.7	1,006	2.1
	Ceará	2,764	2.3	987	2.1
	Rio Grande do Norte, Paraíba, Sergipe e Alagoas	3,573	2.9	1,517	3.2
	Pernambuco	5,449	4.5	3,533	7.3
	Bahia	4,421	3.6	1,231	2.6
	Minas Gerais	5,810	4.8	1,880	3.9
	Rio de Janeiro e Espírito Santo	15,247	12.5	7,511	15.6
	São Paulo	28,674	23.5	14,223	29.5
	Paraná e Santa Catarina	6,968	5.7	1,877	3.9
	Rio Grande do Sul	5,539	4.5	1,623	3.4
	Mato Grosso e Mato Grosso do Sul	3,496	2.9	1,444	3.0
	Goiás	2,974	2.4	993	2.1
Distrito Federal	1,567	1.3	692	1.4	
Áreas Rurais	Norte	3,013	2.5	768	1.6
	Nordeste	7,648	6.3	2,482	5.2
	Sudeste	11,141	9.1	3,283	6.8
	Sul	4,425	3.6	853	1.8
	Centro-Oeste	1,213	1.0	308	0.6
BRASIL		121,921	100	48,161	100

Elaboração dos autores com base nos microdados do SIM para 2001.

Os valores discutidos acima se baseiam em taxa de desconto anual de 3% ao ano. Mota (2001) apresenta discussão extensa sobre escolha de taxa de desconto social: taxa considerada socialmente desejável para substituir o consumo no presente pelo consumo no futuro. Apesar de a discussão em Mota (2001) aplicar-se diretamente a valoração de projetos ambientais, a principal mensagem é que o problema de escolha da taxa de desconto é bastante controverso, com diferentes estudiosos sugerindo abordagens diferentes. Por exemplo, o Departamento do Tesouro Britânico recomenda taxa de desconto de 6% para muitas propostas de projetos. No único estudo encontrado que mede o custo de bem-estar da violência para 73 países, devido a Soares (2003), a taxa de desconto utilizada foi de 3%. Neste estudo, adotamos também taxa

de 3%. No entanto, a fim de investigar a sensibilidade dos resultados, todos os cálculos foram refeitos considerando-se uma taxa de desconto de 6% ao ano. As tabelas 2 e B5 a B8 mostram que as estimativas para a perda de produção devido às mortes por causas externas são muito sensíveis à taxa de desconto utilizada.

Finalmente, abstraindo-se de uma análise totalmente monetária em termos de perda de produção, calculamos, alternativamente, o total de anos perdidos devido a mortes por homicídios ou acidentes de transporte. A idéia é calcular qual seria o valor esperado de anos vividos EA_k por cada uma das vítimas, caso ela não tivesse falecido devido ao evento registrado no SIM. Nesse caso, pode-se empregar a fórmula a seguir, muito semelhante à expressão (11),

$$EA_k = \sum_{x=D_k}^T \Pr(F_k > x / F_k \geq D_k). \quad (12)$$

TABELA 5

Número de anos perdidos devido a homicídios e acidentes de transporte no Brasil

Unidade da federação	Total de anos perdidos (milhares)			
	Acidentes de transporte		Homicídios	
	2000	2001	2000	2001
Rondônia	13.3	12.9	19.9	24.2
Acre	3.9	4.1	4.9	5.5
Amazonas	15.3	11.2	25.5	21.9
Roraima	5.6	5.4	5.8	4.7
Pará	29.2	34.6	35.3	42.5
Amapá	4.3	4.6	7.4	8.5
Tocantins	12.2	12.4	7.3	8.8
Maranhão	20.0	23.4	15.5	24.8
Piauí	32.5	32.9	20.3	22.8
Ceará	49.7	55.0	53.2	55.1
Rio Grande do Norte	19.6	17.0	10.9	13.4
Paraíba	17.2	17.4	23.0	21.4
Pernambuco	58.4	53.3	192.6	212.3
Alagoas	22.9	22.5	32.3	37.3
Sergipe	14.2	14.3	18.2	22.7
Bahia	50.0	50.6	54.8	71.9
Minas Gerais	100.6	107.0	93.2	103.8
Espírito Santo	32.9	31.7	62.5	63.9
Rio de Janeiro	93.6	98.9	329.4	331.5
São Paulo	238.1	275.4	712.8	715.1
Paraná	102.1	99.8	77.4	88.2
Santa Catarina	61.5	63.7	17.5	19.6
Rio Grande do Sul	75.0	70.4	71.8	78.4
Mato Grosso do Sul	16.7	19.9	27.9	26.1
Mato Grosso	30.3	29.2	41.4	40.7
Goiás	57.4	53.2	47.4	50.2
Distrito Federal	22.0	20.1	31.9	32.4
Brasil	1198.6	1240.9	2040.1	2148.1

Elaboração dos autores.

Os resultados estão apresentados na tabelas 5 e 6 a seguir. No agregado, os homicídios e os acidentes de transporte ocasionam total de anos perdidos em torno de 3,4 milhões, utilizando os registros no SIM de 2001. Os homicídios são responsáveis por 2,15 milhões de anos perdidos, enquanto os acidentes de transporte são responsáveis por 1,24 milhão de anos perdidos das vítimas no Brasil. As áreas urbanas de São Paulo e Rio de Janeiro, considerando-se apenas homicídios, ocasionam um número total de anos perdidos de mais de um milhão. Quando somados aos acidentes de transporte, o total de anos nesses dois estados chega a mais de 1,4 milhão.

TABELA 6

Número de anos perdidos devido a suicídios e causas externas em geral no Brasil

Unidade da federação	Total de anos perdidos (milhares)			
	Suicídios		Causas externas	
	2000	2001	2000	2001
Rondônia	3.1	3.1	51.3	56.0
Acre	1.3	1.3	14.0	14.0
Amazonas	3.4	4.4	61.3	55.5
Roraima	1.0	0.7	15.3	14.0
Pará	4.9	6.3	95.3	114.0
Amapá	0.8	1.4	16.0	17.9
Tocantins	1.5	1.8	27.8	29.6
Maranhão	2.9	4.8	69.0	78.1
Piauí	5.4	9.2	84.9	91.8
Ceará	10.3	14.3	160.1	163.7
Rio Grande do Norte	3.0	4.2	61.4	57.8
Paraíba	1.4	1.6	57.8	50.1
Pernambuco	9.9	10.2	317.2	324.7
Alagoas	2.8	3.9	71.9	76.6
Sergipe	2.0	2.3	49.4	51.6
Bahia	7.2	8.9	259.0	264.3
Minas Gerais	22.9	29.8	328.3	346.6
Espírito Santo	3.7	4.5	120.9	121.4
Rio de Janeiro	13.1	16.4	596.0	599.4
São Paulo	50.9	59.4	1414.4	1395.1
Paraná	22.2	24.5	277.1	277.6
Santa Catarina	14.4	15.5	131.7	133.7
Rio Grande do Sul	32.5	33.7	252.8	249.6
Mato Grosso do Sul	7.2	5.8	67.5	67.6
Mato Grosso	5.8	5.9	100.0	95.8
Goiás	12.6	12.3	150.3	150.3
Distrito Federal	3.5	3.4	69.4	68.2
BRASIL	249.5	289.7	4920.2	4964.9

Elaboração dos autores.

