

# POBREZA RELATIVA OU ABSOLUTA? A LINHA HÍBRIDA DE POBREZA NO BRASIL

**Henrique Vinhais**  
Instituto de Pesquisas Econômicas  
Universidade de São Paulo  
IPE/USP  
[vinhais@usp.br](mailto:vinhais@usp.br)

**André Portela Souza**  
Escola de Economia de São Paulo  
Fundação Getúlio Vargas  
EESP/FGV  
[aps@fgvsp.br](mailto:aps@fgvsp.br)

**Julho de 2006**

## **RESUMO:**

Este trabalho investiga a construção de uma linha híbrida da pobreza no Brasil a partir da estimação empírica da elasticidade-renda para o país e regiões. A criação de uma linha híbrida de pobreza permite contemplar os dois aspectos das linhas de pobreza absoluta e relativa. Especificamente, a linha híbrida da pobreza é uma ponderação entre as pobreza absoluta e relativa, onde os pesos relativos de cada uma depende da elasticidade-renda da linha de pobreza absoluta. Utilizando as linhas absolutas de pobreza calculadas através do consumo observado por Rocha (2003) obtemos uma elasticidade-renda desta linha. Em seguida, utilizamos os micro-dados dos censos demográficos do IBGE dos períodos de 1991 e 2000 para calcularmos *Linhas Híbridas de Pobreza* para o Brasil e regiões. Elas foram estimadas em 0,60 e 0,68 para os anos 1991 e 2000, respectivamente. Por fim, construímos os índices de pobreza brasileiros associados à linha híbrida e comparamos os resultados com aqueles obtidos a partir da linha absoluta. Entre os principais resultados, atributos pessoais e regionais apresentam impacto relevante sobre a probabilidade de um indivíduo ser pobre.

## **Abstract:**

This paper investigates the construction of a hybrid poverty line for Brazil from the empirical estimation of the income-elasticity of the poverty line for the country and regions. A hybrid poverty line permits us the take into consideration the two different aspects of the absolute poverty line and the relative poverty line. Specifically, the hybrid poverty line is a weighted average between the absolute and relative poverty lines where the weights depend on the income-elasticity. Using the absolute poverty line constructed by Rocha (2003) we obtain this elasticity. Then using the Brazilian 1991 and 2000 Census microdata we calculate the hybrid poverty lines for Brazil and regions. The country elasticities estimated are 0.60 and 0.68 for 1991 and 2000, respectively. Finally, we obtain the poverty incidences associated to the hybrid poverty lines and compare to the absolute poverty lines. The personal characteristics as education, age, gender, and race/color and regional effects are relevant to explain the poverty defined by the hybrid poverty line.

**Palavras-Chave:** Pobreza; Elasticidade; Renda; Linha Híbrida; Brasil.

**Códigos de Áreas:** O12, O15, O54.

## 1 – Introdução

A pobreza é um fenômeno multidimensional e a busca por políticas públicas para combatê-la depende do bom entendimento de sua natureza e causas. Numa primeira aproximação a pobreza pode ser entendida como *insuficiência de renda* para alcançar um nível mínimo de padrão de consumo previamente estabelecido pelo analista. A definição clara de uma linha de pobreza é o primeiro passo para se determinar o nível de pobreza de um país ou região, permitir comparações entre países ou ao longo do tempo, bem como servir de critério de avaliação de programas sociais.

A construção de uma linha de pobreza envolve escolhas metodológicas e normativas por parte do analista. Dentre as mais prementes está a opção de um critério absoluto ou relativo de mensuração da pobreza. Por linha de pobreza absoluta entende-se aquele valor constante em termos reais atrelado a algum critério fixo como, e.g., o mínimo necessário para obter uma determinada cesta de bens previamente estabelecida pelo analista. Por linha de pobreza relativa entende-se aquele valor fixado em relação à renda média ou mediana da população. Por exemplo, o valor correspondente a um quarto da renda per capita. Ambas possuem vantagens e desvantagens. A linha de pobreza absoluta permite a comparação entre níveis de pobreza de tal modo a precisar a evolução do padrão de vida absoluto ao longo do tempo ou entre regiões sem confundir com mudanças da distribuição de renda. Já a linha de pobreza relativa estabelece considerações distributivas nesta análise. Kilpatrick (1973) cita que, sob um critério absoluto, utilizando-se a mesma linha de pobreza do final do século XIX, nos Estados Unidos do final do século XX, praticamente não haveria pessoas pobres. Já sob um critério relativo, a linha de pobreza muda proporcionalmente a uma medida de renda média, se a distribuição de renda se mantiver constante. Neste critério, se a distribuição de renda é a mesma de um século atrás, então a pobreza continuaria existindo. Nesta discussão sobre a escolha de um critério, outros autores argumentam que a pobreza, como total de recursos de um indivíduo, é função não somente do seu padrão de vida, determinado pela renda (linha de pobreza absoluta), mas também de sua posição relativa na população (linha de pobreza relativa).

Metodologicamente, esta escolha envolve a polarização da hipótese sobre a elasticidade-renda da linha de pobreza. Em um extremo, o conceito de pobreza absoluta supõe implicitamente que esta elasticidade-renda seja zero. Em outro, a pobreza relativa supõe que seja um. Mas nada obriga-nos a estas duas opções apenas. Em princípio, a elasticidade-renda da linha de pobreza pode ter um valor entre zero (num critério absoluto) e um (num critério relativo), indicando que um acréscimo na renda média aumenta a linha de pobreza menos do que proporcionalmente.

Em 1995, o painel publicado por Citro e Michael (1995) sobre pobreza e assistência familiar, *Measuring Poverty: A New Approach* da National Academy of Science (NAS), apresentou diversas recomendações para a melhoria das medidas de pobreza, almejando uma linha de pobreza que considerasse fatores relativos e absolutos na sua mensuração e pudesse ser atualizada constantemente. Foster (1998) exemplifica uma linha híbrida de pobreza que pondera, através da elasticidade-renda, o padrão absoluto de vida e a posição relativa do indivíduo na sociedade. A partir deste conceito, Madden (2000) estima uma elasticidade-renda da linha de pobreza e calcula uma linha híbrida de pobreza para a Irlanda.

A criação de uma linha híbrida de pobreza permite contemplar os dois aspectos das linhas de pobreza absoluta e relativa. Especificamente, a linha híbrida da pobreza é uma ponderação entre as pobreza absoluta e relativa, onde os pesos relativos de cada uma depende da elasticidade-renda da linha de pobreza absoluta. A elasticidade-renda depende, obviamente, das condições estruturais particulares de cada economia. O seu valor em um dado contexto é, portanto, uma questão empírica.

Este trabalho investiga a construção de uma linha híbrida da pobreza no Brasil a partir da estimação empírica da elasticidade-renda para o país e regiões. Utilizando as linhas absolutas de pobreza calculadas através do consumo observado por Rocha (2003) obtemos uma elasticidade-renda desta linha. Em seguida, calculamos uma *Linha Híbrida de Pobreza* para o Brasil, que é uma média geométrica das linhas de pobreza absoluta e relativa, ponderada pela elasticidade-renda, conforme exemplificado por Foster (1998). Por fim, construímos os índices de pobreza brasileiros associados à linha híbrida e comparamos os resultados com aqueles obtidos a partir da linha absoluta.

Assim, buscamos examinar a sensibilidade da medida de pobreza com relação à escolha de uma linha absoluta ou relativa de pobreza, determinando em que extensão a linha de pobreza do Brasil deveria ser absoluta, relativa ou híbrida. Até onde podemos verificar, a estimação desta linha híbrida apresenta-se como um estudo que permanece inédito no Brasil. Mesmo ao redor do mundo, poucos países possuem esta estimação, destacando-se os Estados Unidos e a Irlanda.