4 COMENTÁRIOS FINAIS

Este trabalho procura estimar a perda de produção em decorrência das mortes por causas externas, a partir da estimação do fluxo de renda do trabalho esperada que a vítima obteria, caso não tivesse falecido. Para estimar o valor futuro do fluxo de renda, utilizamos microdados da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios – Pnad. Para se ampliar o conjunto de informação utilizado para estimar o custo de perda de produção, empilhamos as bases da Pnad para os anos de 2001, 2002 e 2003. Os microdados da Pnad foram utilizados para estimar funções de renda média do trabalho *versus* idade, grau de escolaridade, sexo e área geográfica. Essas funções foram, então, utilizadas para gerar o fluxo de renda média do trabalho esperado para as vítimas na base do SIM, do Ministério da Saúde.

Para a estimação das funções médias de renda do trabalho *versus* idade, sexo, área geográfica e nível de escolaridade, utilizou-se abordagem diferente da abordagem tradicionalmente utilizada na literatura de estimação de funções de salário. Ao invés da utilização de especificação puramente linear paramétrica, optou-se por metodologia mais flexível, em que primeiramente dividiu-se a amostra total de dados (com os três anos da Pnad empilhados) em 40 subgrupos, de acordo com o sexo e com a área geográfica do trabalhador. Em seguida, em cada uma dessas 40 subamostras, foram estimadas superfícies de renda do trabalho *versus* idade e nível de escolaridade, utilizando-se técnicas de estimação não-paramétrica. Isso foi particularmente importante para evitar a previsão de valores negativos para a renda do trabalho, para alguns determinados grupos populacionais (combinações de sexo, área geográfica, idade e escolaridade). Estimativas preliminares, utilizando modelos

lineares paramétricos tradicionais, incorreram em até mais de 25% de valores negativos para a previsão de renda do trabalho nos indivíduos da própria amostra utilizada para previsão.

Obtivemos estimativa para o custo total de perda de produção em torno de R\$ 20,1 bilhões (em valores de agosto de 2006), utilizando dados do SIM de 2001. Quando desagregamos por categorias de causas externas, os homicídios são responsáveis por R\$ 9,1 bilhões desse custo total. Acidentes de transporte vêm em segundo lugar, com estimativa de custo total para o Brasil em torno de R\$ 5,4 bilhões. Em termos de valores médios de perda de produção, os homicídios apresentam as maiores médias: R\$ 189,5 mil para o ano de 2001. Já acidentes de transporte possuem perda de produção média por vítima em torno de R\$ 172 mil. Os maiores valores médios para as mortes por homicídios devem-se ao fato de as vítimas serem predominantemente do sexo masculino (com rendimentos de trabalho mais altos) e os óbitos terem maior incidência nas vítimas de faixa etária mais baixa. Além disso, maior proporção das vítimas de homicídios reside nas áreas urbanas, onde os rendimentos são maiores. Finalmente, contabilizando o número total de anos perdidos devido a homicídios e acidentes de transporte, o total em 2001 chega a 3,4 milhões. Homicídios apenas são responsáveis por 2,15 milhões de horas perdidas para as vítimas no Brasil.

Além dos custos decorrentes de perda de capital humano, outros custos sociais decorrentes da violência no Brasil precisam ser estimados. A oferta de bens e serviços não é apenas impactada pela perda de capital humano, mas pelo aumento dos custos marginais, em face da necessidade de as empresas despenderem recursos para a autoproteção. Do ponto de vista da demanda, o medo, a dor e o sofrimento mudam o comportamento, muitas fazem diminuir a demanda por determinados bens e serviços e geram perdas patrimoniais nos mercados imobiliários localizados em regiões com maior prevalência de incidentes violentos. Entender mais precisamente as conseqüências e custos da violência no Brasil é, portanto, uma questão crucial para o balizamento de políticas públicas de saúde e de segurança que imponham uma lógica de racionalidade ao uso dos recursos públicos. Este artigo faz parte de uma série de estudos,¹⁹ em que os autores procuram estimar outros custos que derivam da violência no Brasil.

19. Veja Cerqueira *et al.* (2007) e Rodrigues *et al.* (2007).

REFERÊNCIAS

- ALPAYDIN, E. *Introduction to machine learning*. The MIT Press, 2004.
- ATKINSON, G.; HEALEY, A.; MOURATO, S. Valuing the costs of violent crime: a stated preference approach. *Oxford Economic Papers*, v. 57, p. 559-585, 2005.
- BURNHAN, K.; ANDERSON, D. *Model selection and inference: a practical information-theoretic approach*. Springer, 1998.
- CAETANO, M. A. *Subsídios cruzados na previdência social brasileira*. Brasília: Ipea, ago. 2006 (Texto para Discussão, n. 1.211).
- CARVALHO, A. X.; CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. *Socioeconomic structure, self-fulfilment, homicidas and spatial dependence in Brazil*. Brasília: Ipea, jul. 2005 (Texto para Discussão, n. 1.105).
- CARVALHO, A. X.; TIMMINS, C.; LALL, S. V. *Regional subsidies and industrial prospects for lagged regions*. Banco Mundial, 2006 (Texto para Discussão, n. 3.843).
- COMISSÃO ECONÔMICA PARA A AMÉRICA LATINA E O CARIBE (CEPAL). *Medición de la pobreza en Brasil: una estimación de las necesidades de energía y proteínas de la población*. Santiago: Cepal, 1996.
- CERQUEIRA, D. *et al. Análise dos custos e conseqüências da violência no Brasil: definições e metodologia de cálculo*. Mimeografado.
- CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W.; CARVALHO, A. *O jogo dos sete mitos e a miséria da segurança pública no Brasil*. Brasília: Ipea, dez. 2005 (Texto para Discussão, n. 1144).
- CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. Determinantes da criminalidade: arcabouços teóricos e resultados empíricos. *Revista de Ciências Sociais*, Rio de Janeiro, v. 47, n. 2, p. 233-270, 2004.
- _____. Criminalidade, condições socioeconômicas e polícia: desafios para os governos. *Revista de Administração Pública (RAP)*, Rio de Janeiro: Fundação Getulio Vargas, v. 38, n. 3, p. 371-400, 2004.
- COHEN, M. A. *et al.* Willingness to pay for crime control programs. *Criminology*, v. 42, n. 1, p. 89-109, Feb. 2004.
- CHEN, X. *Large sample sieve estimation of semi-nonparametric models*. New York University. Department of Economics. Technical Report. Mar. 2005.
- CHEN, X.; CONLEY, T. A new semiparametric spatial model for panel time series. *Journal of Econometrics*, n. 105, p. 59-83, 2001.
- COCHRAN, W. *Sampling techniques*. Wiley, 1977.
- COOK, P. J.; LUDWIG, J. *Gun violence: the real costs*. Oxford University Press, Oxford and New York, p. 242, 2000.
- CHRISTE, N. G. S.; SOGUEL, N. C. *Contingent valuation, transport safety and the value of life*. Studies in Risk and Uncertainty. Kluwer Academic Publishers, 1995.

DA MATA, D. *et al.* *Determinants of city growth in Brazil*. Ipea, 2005 (Discussion Paper, n. 1.112).

_____. *Examining the growth patterns of Brazilian cities*. Ipea, 2005 (Discussion Paper, n. 1.113).

DAVISON, A.; HINKLEY, D. *Bootstrap methods and their applications*. Cambridge University Press, 1997.

GREENE, W. *Econometric analysis*. Prentice Hall, 1993.

HALL, P. *The Bootstrap and the edgeworth expansion*. Springer, 1992.

HASTIE, T.; TIBSHIRANI, R.; FRIEDMAN, J. *The elements of statistical learning*. Data Mining Inference and Prediction. Springer, 2001.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA)/INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE)/UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS (UNICAMP). *Configuração atual e tendências da rede urbana*. Série Configuração Atual e Tendências da Rede Urbana, 2002.

LEITENSTORFER, F.; TUTZ, G. *Generalized monotonic regression base don B-Splines with an application to air pollution data*. Ludwig-Maximilians-Universität. May 2005 (Discussion Paper, n. 444).

LUDWIG, J.; COOK, P. The benefits of reducing gun violence: evidence from contingent-valuation survey data. *Journal of Risk and Uncertainty*, v. 22, n. 3, p. 207-26, May 2001.

MANSKI, C. *Identification problems in the social sciences*. Harvard University Press, 1999.

_____. Monotone instrumental variables: with an application to the returns to schooling. *Revista Econômic*, v. 68, n. 4, p. 997-1.010, 2000.

MENEGHEL, S. N. *et al.* Características epidemiológicas do suicídio no Rio Grande do Sul. *Revista de Saúde Pública*, v. 38, p. 804-810, 2004.

MINCER, J. *Schooling, experience, and earnings*. New York: NBER Press, 1974.

MOTA, J. A. *O valor da natureza*. Garamond Universitária, 2001.

NAGIN, D. S.; PIQUERO, A. R. *Public preferences for rehabilitation versus incarceration of juvenile offenders: evidence from a contingent valuation survey*. University of Virginia Law School. The John M. Olin Program in Law and Economics, 2006 (Working Paper Series, n. 28).

PAGAN, A.; ULLAH, A. *Nonparametric Econometrics*. Cambridge University Press, July 1999.

RONDON, V. V. *Custos da criminalidade no município de Belo Horizonte: duas abordagens sobre as perdas de bem-estar*. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Cedeplar. Belo Horizonte, 2003.

ROSEN, S. The value of changes in life expectancy. *Journal of Risk and Uncertainty*, v. 1, p. 285-304, 1988.

RODRIGUES, R. I. *et al.* Custo da violência para o sistema público de saúde no Brasil. Mimeografado.

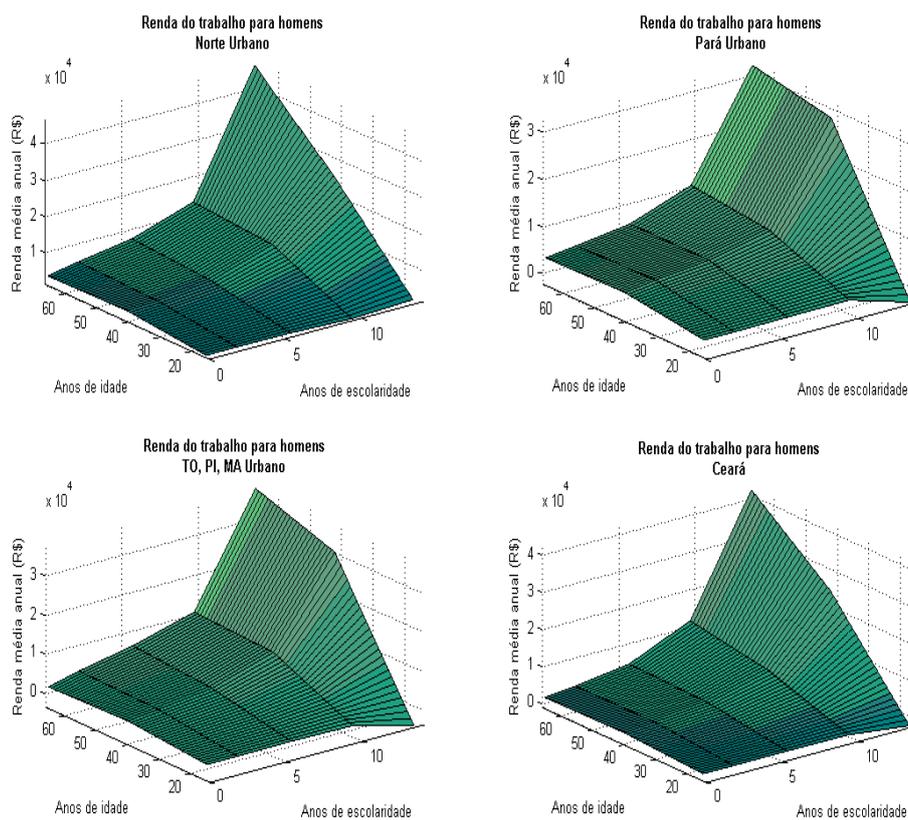
- ROUSSAS, G. G. *A course in mathematical statistics*. 2. ed. Academic Press, 1997.
- SILVEIRA, F. G. *et al. Dimensão, magnitude e localização das populações pobres do Brasil*. Nead, 2006 (Texto para Discussão, s.n.).
- SOARES, R. R. *The welfare cost of violence*. Puebla, Mexico: Lacea, 2003. Mimeografado.
- SOBY, B. A.; BALL, D. J. *Consumer safety and the valuation of life and injury*. Environmental Risk Assessment Unit, University of East Anglia, Norwich, 1991 (Research Report, n. 9).
- USHER, D. An imputation of the measure of economic growth for changes in life expectancy. Studies in income and wealth performance, v. 38. Conference on Research. *In: Income and Wealth*. New York, National Bureau of Economic Research and Columbia, University Press, p.193-225, 1973.
- TUTZ, G.; LEITENSTORFER, F. *Generalized Smooth Monotonic Regression*. Ludwig-Maximilians-Universitat. Mar. 2005 (Discussion Paper, n. 417).
- VISCUSI, W. K. The value of risks to life and health. *Journal of Economic Literature*, v. 31, p. 1.912-1.946, 1993.
- VISCUSI, W. K.; ALDY, J. E. *The value of a statistical life: a critical review of market estimates throughout the world*, 2003 (NBER Working Paper, n. 9.487).
- WOOLDRIDGE, J. *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press, 2002.
- ZARKIN, G. A.; CATES, S. C.; BALA, M. V. Estimating the willingness to pay for drug abuse treatment. *Journal of Substantive Abuse Treatment*, v. 18, p. 149-159, 2000.