Contudo, a aplicabilidade de uma linha de pobreza não está somente na mensuração da pobreza. Além de aplicá-la sobre a população de um determinado local, conseguindo pontuar quem têm ou não renda familiar per capita abaixo da linha de pobreza, também é possível estimar quais indivíduos, dados seus atributos pessoais e regionais, possuem as maiores probabilidades de serem pobres. Ou melhor, pode-se estimar a contribuição de cada atributo sobre a chance de um indivíduo ser pobre. Assim, com as linhas calculadas, podemos estudar sua aplicabilidade sobre a população brasileira, buscando entender como as características individuais e locais influenciam o fato de um indivíduo ser considerado pobre.

Na próxima seção é apresentada a base de dados utilizada para a elaboração deste trabalho, bem como a metodologia para a construção das principais variáveis e a proposta da linha híbrida como forma de mensuração da pobreza no País. Na terceira seção, apresentamos os resultados da estimação da elasticidade-renda, da linha híbrida e seus impactos sobre a quantidade de pessoas pobres. Além disso, aplicamos estas linhas através de um modelo *probit*, buscando encontrar o impacto de determinados atributos sobre a probabilidade do indivíduo ter renda familiar per capita abaixo destas linhas híbridas. Em seguida, apresentamos alguns fatos estilizados da literatura e as conclusões sobre as estimações e análises feitas neste trabalho. Por fim, no apêndice, detalhamos a metodologia de estimação do aluguel implícito que é considerado integrante da renda familiar para aqueles que possuem casa própria.

## 2 – Metodologia

### 2.1 - Base de Dados

A base de dados utilizada para este trabalho é o censo demográfico do IBGE dos períodos de 1991 e 2000. Os micro-dados foram agregados inicialmente por famílias e em seguida por estrato. As variáveis utilizadas neste trabalho são renda familiar per capita, proporção de pessoas com renda abaixo da linha de pobreza, e variáveis individuais (como sexo, raça, idade e escolaridade), domiciliares e regionais. Visando evitar duplicidade no cálculo da renda familiar, foram excluídas da amostra as pessoas com os seguintes status de relação com o responsável pela família: pensionista; empregado(a) doméstico(a) e seus parentes; e indivíduo em domicílio coletivo.

A unidade de análise para a mensuração da pobreza neste trabalho é o indivíduo, entendendo-se que cada pessoa tem o direito, individualmente, ao bem-estar. Hoffman (1998) explica que caso se considere que dentro das famílias há um intenso processo de redistribuição da renda, verifica-se que o nível de bem-estar de uma pessoa passa a ser determinado não pela sua renda pessoal, mas sim pela renda per capita da família à qual pertence. Desta forma, utilizamos informações sobre a distribuição das pessoas de acordo com a renda familiar per capita.

Devido ao fato do Brasil ser um país de dimensões continentais, marcado por acentuadas diferenças regionais e de custo de vida, as linhas de pobreza usadas estão divididas por regiões e por níveis de urbanização (rural, urbano e metrópole). Assim, para o cálculo da quantidade de pessoas com renda familiar per capita abaixo da linha de pobreza, utiliza-se como variáveis auxiliares a situação do domicílio em que reside cada família e a região metropolitana onde este se localiza, obtendo-se a classificação do nível de urbanização do local de moradia de cada família. Isto viabiliza relacionar a renda familiar per capita de cada pessoa com a respectiva linha de pobreza do estrato, ou seja, do local de moradia da família à qual esta pertence. Vale ressaltar que são utilizadas as mesmas regiões metropolitanas para ambos os períodos, apesar do censo demográfico de 2000 apresentar mais regiões.

## 2.2 - Definição e Construção das Principais Variáveis

### 2.2.1 - Renda Familiar per Capita

Neste trabalho, utilizamos o nível familiar para o cálculo da renda. Contudo, somente a informação de renda individual apresentada no Censo não é suficiente para a construção da renda familiar per capita.

Diversos estudos sobre distribuição de renda e pobreza no Brasil, como de Fishlow (1972), Árias (1999) e Ferreira, Lanjouw & Neri (2000) imputam um rendimento aos indivíduos que declaram possuir casa própria, o que seria equivalente a um aluguel implícito pelo fato de possuírem esta casa. Neste caso, acrescenta-se à renda, informada por cada indivíduo da família, o valor deste aluguel implícito, quando o imóvel, no qual se encontra o domicílio, é declarado como próprio. Entretanto, como no Censo não há esta informação, é necessário construí-la, acrescentando-a na renda individual.

Para a sua construção, utiliza-se um modelo hedônico<sup>1</sup> sobre as bases de dados do Censo e da PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – do IBGE, uma vez que apresentam a informação sobre o aluguel pago por aqueles que declaram o imóvel, no qual se encontram, como alugado. Com isso, a estimação deste modelo é feita por Mínimos Quadrados Ordinários (OLS – Ordinary Least Square) em que a variável dependente é o aluguel pago. Com os coeficientes estimados, é possível calcular, sobre a base de dados do Censo Demográfico, uma previsão de aluguel que seria pago, caso o indivíduo alugasse a sua casa própria. Esta previsão é chamada de aluguel implícito. A Tabela 1 apresenta as estatísticas básicas da renda familiar per capita<sup>2</sup> dos municípios brasileiros por unidade da federação calculadas incluindo o aluguel implícito.

**Tabela 1 – Estatísticas Básicas da Variável Renda familiar per capita**

Região Geográfica	Estado	1991				2000			
		Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Norte	RO	168,20	60,79	63,94	258,95	249,56	46,81	131,73	305,10
	AC	160,10	63,68	68,94	217,16	201,47	71,53	76,16	262,78
	AM	198,18	105,95	41,99	306,49	187,75	96,99	40,49	282,56
	RR	305,73	75,31	129,62	348,12	252,55	80,34	87,55	307,07
	PA	153,34	82,89	53,93	302,11	180,21	88,93	54,36	333,54
	AP	217,73	50,65	93,07	254,48	233,55	51,27	96,90	276,77
	TO	138,82	62,79	50,36	267,49	188,55	86,61	69,11	374,85
Nordeste	MA	88,12	52,36	33,79	204,18	119,52	69,63	42,28	264,06
	PI	93,85	54,54	29,37	185,56	138,00	73,04	46,29	254,32
	CE	121,97	81,82	25,85	250,70	170,96	106,60	49,04	333,54
	RN	138,82	87,84	36,34	282,27	192,05	109,70	46,52	361,77
	PB	109,23	75,62	25,23	266,00	163,70	101,15	56,33	353,26
	PE	155,81	98,26	32,08	334,54	201,23	118,39	54,69	577,85
	AL	121,74	79,32	37,11	255,02	152,03	93,88	42,40	297,42
	SE	147,69	91,61	51,77	296,19	179,57	116,78	55,16	374,84
BA	129,93	92,24	25,69	315,49	177,16	107,18	47,57	375,55	
Sudeste	MG	215,55	115,33	46,96	457,77	301,54	148,20	66,18	607,18
	ES	216,97	109,56	71,96	489,22	314,93	148,63	115,14	702,78
	RJ	339,56	151,81	111,19	614,15	468,66	196,67	189,86	891,01
	SP	421,21	138,37	91,98	688,93	491,86	155,70	124,16	960,89
Sul	PR	249,24	129,61	64,50	507,28	346,64	162,23	108,24	665,91
	SC	259,69	104,76	89,00	527,95	382,13	132,01	125,75	751,91
	RS	288,62	130,52	77,65	576,72	393,17	164,80	105,29	768,63
Centro-Oeste	MS	243,27	80,66	103,95	352,52	306,27	90,88	125,38	452,48
	MT	226,30	79,96	82,89	355,48	304,74	96,24	127,18	485,37
	GO	235,13	90,78	64,25	376,70	304,91	119,96	95,01	508,18
	DF	524,27	-	524,27	524,27	632,51	-	632,51	632,51
Brasil	253,31	161,99	25,23	688,93	326,87	192,06	40,49	960,89	

É importante frisar que esta correção da renda familiar per capita merece destaque, visto que permite corrigir a desigualdade inerente entre famílias que têm e não têm casa própria, além de possibilitar uma melhor compreensão dos maiores gastos com aluguel nas regiões metropolitanas e urbanas não-metropolitanas.