ANEXO A

FUNÇÕES ESTIMADAS PARA A RENDA ANUAL DO TRABALHO VERSUS IDADE E ESCOLARIDADE²⁰

FIGURA A1

Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo masculino



20. Valores para a renda média de todos os trabalhos em R\$ de setembro de 2001 (mês base da Pnad para aquele ano).

FIGURA A2

Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo masculino

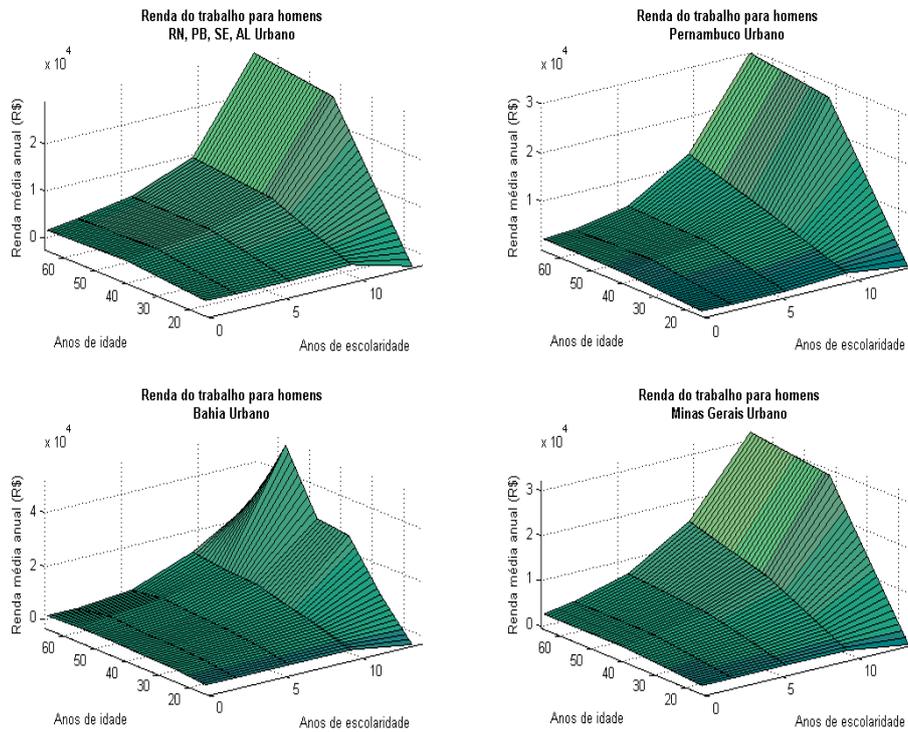


FIGURA A3

Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo masculino

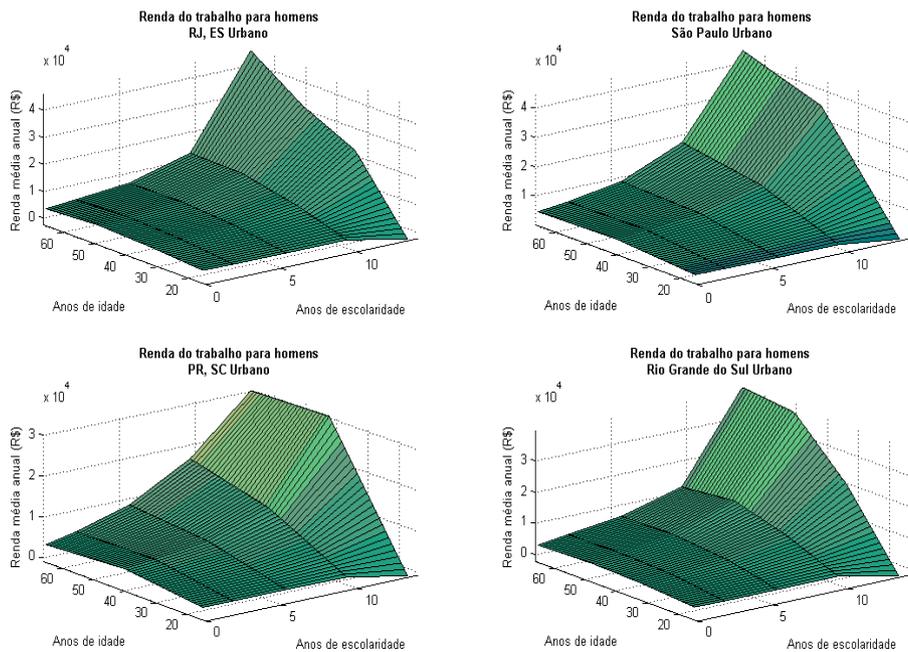


FIGURA A4

Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo masculino

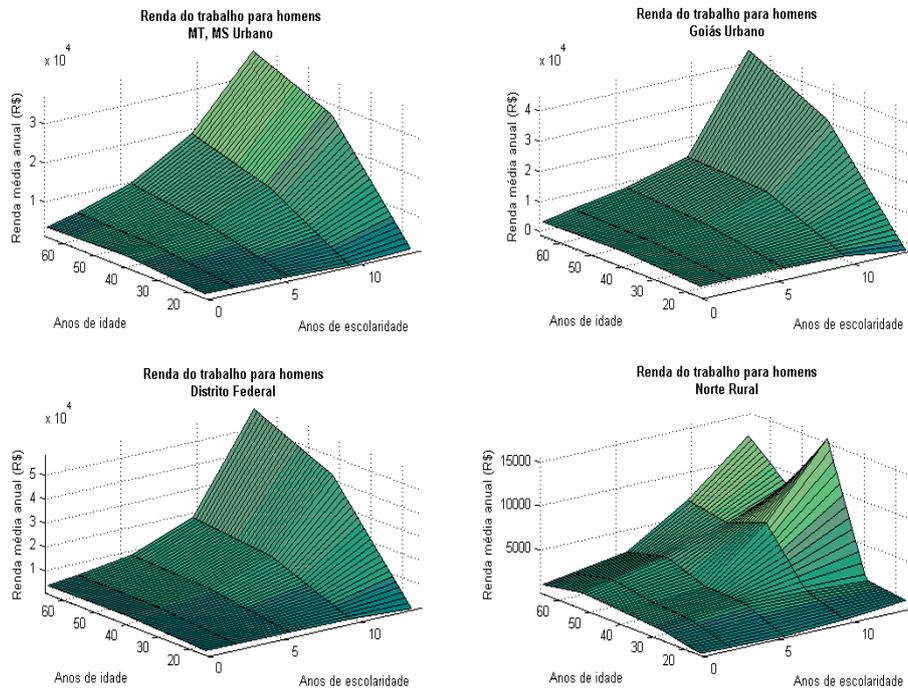


FIGURA A5

Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo masculino

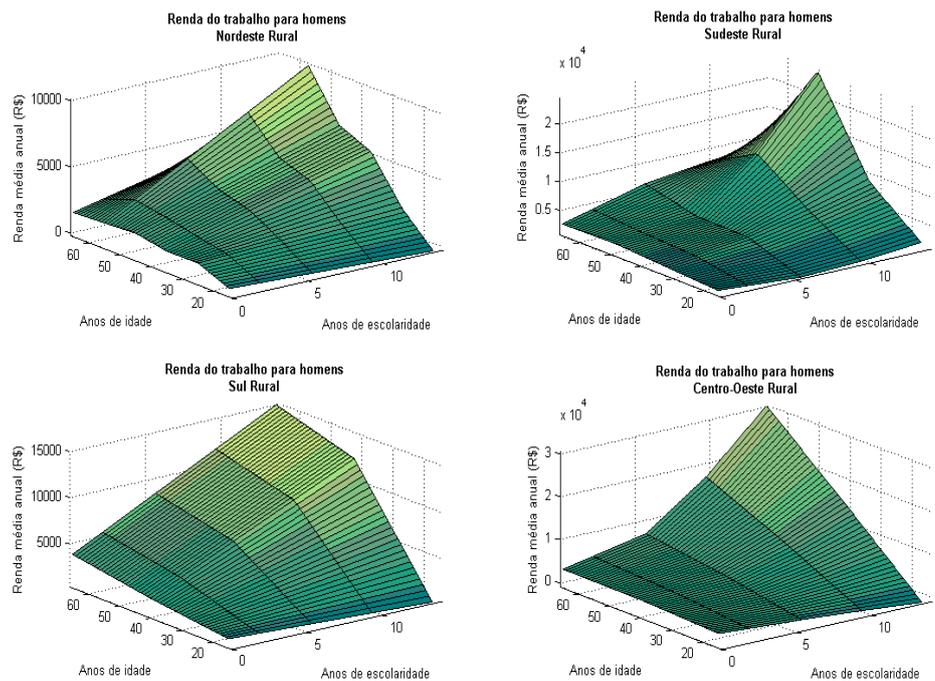


FIGURA A6

Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo feminino

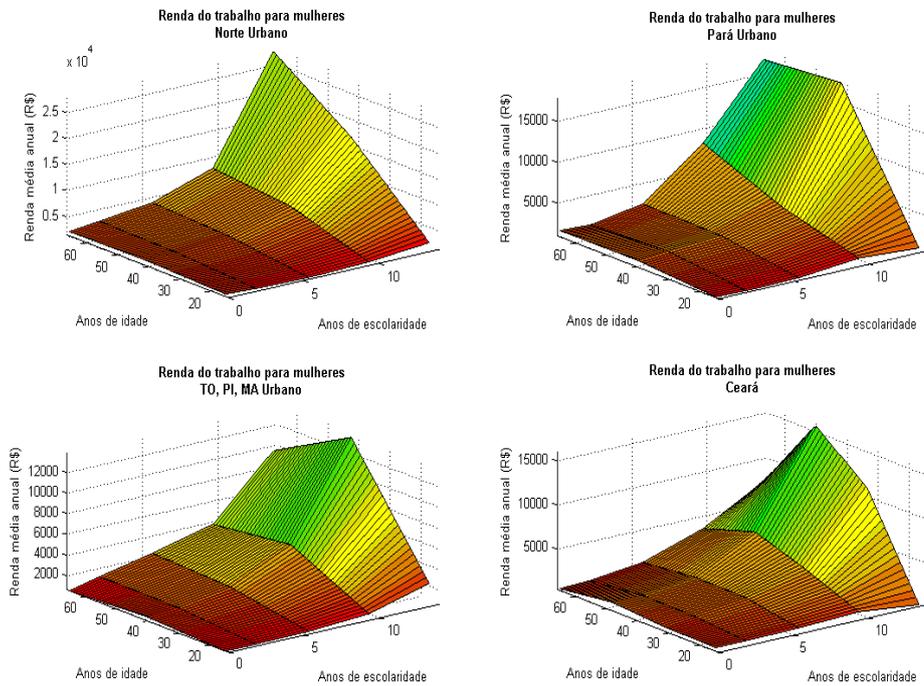


FIGURA A7

Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo feminino

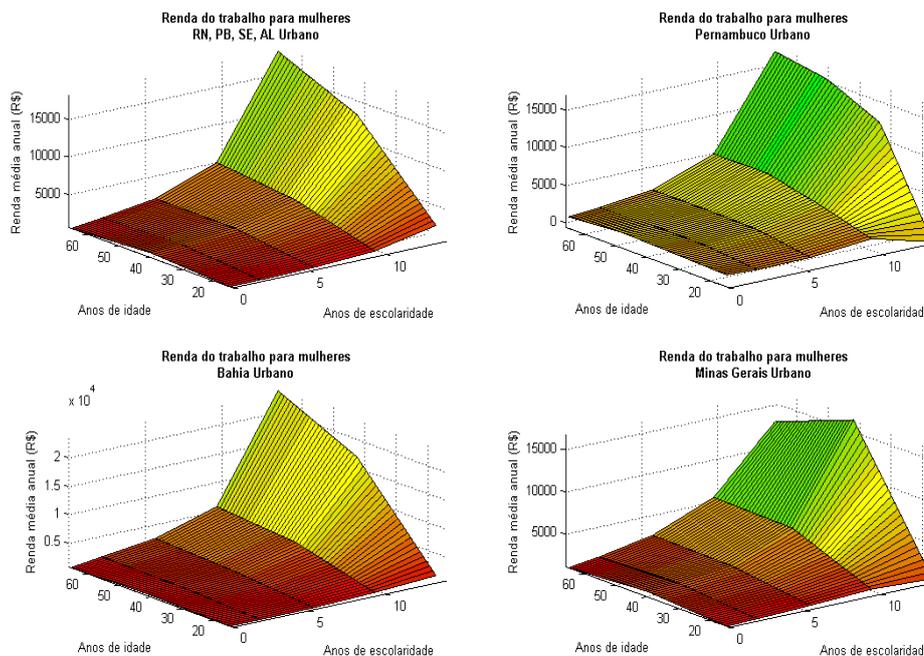


FIGURA A8

Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo feminino

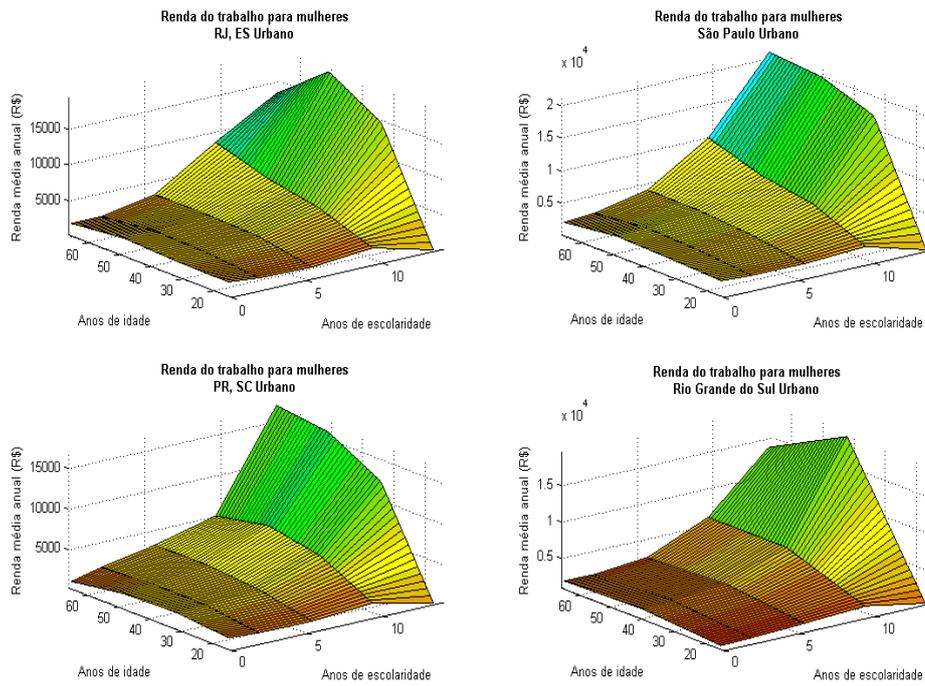


FIGURA A9

Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo feminino

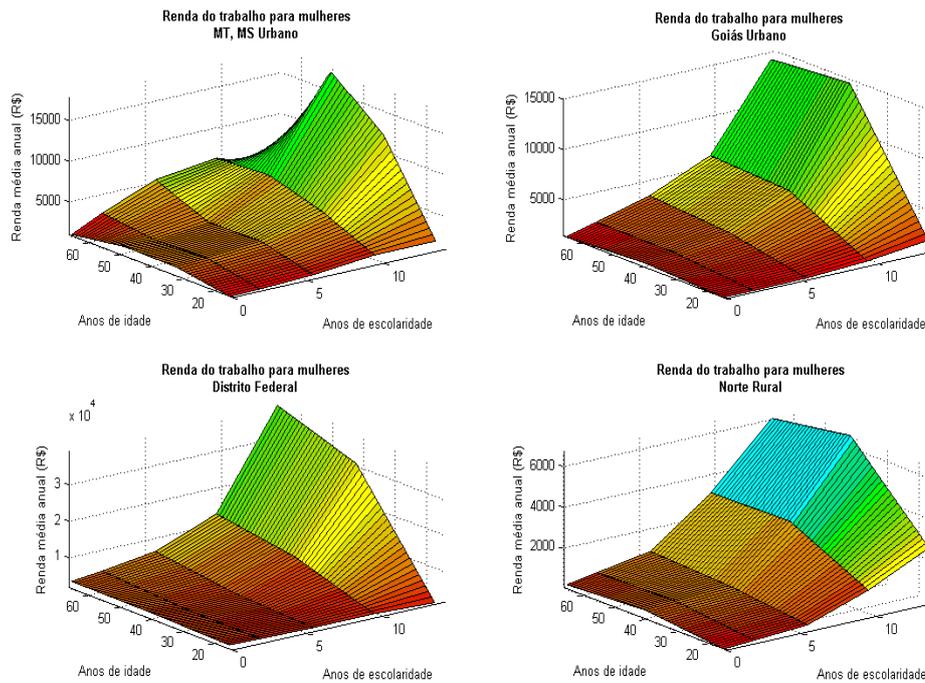
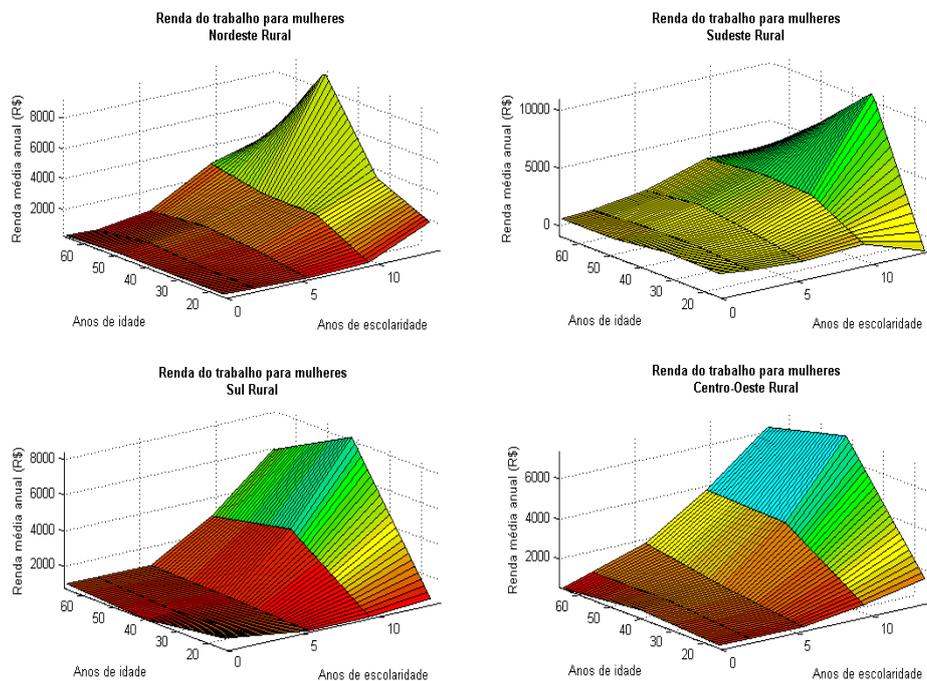


FIGURA A10

Curvas de renda anual do trabalho *versus* idade e escolaridade para trabalhadores do sexo feminino



ANEXO B

ESTIMATIVAS DE CUSTOS DE CAPITAL HUMANO DEVIDO A MORTES POR CAUSAS EXTERNAS

TABELA B1

Custos de produção devido a acidentes de transporte (fator de desconto de 3% ao ano)

Unidade da federação	2000			2001		