<sup>1</sup> O Apêndice A tem o detalhamento sobre a metodologia adotada e variáveis utilizadas.

<sup>2</sup> A renda utilizada neste trabalho foi atualizada para julho de 2000 de acordo com a metodologia de Corseuil e Foguel (2002).

### 2.2.2 – Linhas Absoluta e Relativa de Pobreza

Vista inicialmente como insuficiência de renda, o conceito de pobreza vem evoluindo. Apenas considerando pobreza como o número de pessoas que vivem com menos de um dólar por dia em média, já há grandes divergências sobre este conceito, uma vez que as necessidades básicas das pessoas divergem sensivelmente de país para país. Vindo ao encontro disto, Amartya Sen trabalha com a idéia de privação de capacidades, na qual o conceito de pobreza sai do âmbito restrito de base na renda para ganhar um sentido mais amplo “em função das capacidades que uma pessoa possui, ou seja, das liberdades substantivas para levar o tipo de vida que ela tem razão para valorizar” (Sen, 1999). Assim, pobreza está relacionada à privação da liberdade das pessoas buscarem o tipo de vida que valorizam.

Neste trabalho, utilizamos a linha absoluta de pobreza, dentro do âmbito de insuficiência de renda, usando o conceito de *incidência da pobreza* (proporção da população com renda abaixo de um determinado nível). A linha absoluta de pobreza se refere a um valor fixo de renda e independe de sua distribuição. Tem a vantagem de permitir comparações entre diferentes períodos de tempo, podendo-se acompanhar a evolução da pobreza, porém tem como desvantagem a dificuldade de calibrá-la em economias com grandes taxas de crescimento.

Para o cálculo da proporção de pobres sob o enfoque da linha absoluta de pobreza, considera-se uma população com  $n$  pessoas, sendo  $x_i$  (com  $i=1,2,\dots,n$ ) a renda familiar per capita da  $i$ -ésima pessoa. Para tanto, admite-se que as pessoas estão ordenadas conforme valores crescentes da renda, isto é,  $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ . Sendo  $z_a$  a linha absoluta de pobreza, admite-se que há  $p$  pessoas pobres, ou seja,  $x_p \leq z_a$  e  $x_{p+1} > z_a$ . Portanto, a proporção de pobres ( $H$ ) é:  $H = p / n$ . (1)

São utilizadas as linhas absolutas de pobreza estimadas para o Brasil por Rocha (2003), conforme a Tabela 2. Os valores das linhas de pobreza de cada região e estrato para 1991 foram convertidos de Cr\$ de agosto de 1991 para R\$ de julho de 2000 pelo INPC do IBGE. Com relação aos valores das linhas de 2000, utilizamos os valores das linhas de pobreza de 2001, convertendo-os pelo mesmo índice de R\$ de setembro de 2001 para R\$ de julho de 2000, uma vez que Rocha (2003) não os calcula para o ano de 2000. Além disso, utilizamos as linhas de pobreza da parte rural da região Nordeste para o mesmo estrato da região Norte. Para 1991, não é considerada a linha de pobreza de Goiânia, uma vez que Rocha (2003) não a apresenta para o ano de 2001.

**Tabela 2 – Linha de Pobreza para 1991 e 2000**

Regiões	Estratos	Linha de Pobreza	
		1991	2000
Norte	Belém	92,00	95,02
	Urbano	82,04	82,82
	Rural	51,60	49,37
Nordeste	Fortaleza	97,18	92,22
	Recife	145,40	133,95
	Salvador	120,81	121,88
	Urbano	85,47	81,86
	Rural	51,60	49,37
<i>Minas Gerais</i>			
	Belo Horizonte	107,13	115,60
	Urbano	72,02	77,72
	Rural	42,64	46,01
<i>Espírito Santo</i>			
	Urbano	72,02	77,72
	Rural	42,64	46,01
Sudeste	<i>Rio de Janeiro</i>		
	Metrópole	128,38	138,24
	Urbano	79,88	86,00
	Rural	58,31	62,78
<i>São Paulo</i>			
	Metrópole	153,83	172,38
	Urbano	98,30	110,15
	Rural	61,84	69,29
Sul	Curitiba	107,17	113,79
	Porto Alegre	83,76	88,19
	Urbano	71,69	75,84
	Rural	48,34	51,13
Centro-Oeste	Brasília	162,51	157,16
	Urbano	115,47	111,43
	Rural	66,32	63,99

Obs.: Valores em Reais (R\$) de julho de 2000.

Fonte: elaboração própria a partir de Rocha (2003)

Já a linha relativa de pobreza usa o conceito de relação entre um certo grupo considerado pobre, comparando-o com o total da população, assim estipula quantidade de indivíduos com renda inferior a um determinado valor corresponde a um percentual da renda média ou mediana, como por exemplo, 30% da renda média. Com isso, aquelas pessoas ou famílias que possuem renda abaixo deste determinado valor são identificadas como pobres. Como vantagem, leva em consideração aspectos distributivos que as pessoas possam valorar, porém tem como desvantagem o fato de sofrer alteração toda vez que houver uma mudança na distribuição de renda da população, não possibilitando observar se uma variação na pobreza é devido à alteração no valor da linha ou no nível de renda das pessoas. Para este trabalho, serão utilizadas três linhas relativas: 30% e 50% da renda média.

### 2.2.3 – Linha Híbrida de Pobreza

A escolha de uma linha híbrida não precisa ser necessariamente pura entre absoluta e relativa. É possível escolher uma linha híbrida entre as duas. Assim, a construção da linha híbrida de pobreza depende diretamente de indicadores absolutos e relativos de pobreza. Usando a exemplificação de Foster (1998) em que esta linha é uma ponderação geométrica destes indicadores, sua forma é:

$$z = z_r^\rho z_a^{1-\rho} \quad (2)$$

onde  $z$  é a linha híbrida de pobreza,  $z_r$  a linha relativa de pobreza,  $z_a$  a linha absoluta de pobreza e  $\rho$  é a elasticidade da linha de pobreza com respeito ao nível de renda, onde  $0 \leq \rho \leq 1$ .

Fisher (1995) chama  $\rho$  de elasticidade-renda da linha de pobreza, mostrando que com  $\rho=0$ ,  $z$  corresponde à linha absoluta de pobreza, e com  $\rho=1$ ,  $z$  é a linha relativa de pobreza. Com isso, o conceito da linha híbrida de pobreza transcende a questão entre linha absoluta ou relativa, passando para a discussão de quanto relativa deve ser a linha de pobreza (Foster, 1998). Portanto a decisão realmente relevante diz respeito ao valor de  $\rho$ .

Para a estimação da *Linha Híbrida de Pobreza*, é importante lembrar que a escolha da elasticidade-renda da linha de pobreza ( $\rho$ ) não é somente uma questão normativa, a partir de um simples julgamento se a melhor linha de pobreza para o Brasil é a absoluta ou relativa. Este trabalho estima econometricamente um valor para  $\rho$  que indica o quanto relativa é esta linha. Para tanto, tem como base Madden (2000) e o conceito de que um acréscimo de 1% na renda média ou mediana determina um aumento de  $\rho$  % na linha de pobreza (Foster, 1998).

Madden (2000), com base no conceito de privação de capacidade, estima uma elasticidade-renda da privação segundo uma formulação em que a variável dependente é o consumo observado e a variável independente é o gasto total domiciliar<sup>3</sup>. Com isso, busca estimar quanto varia a medida de privação (o consumo) com relação à renda que é representada pelo gasto total. Madden (2000) considera que esta elasticidade é um forte candidato ao valor de  $\rho$ . Desta forma, considera que se for possível identificar o conjunto de bens dos quais sua ausência constitui privação, então a elasticidade-renda deste conjunto de bens pode ser uma medida apropriada da elasticidade-renda da linha de pobreza. Ou seja, iguala a elasticidade-renda da linha de pobreza com a elasticidade-renda destes bens dos quais sua ausência na cesta de consumo indica privação.