	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)
Rondônia	328	41.239	54.460	323	43.833	55.892
Acre	92	11.165	12.957	102	9.834	13.627
Amazonas	347	53.905	56.718	274	39.273	42.081
Roraima	134	27.785	29.272	128	26.811	27.291
Pará	707	61.218	73.324	811	84.674	103.716
Amapá	99	19.402	20.478	113	28.904	29.245
Tocantins	293	26.230	32.829	287	23.688	29.172
Maranhão	484	43.858	53.391	564	56.943	65.803
Piauí	800	80.096	90.130	810	91.087	101.015
Ceará	1.266	88.009	120.451	1.366	101.995	148.895
Rio Grande do Norte	479	36.357	44.076	425	34.423	41.173
Paraíba	442	30.187	38.168	445	28.960	37.344
Pernambuco	1.483	104.707	178.317	1.345	89.752	148.362
Alagoas	549	29.503	50.898	553	28.188	49.190
Sergipe	349	19.304	33.154	347	23.811	32.961
Bahia	1.206	101.890	131.378	1.250	108.634	142.870
Minas Gerais	2.535	290.093	388.437	2.734	323.696	425.494
Espírito Santo	826	93.609	152.885	817	94.323	147.329
Rio de Janeiro	2.582	400.884	490.132	2.719	410.274	496.080
São Paulo	5.975	871.118	1.220.708	6.972	1.111.388	1.498.056
Paraná	2.568	408.703	467.956	2.543	412.516	458.926
Santa Catarina	1.503	207.987	287.015	1.561	212.626	310.196
Rio Grande do Sul	1.931	243.324	371.466	1.864	234.045	355.269
Mato Grosso do Sul	415	56.365	79.516	503	67.269	92.214
Mato Grosso	718	130.405	153.985	713	128.143	152.286
Goiás	1.406	151.140	246.408	1.351	147.409	233.273
Distrito Federal	523	130.906	161.830	490	138.024	165.751
BRASIL	30.040	3.759.388	5.040.339	31.410	4.100.526	5.403.511
Média por vítima	---	125,1	167,8	---	130,5	172,0

Obs.: Valores monetários em milhares de R\$ de agosto de 2006.

TABELA B2

Custos de produção devido a homicídios (fator de desconto de 3% ao ano)