Vale ressaltar que enquanto Madden (2000) utiliza uma abordagem em cross-section, medindo a elasticidade-renda entre as pessoas no mesmo período de tempo, Citro e Michael (1995) trabalha com uma série de tempo de gastos para uma família-padrão, visando a estimação de uma elasticidade para a atualização da linha de pobreza no tempo. Neste trabalho, utiliza-se uma metodologia semelhante a do primeiro, medindo a elasticidade-renda entre os estratos brasileiros nos anos de 1991 e 2000.

Por utilizar o Censo Demográfico do IBGE, este trabalho não tem por objetivo identificar esta cesta de bens e nem estimar esta elasticidade-renda de privação. Além disso, dado que o Censo não

<sup>3</sup> Madden (2000) utiliza três especificações:

(1)  $\log q_i = a + b \cdot \log x$ ; (2)  $q_i = a + b \cdot \log x$ ; (3)  $w_i = a + b \cdot \log x$ ;

onde  $q_i$  é o consumo do bem  $i$  pelo domicílio,  $w_i$  é a parcela do orçamento do bem em questão;  $x$  é o gasto total domiciliar,  $a$  é o termo constante e  $b$  é o coeficiente da variável explicativa.

possui informações detalhadas sobre gastos familiares, este trabalho usa uma especificação que não é exatamente a usada por Madden (2000). As elasticidades obtidas aqui são simplesmente o resultado das regressões da linha de pobreza de cada estrato sobre a respectiva renda familiar per capita, ou seja, a estimação da elasticidade-renda da linha de pobreza é direta, através da linha de pobreza calculada por Rocha (2003) através do consumo observado.

Assim, a estimação da elasticidade-renda da linha de pobreza seguirá o modelo duplo-log abaixo:

$$\log z_{ai,t} = \alpha_{i,t} + \rho_t \log y_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

onde  $z_{ai,t}$  é o valor da linha absoluta de pobreza do estrato  $i$  conforme a Tabela 2,  $y_{i,t}$  é a renda familiar per capita em  $t$ , e  $\varepsilon_{i,t}$  é o resíduo da equação. Com isso, temos o coeficiente  $\rho_t$  representando a elasticidade de  $z_{ai,t}$  em relação a  $y_{i,t}$ , ou seja, justamente a elasticidade-renda da linha de pobreza.

Desta forma, um coeficiente  $\rho_t$  elevado indicaria que a renda familiar per capita impacta bastante sobre a linha absoluta de pobreza, sendo um indício de que a linha de pobreza muda quase que proporcionalmente à uma mudança na renda média. Esta grande sensibilidade da linha de pobreza à renda significaria que esta linha possui características próximas de uma linha relativa de pobreza.

Para a estimação, utilizamos a metodologia proposta por Deaton (1997) para a ponderação pelos estratos, de forma a tornar a amostra representativa da população e considerando que cada estrato tem uma probabilidade diferente de ser selecionado na amostra nacional. Para tanto, aumenta-se o peso das observações sub-representadas e reduz-se o peso das sobre-representadas, através da probabilidade proporcional ao tamanho da população, dada por:

$$P_i = \frac{w_i}{\sum_{k=1}^n w_k} \quad (4)$$

onde  $P_i$  é a probabilidade do estrato  $i$  a ser selecionado,  $w_i$  é a população do estrato  $i$  e  $n$  é o número total de estratos. Observa-se que o denominador desta equação representa a população total do Brasil.

Vale destacar que a linha híbrida de pobreza obtida através da elasticidade-renda da linha de pobreza não significa uma linha de pobreza “original”, ou seja, válida para qualquer período de tempo. Esta linha híbrida representa uma forma alternativa de mensuração da pobreza num determinado período de tempo, uma vez que pode sofrer alterações no tempo devido a mudanças nas linhas absoluta e relativa e na elasticidade-renda da linha de pobreza.

#### 2.2.4 – Aplicabilidade da Linha Híbrida

Um dos principais objetivos ao se aplicar as linhas híbridas estimadas sobre a população brasileira é a obtenção do efeito marginal de cada atributo sobre a pobreza. Com isso, é possível comparar os resultados com os obtidos ao se aplicar as linhas absolutas de Rocha (2003). Para tanto, tomamos como base o estudo de Ferreira, Lanjouw e Neri (2000) em que se estima um modelo *probit* na regressão da probabilidade de ser pobre sobre variáveis demográficas, características domiciliares e do chefe do domicílio e dummies regionais. Para a estimação neste trabalho, utilizamos o nível individual, não considerando as variáveis domiciliares, inclusive de acesso a serviços públicos, pois entendemos que a direção da causalidade é mais provável de ser da pobreza para os atributos, ao invés do contrário.

Da mesma forma, para que seja possível a comparação dos resultados, também trabalhamos com um modelo *probit*, regredindo a probabilidade de ser pobre sobre os atributos pessoais e locais de cada indivíduo. A variável dependente é uma dummy indicando que o indivíduo tem ou não renda familiar per capita abaixo da linha híbrida de pobreza.

O intuito da aplicação do modelo *probit* é basicamente descritivo e os coeficientes obtidos são indicativos da correlação parcial de cada atributo com a probabilidade de ser pobre. O vetor de variáveis independentes compreende as seguintes variáveis:

- atributos pessoais (mulher, não-branco, idade e escolaridade);
- atributos locais (localização do domicílio: região metropolitana, unidade da federação e região urbana).

Nos atributos pessoais, há duas variáveis dummy (mulher e não-branco) e duas numéricas (idade e escolaridade). A variável mulher recebe o valor 0 (zero) se o indivíduo é do sexo masculino e 1 (um) se do feminino. A outra variável dummy (não-branco) é 0 (zero), se o indivíduo é da raça branca, e 1 (um), caso contrário. Já as variáveis numéricas, que são idade e escolaridade, indicam o número de anos completos de idade e de estudos, respectivamente. As variáveis locais são definidas de acordo com a Tabela A1 do Apêndice.

### 3 – Análise dos Resultados

#### 3.1 – Estimação da Linha Híbrida de Pobreza

As estimações das elasticidades-renda da linha de pobreza e das respectivas linhas de pobreza serão feitas a partir das informações por estrato de acordo com a abertura existente para a linha de pobreza absoluta apresentada na Tabela 2. A estimação a partir do modelo duplo-log da equação (3) resulta na elasticidade-renda da linha de pobreza ( $\rho$ ) para 1991 e 2000, conforme Tabela 3.

**Tabela 3 – Regressão em Logaritmo da Linha de Pobreza na Renda**

Variável	1991		2000	
	Coefficiente	Desvio-Padrão	Coefficiente	Desvio-Padrão
$\alpha_{i,t}$ constante	1,2032	0,3417	0,6353	0,4624
$\rho_t$ log (renda)	0,5977	0,0654	0,6712	0,0821
número de observações	26		26	
$R^2$	0,8139		0,7910	

Obs.: Todas as estimações usam White robusto para heterocedasticidade.

Observamos que a elasticidade-renda da linha de pobreza aumenta de 0,5977 em 1991 para 0,6712 em 2000. Contudo, efetuando o teste estatístico:

$$Z = \frac{(\rho_{1991} - \rho_{2000})}{(\sigma_{\rho_{1991}}^2 + \sigma_{\rho_{2000}}^2)^{0,5}}, \quad (5)$$

chegamos em  $|Z| = 0,70$ . Assim não podemos rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes  $\rho$  de 1991 e 2000 são igual estatisticamente.

Ao efetuarmos este teste, assumimos que a covariância entre os coeficientes de 1991 e 2000 é zero. Apesar de estarmos analisando amostras e períodos diferentes, a região em questão é a mesma. Assim, talvez esta covariância não seja zero. Para verificarmos se os coeficientes são estatisticamente iguais entre os dois períodos, considerando a existência de covariância diferente de zero, fazemos uma regressão de *Mínimos Quadrados Ordinários* com os dois anos. Nesta regressão, acrescentamos uma variável dummy de tempo e sua interação com o logaritmo da renda. Desta forma, consideramos a covariância no tempo e podemos verificar a significância do termo de interação, conforme apresentado na Tabela 4.