Unidade da federação	2000			2001		
	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)
Rondônia	466	59.162	79.457	573	74.988	101.858
Acre	106	12.489	13.881	121	14.911	19.413
Amazonas	553	85.600	89.196	480	73.593	77.608
Roraima	130	22.601	22.946	108	18.113	19.080
Pará	807	85.944	101.410	965	99.094	116.265
Amapá	156	38.637	39.407	182	44.708	44.826
Tocantins	173	14.677	17.219	209	20.806	25.062
Maranhão	351	41.168	45.689	562	68.307	78.873
Piauí	460	42.768	48.838	524	56.156	63.324
Ceará	1.232	93.852	127.816	1.284	100.157	137.261
Rio Grande do Norte	257	21.779	25.875	322	26.238	30.955
Paraíba	507	40.941	48.535	484	36.472	45.078
Pernambuco	4.276	308.799	456.769	4.697	337.308	497.195
Alagoas	727	44.097	66.165	830	50.715	77.546
Sergipe	409	26.979	40.346	517	40.451	53.130
Bahia	1.242	120.294	142.966	1.616	161.745	187.607
Minas Gerais	2.106	282.302	324.219	2.365	334.324	381.882
Espírito Santo	1.432	169.367	285.233	1.452	173.859	281.672
Rio de Janeiro	7.328	1.352.026	1.625.225	7.349	1.282.049	1.546.275
São Paulo	15.581	3.264.143	3.765.134	15.731	3.270.363	3.819.227
Paraná	1.779	292.186	323.463	2.034	349.629	380.544
Santa Catarina	424	56.705	75.108	466	59.799	83.859
Rio Grande do Sul	1.664	220.628	312.263	1.853	240.592	330.919
Mato Grosso do Sul	650	91.350	122.995	621	93.262	124.158
Mato Grosso	990	170.547	199.616	973	173.339	196.561
Goiás	1.080	138.382	199.924	1.151	144.703	202.117
Distrito Federal	687	172.288	202.988	692	184.072	206.333
BRASIL	45.573	7.269.711	8.802.684	48.161	7.529.755	9.128.628
Média por vítima	---	159,5	193,2	---	156,3	189,5

Obs.: Valores monetários em milhares de R\$ de agosto de 2006.