**Tabela 4 – Regressão em Logaritmo da Linha de Pobreza com 1991 e 2000**

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão
constante	0,6353	0,4624
log (renda)	0,6712	0,0821
dummy 91	0,5680	0,5750
dummy 91 * log (renda)	-0,0735	0,1050
número de observações	26	
$R^2$	0,8029	

Obs.: Todas as estimações usam White robusto para heterocedasticidade.



Observamos que o coeficiente da interação da dummy do ano de 1991 com o logaritmo da renda não é significativo. Portanto, mesmo considerando covariância no tempo, os coeficientes  $\rho$  de 1991 e 2000 não são estatisticamente diferentes.

Vale ressaltar que o intuito da Tabela 4 é testar a igualdade entre os coeficientes  $\rho$ . Apesar de ser possível calculá-los por esta tabela<sup>4</sup>, os coeficientes em cada período de tempo devem ser analisados pela Tabela 3, Isto se deve ao fato da regressão com os dois anos impor a restrição de que a variância dos resíduos é a mesma para ambos os períodos<sup>5</sup>, o que pode provocar diferenças entre os desvios-padrão dos coeficientes apresentados nas duas tabelas.

De acordo com Fisher (1995), quanto maior a elasticidade-renda, mais próxima da linha relativa de pobreza está a linha híbrida. Os pontos estimados indicam que a linha híbrida brasileira estaria mais próxima de 1 (um) do que de 0 (zero), levando à conclusão que a linha relativa de pobreza teria um peso pouco maior, com relação à absoluta, na mensuração da pobreza dos estratos brasileiros, uma vez que o expoente que eleva o termo da linha relativa é maior do que o da linha absoluta. Mas devemos ser cautelosos com esta conclusão, pois o coeficiente  $\rho$  de 1991 não é estatisticamente diferente de 0,5 embora o de 2000 seja estatisticamente diferente de 0,5.

Para se calcular as linhas híbridas de pobreza, pela equação (2), utilizamos as linhas absolutas da Tabela 2, as linhas relativas de pobreza de 30% e 50% da renda média de cada região e as elasticidades apresentadas na Tabela 2. Desta forma, através da ponderação geométrica das linhas absolutas e relativas, calculamos as linhas híbridas  $Zh30$  e  $Zh50$ , onde o número após as letras “Zh” indica o percentual da renda média utilizada no cálculo da linha relativa, conforme apresentado na Tabela 5.

<sup>4</sup> Na Tabela 4, o coeficiente  $\rho$  de 1991 é a soma dos coeficientes do termo  $\ln(\text{renda})$ , que é o coeficiente  $\rho$  de 2000, e do termo  $\text{dummy } 91 * \ln(\text{renda})$  que captura a diferença entre os coeficientes no tempo.

<sup>5</sup> Quando estimamos cada período separadamente, temos:

$$1991: \log z_a = \alpha_{01} + \rho_1 \cdot \log(y) + \varepsilon_1, \quad \varepsilon_1 \sim N(0, \sigma_1^2), \text{ e}$$

$$2000: \log z_a = \alpha_{02} + \rho_2 \cdot \log(y) + \varepsilon_2, \quad \varepsilon_2 \sim N(0, \sigma_2^2).$$

Quando estimamos através de uma regressão de *Mínimos Quadrados Ordinários* com os dois anos, temos:

$$\log z_a = \alpha_{02} + \rho_1 \cdot \log(y) + (\alpha_{01} - \alpha_{02}) \cdot d91 + (\rho_1 - \rho_2) \cdot d91 \cdot \log(y) + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

Como podemos observar, quando estimamos separadamente temos as variâncias dos resíduos  $\sigma_1^2$  e  $\sigma_2^2$  para 1991 e 2000, respectivamente. Já na regressão com os dois anos, a variância é  $\sigma^2$  independente do período.

No caso analisado neste trabalho, temos a Raiz quadrada da Média dos Quadrados dos Resíduos (RMQR) de 0,176 para 1991 e 0,173 para 2000. Sabemos que um estimador não-viesado da variância é dado por:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2. \text{ Assim, temos } \hat{\sigma}^2 = \frac{n \cdot RMQR^2}{n-2} \text{ onde } RMQR = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2}. \text{ Apesar de estarmos trabalhando com } n \text{ (número}$$

de observações) ponderado a partir de Deaton (1997), os valores de RMQR citados são indicadores da proximidade entre os valores de variância dos resíduos das regressões de 1991 e 2000. Assim, a hipótese de mesma variância para 1991 e 2000 não compromete o teste da Tabela 4.

**Tabela 5 – Linha Híbrida de Pobreza com Renda Média por Estrato**

Regiões	Estratos	1991			2000		
		Renda Média (RM)	Linha Híbrida (Zh)		Renda Média (RM)	Linha Híbrida (Zh)	
			RM por Estrato			RM por Estrato	
			Zh30	Zh50		Zh30	Zh50
Norte	Belém	277,78	86,72	117,68	294,31	90,45	127,44
	Urbano	202,82	68,62	93,12	225,83	72,38	101,98
	Rural	82,75	33,32	45,22	89,42	32,78	46,19
Nordeste	Fortaleza	215,29	76,13	103,31	277,09	86,01	121,19
	Recife	250,60	98,03	133,03	306,49	104,06	146,61
	Salvador	287,49	98,77	134,04	343,77	108,95	153,51
	Urbano	138,73	55,60	75,44	180,83	62,11	87,51
	Rural	51,64	25,14	34,11	62,17	25,69	36,19
<i>Minas Gerais</i>							
	Belo Horizonte	350,20	105,89	143,69	423,63	123,19	173,57
	Urbano	220,64	68,48	92,93	296,01	84,99	119,76
	Rural	82,95	30,90	41,94	125,15	40,14	56,56
<i>Espirito Santo</i>							
	Urbano	262,06	75,89	102,99	356,31	96,26	135,63
	Rural	89,49	32,34	43,88	154,97	46,33	65,28
Sudeste	<i>Rio de Janeiro</i>						
	Metrópole	376,29	118,88	161,33	513,61	148,68	209,49
	Urbano	243,72	75,77	102,82	354,05	99,09	139,62
	Rural	105,90	40,56	55,04	175,59	55,81	78,63
<i>São Paulo</i>							
	Metrópole	506,71	152,74	207,27	567,36	170,92	240,82
	Urbano	364,56	104,77	142,18	440,42	124,45	175,35
	Rural	159,34	53,02	71,95	222,49	67,57	95,21
Sul	Curitiba	406,37	115,75	157,08	502,29	137,39	193,59
	Porto Alegre	400,12	103,86	140,94	509,82	127,62	179,81
	Urbano	280,22	78,85	107,00	369,60	97,86	137,89
	Rural	118,77	40,28	54,66	192,26	55,44	78,11
Centro-Oeste	Brasília	524,27	159,36	216,26	632,51	178,35	251,29
	Urbano	266,44	92,68	125,77	329,65	102,85	144,92
	Rural	118,37	45,66	61,96	168,55	54,64	76,98
BRASIL		253,31		(*)	326,87		(*)

Obs.: (1) Valores em Reais (R\$) de julho de 2000.

(2) As colunas *Zh30* e *Zh50* indicam as linhas híbridas considerando linhas relativas de 30% e 50% da renda média, respectivamente.

Como Rocha (2003) não calcula uma linha absoluta de pobreza nacional, para o cálculo da incidência da pobreza no nível país, não calculamos linhas híbridas nacionais, uma vez que são a ponderação da linha absoluta com a linha relativa considerando renda média nacional.

Ao aplicarmos as linhas de pobreza sobre a população de cada estrato com a base de dados dos Censos, chegamos ao número de indivíduos com renda per capita abaixo destas linhas absolutas (*Za*) e híbridas (*Zh*) de pobreza, de acordo com a Tabela 6.

**Tabela 6 – Incidência da Pobreza com Renda Média por Estrato**

Regiões	Estratos	1991						2000							
		Linha Absoluta de Pobreza		Linha Híbrida de Pobreza				População Total	Linha Absoluta de Pobreza		Linha Híbrida de Pobreza				População Total
		n° de pobres	%	Zh30		Zh50			n° de pobres	%	Zh30		Zh50		
				n° de pobres	%	n° de pobres	%				n° de pobres	%	n° de pobres	%	
Norte	Belém	521	39,6	436	33,1	604	45,8	1.318	573	32,1	544	30,5	789	44,3	1.783
	Urbano	2.267	45,7	1.395	28,1	2.026	40,9	4.958	2.790	38,6	2.425	33,5	3.401	47,0	7.237
	Rural	2.307	63,0	1.624	44,3	2.148	58,6	3.665	1.974	51,6	1.451	37,9	1.910	49,9	3.827
Nordeste	Fortaleza	1.290	56,9	930	41,1	1.212	53,5	2.265	1.161	39,3	1.085	36,7	1.492	50,5	2.954
	Recife	1.855	65,2	1.300	45,7	1.616	56,8	2.845	1.651	49,8	1.319	39,8	1.765	53,2	3.317
	Salvador	1.308	53,5	1.011	41,3	1.298	53,1	2.447	1.223	40,9	1.091	36,5	1.503	50,3	2.989
	Urbano	11.658	64,2	6.023	33,2	8.485	46,7	18.167	10.888	45,9	8.300	35,0	11.505	48,5	23.724
	Rural	12.681	77,3	8.044	49,0	10.504	64,0	16.413	8.624	59,3	5.295	36,4	6.971	48,0	14.537
<i>Minas Gerais</i>															
	Belo Horizonte	1.257	37,1	1.009	29,8	1.412	41,7	3.388	1.211	25,4	1.318	27,6	1.980	41,5	4.777
	Urbano	2.730	32,5	1.848	22,0	2.883	34,3	8.392	2.164	22,1	2.383	24,4	3.577	36,6	9.779
	Rural	1.919	51,0	1.553	41,3	2.107	56,0	3.762	979	32,6	878	29,3	1.217	40,6	3.000
<i>Espírito Santo</i>															
	Urbano	528	27,7	404	21,2	624	32,8	1.906	439	17,9	578	23,6	898	36,6	2.450
	Rural	326	48,3	297	44,1	394	58,4	674	137	21,7	138	21,8	221	34,8	634
Sudeste	<i>Rio de Janeiro</i>														
	Metrópole	3.971	40,9	2.925	30,1	4.096	42,2	9.711	2.675	24,7	2.916	26,9	4.416	40,8	10.821
	Urbano	793	32,4	597	24,4	901	36,8	2.446	498	16,6	601	20,1	966	32,3	2.995
	Rural	289	55,1	259	49,5	333	63,6	523	130	26,7	109	22,3	179	36,7	489
	<i>São Paulo</i>														
	Metrópole	4.326	28,5	3.630	23,9	5.372	35,3	15.206	5.208	29,4	5.173	29,2	7.414	41,8	17.744
	Urbano	2.649	18,8	2.216	15,7	3.751	26,6	14.076	2.976	17,1	3.509	20,2	5.736	33,0	17.356
	Rural	727	37,9	756	39,4	1.040	54,2	1.919	392	23,6	384	23,2	614	37,0	1.658
Sul	Curitiba	494	25,0	426	21,6	652	33,0	1.972	529	19,6	680	25,1	1.029	38,0	2.704
	Porto Alegre	513	17,1	565	18,9	861	28,8	2.992	466	12,8	774	21,3	1.197	33,0	3.628
	Urbano	2.521	22,0	2.035	17,7	3.266	28,5	11.475	1.970	13,9	2.749	19,3	4.428	31,2	14.214
	Rural	2.228	40,7	2.093	38,3	2.840	51,9	5.471	930	21,1	997	22,6	1.495	34,0	4.403
Centro-Oeste	Brasília	627	40,1	566	36,1	748	47,8	1.565	657	32,5	740	36,6	966	47,7	2.023
	Urbano	2.803	46,1	1.716	28,2	2.563	42,1	6.082	2.486	30,7	2.266	28,0	3.402	42,1	8.087
	Rural	943	56,8	753	45,4	989	59,6	1.660	496	34,2	409	28,2	623	43,0	1.450
<b>BRASIL</b>		<b>63.533</b>	<b>43,7</b>	<b>44.413</b>	<b>30,6</b>	<b>62.725</b>	<b>43,2</b>	<b>145.296</b>	<b>53.228</b>	<b>31,6</b>	<b>48.111</b>	<b>28,5</b>	<b>69.692</b>	<b>41,3</b>	<b>168.577</b>

Obs.: (1) *n° de pobres* e *População Total* em milhares de habitantes.

(2) Os valores das colunas *n° de pobres* correspondem ao número de pessoas com renda familiar per capita abaixo da linha de pobreza considerada e os valores das colunas % são o percentual de pessoas pobres em relação ao total populacional de habitantes de cada estrato.

(3) As colunas *Zh30* e *Zh50* indicam os valores correspondentes às linhas híbridas considerando linhas relativas de 30% e 50% da renda média, respectivamente.

Observamos que a região Nordeste apresenta o maior percentual de indivíduos pobres. Já a região Sul possui o menor percentual de indivíduos com renda abaixo das linhas calculadas. Como os valores de elasticidade-renda são elevados, percebemos uma grande diferença entre as linhas híbridas de pobreza, que se apresentam entre as linhas absolutas e relativas, porém mais próximas destas últimas.

Na comparação entre os anos, o principal efeito evidenciado é a queda na incidência da pobreza. Contudo, alguns estratos brasileiros não mostram este comportamento. Vale destacar o estado de São Paulo que apresentou aumento da pobreza de aproximadamente 20% tanto na região metropolitana quanto na região urbana não metropolitana. Já a proporção de pobres da região rural mostrou uma queda acima de 30%. Vale ressaltar que, apesar desta queda significativa da pobreza na região rural, a pobreza não apresenta queda em São Paulo devido à pequena representatividade desta região no estado e ao fato da população rural ter apresentado redução no período, ao contrário da população urbana. Outros estratos que não apresentam redução da pobreza são Norte Urbano, Nordeste Urbano, Minas Gerais Urbano, Espírito Santo Urbano, Curitiba, Porto Alegre e Sul Urbano. Além disso, observamos que os estratos com maior renda per capita (Brasília e São Paulo) não mostram queda significativa da pobreza. Por outro lado, as regiões rurais dos estratos de Espírito Santo, Rio de Janeiro e Sul apresentam as maiores reduções da pobreza, com queda acima de 30% na proporção de pobres. Podemos destacar também dentre os estratos de regiões urbanas o Rio de Janeiro com queda de pelo menos 12% na pobreza. Por fim, com a aplicação de linhas híbridas de pobreza, o Brasil apresenta uma redução de 6,6% (com *Zh30*) e 4,2% (com *Zh50*) na incidência da pobreza, enquanto que com a linha absoluta a queda é de 27,8%. Isto se deve ao grande peso das linhas relativas na mensuração da pobreza, uma vez que por representarem o fator distributivo refletem o fato da desigualdade de renda no Brasil não ter apresentado redução entre os anos considerados.

### 3.2 – Aplicabilidade da Linha Híbrida de Pobreza

Para os anos de 1991 e 2000, usamos as linhas híbridas de pobreza estimadas a partir das linhas absolutas e relativas (de 30% e 50%). Assim, há três variáveis dependentes para cada ano: *pobre* (considerando linha absoluta de pobreza); *pobre30* (linha híbrida com linha relativa de 30%); e *pobre50* (linha híbrida com linha relativa de 50%).

Pela Tabela 7, observamos que o modelo probit com as variáveis propostas apresenta significância para a maioria delas.