TABELA B3

Custos de produção devido a suicídios (fator de desconto de 3% ao ano)

Unidade da federação	2000			2001		
	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)
Rondônia	76	9.344	11.188	76	9.819	11.563
Acre	27	3.050	3.262	29	3.137	4.811
Amazonas	77	10.314	10.666	94	13.799	14.499
Roraima	22	3.713	3.753	17	2.898	2.898
Pará	116	12.045	14.396	146	13.318	17.536
Amapá	16	2.906	2.933	30	7.641	7.847
Tocantins	38	3.567	5.053	47	3.396	4.367
Maranhão	71	6.945	8.680	109	14.823	17.338
Piauí	148	13.848	15.655	228	27.241	29.800
Ceará	269	16.402	21.929	376	29.726	41.677
Rio Grande do Norte	85	5.440	7.032	116	7.487	9.022
Paraíba	37	2.575	3.310	45	2.759	3.466
Pernambuco	273	16.304	25.994	268	17.222	27.369
Alagoas	72	3.424	6.637	96	4.824	9.479
Sergipe	48	2.925	5.029	69	4.482	5.783
Bahia	202	12.519	14.533	240	16.832	20.562
Minas Gerais	603	71.838	92.707	800	97.815	133.285
Espírito Santo	106	11.062	19.959	116	13.055	21.889
Rio de Janeiro	392	66.909	82.760	457	82.377	100.691
São Paulo	1.413	232.646	302.147	1.637	255.132	339.386
Paraná	586	83.311	92.073	664	100.305	108.266
Santa Catarina	426	46.893	65.816	460	48.830	68.190
Rio Grande do Sul	1.022	101.416	136.578	1.035	112.870	162.511
Mato Grosso do Sul	173	21.354	25.803	138	17.572	21.721
Mato Grosso	142	20.521	25.039	144	21.283	24.785
Goiás	326	30.456	41.669	327	31.857	44.236
Distrito Federal	86	18.489	22.256	79	22.152	25.516
BRASIL	6.852	830.216	1.066.855	7.843	982.652	1.278.492
Média por vítima	---	121,2	155,7	---	125,3	163,0

Obs.: Valores monetários em milhares de R\$ de agosto de 2006.

TABELA B4

Custos de produção devido a causas externas em geral (fator de desconto de 3% ao ano)

Unidade da federação	2000			2001		
	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)
Rondônia	1.221	149.063	195.894	1.358	174.054	228.872
Acre	302	33.918	38.845	321	34.107	46.071
Amazonas	1.352	190.517	202.174	1.243	169.964	180.494
Roraima	348	61.305	63.406	328	58.754	61.265
Pará	2.234	203.241	244.059	2.632	253.337	305.087
Amapá	339	71.032	73.372	389	92.930	93.909
Tocantins	652	53.706	66.395	705	59.229	71.132
Maranhão	1.611	158.680	186.368	1.832	192.431	220.647
Piauí	2.070	186.207	214.002	2.204	219.175	249.230
Ceará	3.941	266.407	364.117	4.073	286.778	403.035
Rio Grande do Norte	1.530	119.450	145.668	1.452	105.991	128.833
Paraíba	1.391	96.523	121.376	1.242	81.039	103.283
Pernambuco	7.423	504.750	793.785	7.575	508.462	782.357
Alagoas	1.671	91.669	152.873	1.781	97.203	160.577
Sergipe	1.181	68.027	112.825	1.249	87.219	119.387
Bahia	6.299	535.748	639.788	6.483	578.073	692.880
Minas Gerais	8.204	905.698	1.131.771	8.867	1.011.791	1.259.676
Espírito Santo	2.936	323.891	523.697	2.972	328.942	515.024
Rio de Janeiro	14.857	2.327.727	2.833.263	15.024	2.279.979	2.742.353
São Paulo	33.896	5.858.462	7.108.351	34.009	5.839.453	7.145.153
Paraná	6.812	1.007.152	1.128.183	6.950	1.069.720	1.177.922
Santa Catarina	3.312	416.563	557.165	3.380	417.584	581.712
Rio Grande do Sul	6.555	744.643	1.049.533	6.602	763.707	1.092.600
Mato Grosso do Sul	1.645	208.107	277.703	1.653	216.832	288.161
Mato Grosso	2.376	388.557	454.624	2.338	393.752	450.866
Goiás	3.647	396.313	587.736	3.692	406.281	588.892
Distrito Federal	1.596	372.839	450.081	1.567	396.512	454.066
BRASIL	119.401	15.740.194	19.717.052	121.921	16.123.299	20.143.484
Média por vítima	---	131,8	165,1	---	132,2	165,2

Obs.: Valores monetários em milhares de R\$ de agosto de 2006.

TABELA B5

Custos de capital humano devido a acidentes de transporte (fator de desconto de 6% ao ano)

Unidade da federação	2000			2001		
	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)
Rondônia	328	27,649	36,234	323	29,728	37,739
Acre	92	7,361	8,490	102	6,781	9,316
Amazonas	347	35,759	37,561	274	26,172	27,973
Roraima	134	18,434	19,414	128	17,723	18,063
Pará	707	40,966	48,677	811	56,806	69,601
Amapá	99	12,506	13,226	113	18,922	19,128
Tocantins	293	17,348	21,713	287	15,535	19,056
Maranhão	484	29,149	35,391	564	37,471	43,286
Piauí	800	53,078	59,454	810	61,087	67,427
Ceará	1,266	59,159	79,975	1,366	67,919	97,351
Rio Grande do Norte	479	24,237	29,247	425	23,327	27,766
Paraíba	442	20,573	25,718	445	19,580	25,150
Pernambuco	1,483	70,973	121,282	1,345	60,734	98,746
Alagoas	549	20,248	34,516	553	19,195	33,190
Sergipe	349	13,171	22,246	347	16,140	22,134
Bahia	1,206	68,426	87,501	1,250	73,353	95,732
Minas Gerais	2,535	196,512	261,815	2,734	219,791	287,572
Espírito Santo	826	64,220	103,128	817	64,651	99,726
Rio de Janeiro	2,582	275,410	334,330	2,719	283,919	341,250
São Paulo	5,975	593,311	822,328	6,972	749,596	1,001,565
Paraná	2,568	276,329	315,950	2,543	277,208	307,959
Santa Catarina	1,503	139,771	191,504	1,561	142,824	205,128
Rio Grande do Sul	1,931	166,256	251,038	1,864	161,138	241,236
Mato Grosso do Sul	415	38,076	52,803	503	45,348	61,337
Mato Grosso	718	85,810	100,712	713	85,657	101,361
Goiás	1,406	102,097	162,285	1,351	100,840	156,326
Distrito Federal	523	87,519	107,852	490	92,086	110,119
BRASIL	30,040	2,544,348	3,384,390	31,410	2,773,529	3,625,236
Média por vítima	---	84,7	112,7	---	88,3	115,4

Obs.: Valores monetários em milhares de R\$ de agosto de 2006.