**Tabela 7 – Resultados das Regressões do Modelo Probit com Linha Híbrida de Pobreza**

Variável Dependente:	1991						2000					
	pobre		pobre30		pobre50		pobre		pobre30		pobre50	
	Coefficiente	Desvio-Padrão	Coefficiente	Desvio-Padrão	Coefficiente	Desvio-Padrão	Coefficiente	Desvio-Padrão	Coefficiente	Desvio-Padrão	Coefficiente	Desvio-Padrão
Variáveis Independente:												
Intercepto	-0,2604	0,0004	-0,3420	0,0004	0,0712	0,0004	-0,0424	0,0004	0,0385	0,0004	0,4549	0,0004
Mulher	0,0686	0,0002	0,0698	0,0002	0,0673	0,0002	0,0647	0,0002	0,0667	0,0002	0,0660	0,0002
Não-Branco	0,3800	0,0003	0,3291	0,0003	0,3600	0,0002	0,3799	0,0002	0,3449	0,0002	0,3748	0,0002
Idade	-0,0090	0,00001	-0,0093	0,00001	-0,0091	0,00001	-0,0134	0,00001	-0,0131	0,00001	-0,0135	0,00001
Escolaridade	-0,0838	0,0000	-0,0754	0,0000	-0,0788	0,0000	-0,0729	0,0000	-0,0667	0,0000	-0,0711	0,0000
Reg.Metropolitana	0,0618	0,0001	0,0686	0,0001	0,0656	0,0001	0,1796	0,0003	0,2475	0,0003	0,2315	0,0003
Urbano	-0,2713	0,0003	-0,2573	0,0003	-0,2713	0,0003	-0,2025	0,0003	-0,3479	0,0003	-0,3239	0,0003
Dummy RO	0,3752	0,0013	0,2244	0,0013	0,1386	0,0013	-0,1715	0,0013	-0,1150	0,0012	-0,1595	0,0012
Dummy AC	0,4051	0,0021	0,1897	0,0021	0,1114	0,0021	0,1361	0,0018	-0,0048	0,0018	-0,0666	0,0018
Dummy AM	0,2318	0,0010	0,0262	0,0010	-0,0221	0,0010	0,3811	0,0008	0,1156	0,0009	0,0483	0,0008
Dummy RR	0,0300	0,0030	0,2157	0,0029	0,0957	0,0029	-0,0459	0,0025	-0,0696	0,0025	-0,1415	0,0024
Dummy PA	0,5497	0,0007	0,1909	0,0007	0,1596	0,0007	0,2336	0,0006	-0,0974	0,0006	-0,1291	0,0006
Dummy AP	0,0869	0,0026	0,0545	0,0026	0,0014	0,0025	0,1805	0,0020	0,1348	0,0020	0,0413	0,0019
Dummy TO	0,5123	0,0014	0,1709	0,0014	0,1273	0,0014	0,2575	0,0013	0,0255	0,0013	-0,0247	0,0013
Dummy MA	0,8365	0,0007	0,1513	0,0007	0,1280	0,0007	0,6178	0,0006	0,0688	0,0006	0,0132	0,0006
Dummy PI	1,0279	0,0009	0,3941	0,0009	0,3389	0,0009	0,5412	0,0008	0,1214	0,0009	0,0511	0,0008
Dummy CE	1,0795	0,0006	0,4524	0,0006	0,4189	0,0006	0,5214	0,0006	0,1039	0,0006	0,0557	0,0005
Dummy RN	0,7833	0,0009	0,2915	0,0009	0,2596	0,0009	0,3520	0,0008	0,0751	0,0009	0,0381	0,0008
Dummy PB	1,0232	0,0008	0,3629	0,0008	0,3263	0,0008	0,4663	0,0008	0,0648	0,0008	0,0244	0,0008
Dummy PE	1,0342	0,0006	0,4729	0,0006	0,4290	0,0006	0,5373	0,0005	0,1069	0,0005	0,0618	0,0005
Dummy AL	0,7487	0,0009	0,1697	0,0009	0,1441	0,0009	0,5358	0,0008	0,1133	0,0009	0,0540	0,0008
Dummy SE	0,5673	0,0011	0,1184	0,0012	0,0921	0,0011	0,3296	0,0010	-0,0182	0,0011	-0,0650	0,0010
Dummy BA	0,8558	0,0005	0,2893	0,0005	0,2520	0,0005	0,3928	0,0005	0,0014	0,0005	-0,0432	0,0004
Dummy MG	0,2517	0,0005	0,1344	0,0005	0,1152	0,0004	-0,0755	0,0004	-0,1118	0,0004	-0,1093	0,0004
Dummy ES	0,0995	0,0009	0,1093	0,0009	0,0674	0,0009	-0,2776	0,0009	-0,1175	0,0009	-0,1378	0,0008
Dummy RJ	0,4514	0,0005	0,2736	0,0005	0,2599	0,0005	-0,1050	0,0005	-0,0993	0,0005	-0,1054	0,0004
Dummy PR	0,1346	0,0006	0,1033	0,0006	0,0919	0,0005	-0,1434	0,0006	-0,0645	0,0005	-0,0581	0,0005
Dummy SC	-0,1220	0,0008	-0,0158	0,0008	-0,0577	0,0007	-0,4953	0,0008	-0,2373	0,0008	-0,2343	0,0007
Dummy RS	-0,0086	0,0006	0,0890	0,0006	0,0572	0,0005	-0,3081	0,0006	-0,1029	0,0005	-0,1313	0,0005
Dummy MS	0,5538	0,0010	0,3119	0,0011	0,3086	0,0010	0,2174	0,0010	0,1095	0,0010	0,1248	0,0010
Dummy MT	0,4841	0,0010	0,2245	0,0010	0,1904	0,0010	0,0798	0,0009	-0,0225	0,0009	-0,0069	0,0009
Dummy GO	0,5267	0,0007	0,2185	0,0008	0,2235	0,0007	0,1610	0,0007	-0,0060	0,0007	0,0184	0,0007
Dummy DF	0,7779	0,0012	0,7965	0,0012	0,7549	0,0011	0,3144	0,0010	0,4826	0,0010	0,3889	0,0010
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,1904		0,1068		0,1148		0,1662		0,1170		0,1227	
número de observações	145.296.144						168.576.958					

Considerando os coeficientes das estimações feitas, primeiramente percebemos que a variável *Mulher* tem coeficiente positivo e significante, quando controlamos pelas outras variáveis incluídas. Um indivíduo do sexo feminino tem uma maior probabilidade de ser pobre do que um do sexo masculino, quando controlamos pelas outras variáveis. Isto nos traz indícios de que, apesar dos esforços para a igualdade entre os gêneros, as mulheres ainda apresentam uma maior probabilidade de ser pobre, em relação aos homens. O mesmo ocorre com os indivíduos que não são da raça branca. Esta variável associada à raça mostra o efeito sobre a pobreza maior do que a variável de gênero. Mesmo controlando por variáveis, como escolaridade e localização regional, um indivíduo não-branco tende a ser mais pobre do que um branco.

A variável *Idade* indica que quanto mais velho é o indivíduo, menor a probabilidade de ser pobre. Isto provavelmente se deve ao efeito da acumulação de riqueza ao longo da vida e à relação crescente e

positiva entre idade e renda. Um resultado bastante intuitivo vem do fato de que a probabilidade de um indivíduo ser pobre também é menor quanto maior é a sua escolaridade.

Finalmente, o efeito dos atributos locais sobre a probabilidade de ser pobre tem um forte impacto. Os indivíduos que moram em regiões consideradas metropolitanas apresentam uma maior probabilidade de serem pobres. Provavelmente, este resultado está captando a forte influência das periferias das grandes cidades sobre o quadro de pobreza. Assim, apesar das regiões metropolitanas possuírem rendas per capita mais elevadas, isto não significa que merecem menos atenção com relação a políticas públicas de combate à pobreza. Já a dummy *Urbano* indica uma menor probabilidade para o indivíduo ser pobre. Analisando ambas as variáveis, percebe-se que a variável *Urbano* está captando o efeito do indivíduo residir numa região urbana, controlando pelas outras variáveis, inclusive pela variável *Região Metropolitana*. Assim, considera-se que a dummy *Urbano* está captando o efeito da residência em região urbana não metropolitana.

Com relação as dummies de estado, há uma grande variabilidade nos valores dos coeficientes das dummies de estado, apresentando tanto impacto positivo quanto negativo sobre a probabilidade de ser pobre. Claro que estes coeficientes estão em relação ao estado de São Paulo (SP), unidade federativa com elevada renda familiar per capita. Comparando os anos de 1991 e 2000, vários estados apresentam inversão no sinal de suas respectivas dummies, destacando-se Rondônia (RO), Roraima (RR), Minas Gerais (MG), Espírito Santo (ES), Rio de Janeiro (RJ) e Paraná (PR). Apesar de melhoria da situação em grande parte dos estados, o Amazonas (AM) e Amapá (AP) apresenta piora nos valores dos coeficientes de 1991 para 2000 para todas as linhas consideradas. Vale destacar ainda o estado de Santa Catarina (SC) que apresenta coeficientes negativos na maioria das linhas consideradas e, em contraste, o Distrito Federal que apresenta sempre coeficientes positivos.

Além da análise anterior, pode-se comparar os resultados obtidos utilizando as linhas híbridas estimadas anteriormente com a estimação do mesmo modelo probit considerando as linhas absolutas de pobreza de Rocha (2003). Como se pode observar, comparando os resultados das linhas híbridas e absolutas, os coeficientes das variáveis *Mulher*, *Não-Branco*, *Idade* e *Escolaridade* se mantêm praticamente inalterados à mudança do tipo de linha de pobreza considerada. O mesmo ocorre com a dummy *Urbano* e a dummy *Região Metropolitana* que mantêm o sinal positivo, mostrando para ambos os anos que os indivíduos que moram em regiões consideradas metropolitanas apresentam uma maior probabilidade de serem pobres. Como já citado, este resultado deve estar captando a forte influência das periferias das grandes cidades, por se caracterizarem como locais mais pobres nestas regiões. Mais uma vez, fica evidenciado a importância de políticas públicas de combate à pobreza nestas regiões.

Nesta análise, a principal alteração se encontra nos valores das dummies de estados, havendo alteração de sinal (positivo para negativo) nos coeficientes de muitos estados. Contudo, é importante lembrar que toda a análise é feita com relação a São Paulo que, pela evolução da quantidade de pessoas pobres que explicamos anteriormente, teve piora no seu quadro de pobreza. Assim, provavelmente esta piora no quadro de São Paulo e o fato deste estado ser referência no modelo *probit* contribuem para que os sinais dos coeficientes das dummies de muitos estados sejam negativos.

## 4 – Fatos Estilizados e Conclusões

Este trabalho analisa a pobreza no Brasil entre os anos de 1991 e 2000 dentro do âmbito da pobreza como insuficiência de renda. Para tanto, estima para diferentes regiões do Brasil a linha híbrida de pobreza. No seu cálculo, inicialmente se estima a elasticidade-renda da linha de pobreza absoluta. Pelas estimações desta elasticidade, observamos valores por volta de 0,6-0,7, indicando que as linhas híbridas calculadas com base nestas elasticidades, possuem características entre as linhas absolutas e relativas, com leve predominância das últimas na mensuração da pobreza no Brasil. Esta leve predominância das linhas relativas de pobreza indica que a renda familiar per capita têm impacto relevante sobre a linha absoluta de pobreza, indicando que a linha de pobreza se altera significativamente dada uma mudança na renda média.

Com isso, conclui-se que esta sensibilidade da linha de pobreza à renda é um indício que esta linha possui características próximas de uma linha relativa de pobreza. Entretanto, a metodologia adotada neste trabalho enfrenta a limitação do pequeno número de linhas de pobreza nas regiões e estratos, calculadas por Rocha (2003), as linhas híbridas de pobreza estimadas têm como base um único valor de elasticidade-renda da linha de pobreza para cada ano. Forçoso supor, portanto, que ela é igual para todas as regiões do país.

Madden (2000) obtém uma elasticidade-renda da linha de pobreza de 0,5 para a Irlanda, considerando um conjunto de bens básicos, duráveis, de moradia e secundários (como carro e telefone). Quando considera apenas bens básicos, a elasticidade-renda é de 0,7 em ambos os anos de 1987 e 1994. Citro e Michael (1995) apresenta a elasticidade dos Estados Unidos entre 0,65 e 0,80, dependendo da especificação utilizada. Além disso, levando em conta uma cesta de comida, roupas e moradia, e visando encontrar uma forma de atualizar a linha de pobreza norte-americana, estima uma elasticidade no tempo de 0,65 para o período de 1959 a 1991.

Assim como nas linhas absolutas, o estrato que apresenta o maior valor para a linha híbrida de pobreza é Brasília com R\$ 216,26 e R\$ 251,29, para 1991 e 2000, respectivamente<sup>6</sup>. Já o estrato do Nordeste Rural tem os menores valores de linha híbrida no País, para ambos os anos considerados. Apesar da linha absoluta a partir de Rocha (2003) ser maior em Brasília em 1991 e maior na região metropolitana de São Paulo em 2000, a linha híbrida não segue este comportamento, sendo sempre maior na primeira região em ambos os anos, evidenciando a influência da linha relativa no seu cálculo. Isto se deve ao fato da renda média de Brasília que maior do que a renda média da região metropolitana de São Paulo.

A utilização das linhas híbridas calculadas para a mensuração de pobreza mostra que houve uma melhoria do quadro de pobreza no Brasil entre os anos de 1991 e 2000. O mesmo ocorre aplicando a linha absoluta de pobreza. Este comportamento de queda da pobreza, segundo Lavinias (2005), parece se dever principalmente ao sucesso do plano de estabilização de 1994, o Plano Real.

Com relação à aplicabilidade destas linhas através de um modelo probit, a metodologia adotada tem base em Ferreira, Lanjouw e Neri (2000) que estima um modelo probit na regressão da probabilidade de ser pobre sobre variáveis demográficas, características domiciliares e do chefe do domicílio e dummies regionais.

A Tabela 8 mostra os resultados de Ferreira, Lanjouw e Neri (2000) que são apresentados em termos de efeito marginal da variável independente sobre a probabilidade de ser pobre, com base na PNAD do ano de 1996.

---

<sup>6</sup> Valores da linha híbrida de pobreza considerando uma linha relativa de 50%. Mesmo considerando a linha relativa de 30%, o estrato de Brasília apresenta os maiores valores de linha híbrida de pobreza.

Tabela 8 – Resultados das Regressões do Modelo Probit de Ferreira, Lanjouw e Neri (2000)

Variáveis	dF/dx	p-valor
<i>Variáveis Demográficas:</i>		
Número de moradores do domicílio	0,0838	0,000
(Número de moradores do domicílio) <sup>2</sup>	-0,0035	0,002
Proporção de pessoas com idade < 5 anos	0,7788	0,000
Proporção de pessoas com idade entre 5 e 15 anos	0,4635	0,000
Proporção de pessoas com idade > 65 anos	0,0050	0,949
<i>Características do Chefe de Domicílio:</i>		
Idade	0,0050	0,204
(Idade) <sup>2</sup>	-0,0001	0,176
Escolaridade	-0,0229	0,000
dummy Mulher	-0,0038	0,882
dummy Negro	-0,0304	0,445
dummy Mulato	0,0157	0,490
dummy Indígena	0,1870	0,183
dummy Empregado conta-própria	0,0970	0,153
dummy Desempregado ou Não-remunerado	0,0688	0,300
dummy Empregado	-0,0530	0,368
<i>Características do Domicílio e Acesso a Serviços:</i>		
Piso de terra batida na casa	0,1226	0,011
Número de quartos