TABELA B6

Custos de capital humano devido a homicídios (fator de desconto de 6% ao ano)

Unidade da federação	2000			2001		
	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)
Rondônia	466	40,319	53,431	573	51,333	68,757
Acre	106	8,257	9,141	121	9,904	12,658
Amazonas	553	56,226	58,560	480	48,266	50,878
Roraima	130	14,757	14,958	108	12,126	12,733
Pará	807	57,403	67,184	965	65,319	76,059
Amapá	156	24,134	24,625	182	28,534	28,609
Tocantins	173	9,702	11,356	209	13,848	16,612
Maranhão	351	27,037	29,967	562	44,393	51,097
Piauí	460	27,725	31,568	524	36,810	41,329
Ceará	1,232	63,497	86,148	1,284	67,656	91,700
Rio Grande do Norte	257	14,652	17,314	322	17,697	20,723
Paraíba	507	27,252	32,157	484	24,291	29,748
Pernambuco	4,276	206,178	301,373	4,697	224,336	325,555
Alagoas	727	29,738	44,159	830	33,993	51,141
Sergipe	409	18,274	27,040	517	27,026	35,051
Bahia	1,242	79,810	94,607	1,616	106,932	123,723
Minas Gerais	2,106	186,001	213,668	2,365	221,305	252,680
Espírito Santo	1,432	115,484	192,101	1,452	117,646	188,564
Rio de Janeiro	7,328	901,829	1,078,957	7,349	854,940	1,026,184
São Paulo	15,581	2,152,265	2,469,239	15,731	2,161,533	2,511,987
Paraná	1,779	194,240	214,280	2,034	232,994	253,007
Santa Catarina	424	39,142	51,299	466	41,253	56,809
Rio Grande do Sul	1,664	149,086	209,115	1,853	163,220	222,777
Mato Grosso do Sul	650	61,702	81,536	621	63,355	83,114
Mato Grosso	990	114,751	133,644	973	116,787	132,286
Goiás	1,080	93,287	133,088	1,151	97,264	133,468
Distrito Federal	687	113,047	132,957	692	118,057	132,009
BRASIL	45,573	4,825,794	5,813,469	48,161	5,000,816	6,029,257
Média por vítima	---	105.9	127.6	---	103.8	125.2

Obs.: Valores monetários em milhares de R\$ de agosto de 2006.

TABELA B7

Custos de capital humano devido a suicídios (fator de desconto de 6% ao ano)

Unidade da federação	2000			2001		
	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)
Rondônia	76	6,440	7,633	76	6,628	7,676
Acre	27	1,969	2,097	29	2,090	3,089
Amazonas	77	6,874	7,085	94	8,906	9,335
Roraima	22	2,492	2,518	17	1,856	1,856
Pará	116	8,104	9,616	146	9,010	11,759
Amapá	16	1,868	1,882	30	4,623	4,742
Tocantins	38	2,214	3,138	47	2,284	2,945
Maranhão	71	4,612	5,826	109	9,762	11,412
Piauí	148	9,476	10,697	228	17,970	19,653
Ceará	269	11,143	14,551	376	20,634	28,744
Rio Grande do Norte	85	3,788	4,877	116	5,168	6,265
Paraíba	37	1,854	2,347	45	1,801	2,342
Pernambuco	273	11,252	17,716	268	11,772	18,113
Alagoas	72	2,458	4,632	96	3,304	6,449
Sergipe	48	2,051	3,508	69	3,280	4,161
Bahia	202	8,864	10,213	240	11,505	14,008
Minas Gerais	603	50,306	64,289	800	68,638	93,073
Espírito Santo	106	8,140	14,236	116	8,962	14,932
Rio de Janeiro	392	48,155	59,087	457	59,149	71,696
São Paulo	1,413	164,546	212,254	1,637	178,992	235,947
Paraná	586	57,032	62,999	664	68,877	74,255
Santa Catarina	426	33,288	45,625	460	34,769	47,764
Rio Grande do Sul	1,022	72,192	95,968	1,035	81,337	116,050
Mato Grosso do Sul	173	14,474	17,269	138	11,976	14,494
Mato Grosso	142	13,948	17,026	144	14,276	16,474
Goiás	326	21,236	28,255	327	22,284	30,095
Distrito Federal	86	12,879	15,460	79	14,616	16,738
BRASIL	6,852	581,656	740,805	7,843	684,470	884,068
Média por vítima	---	84.9	108.1	---	87.3	112.7

Obs.: Valores monetários em milhares de R\$ de agosto de 2006.

TABELA B8

Custos de capital humano para causas externas (fator de desconto de 6% ao ano)

Unidade da federação	2000			2001		
	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)	Núm. registros	Lim. inferior (mil R\$)	Média estimada (mil R\$)
Rondônia	1,221	100,443	130,754	1,358	118,309	153,865
Acre	302	21,986	25,141	321	22,779	30,256
Amazonas	1,352	124,844	132,448	1,243	111,177	117,960
Roraima	348	40,270	41,617	328	38,950	40,622
Pará	2,234	135,280	161,229	2,632	168,073	201,560
Amapá	339	44,752	46,309	389	59,139	59,748
Tocantins	652	34,979	43,167	705	38,912	46,552
Maranhão	1,611	104,201	122,083	1,832	125,230	143,259
Piauí	2,070	122,504	140,275	2,204	143,953	163,063
Ceará	3,941	178,788	242,024	4,073	192,443	266,685
Rio Grande do Norte	1,530	79,651	96,831	1,452	71,186	86,180
Paraíba	1,391	64,734	80,723	1,242	54,325	68,780
Pernambuco	7,423	337,273	523,907	7,575	339,395	512,564
Alagoas	1,671	61,838	102,110	1,781	65,355	106,306
Sergipe	1,181	46,131	75,514	1,249	58,843	79,556
Bahia	6,299	358,224	426,663	6,483	386,689	461,945
Minas Gerais	8,204	609,396	759,554	8,867	682,492	847,732
Espírito Santo	2,936	221,149	353,012	2,972	223,294	346,011
Rio de Janeiro	14,857	1,573,617	1,904,360	15,024	1,546,537	1,851,143
São Paulo	33,896	3,916,007	4,722,087	34,009	3,909,824	4,755,251
Paraná	6,812	673,224	752,279	6,950	716,654	787,404
Santa Catarina	3,312	281,341	373,358	3,380	283,097	389,216
Rio Grande do Sul	6,555	505,972	706,751	6,602	523,792	742,439
Mato Grosso do Sul	1,645	139,864	183,224	1,653	146,317	191,777
Mato Grosso	2,376	258,335	300,796	2,338	263,502	301,025
Goiás	3,647	267,174	389,641	3,692	274,103	390,360
Distrito Federal	1,596	247,696	298,511	1,567	259,044	295,952
BRASIL	119,401	10,549,674	13,134,369	121,921	10,823,414	13,437,210
Média por vítima	---	88.4	110.0	---	88.8	110.2

Obs.: Valores monetários em milhares de R\$ de agosto de 2006.

EDITORIAL

Coordenação

Iranilde Rego

Supervisão

Aeromilson Mesquita

Revisão

Maria Aparecida Taboza

Ângela Pereira da Silva de Oliveria (estagiária)

Camila de Paula Santos (estagiária)

Nathalia Martins Peres da Costa (estagiária)

Olavo Mesquita de Carvalho (estagiário)

Editoração

Bernar José Vieira

Elidiane Bezerra Borges

Gustavo de Souza Ferraz de Oliveira

Jeovah Herculano Szervinsk Júnior

Luis Carlos da Silva Marques

Rosa Maria Banuth Arendt

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9ª andar

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50, 6ª andar – Grupo 609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3515-8433

Fax: (21) 3515-8402

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

COMITÊ EDITORIAL

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9ª andar, sala 908

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares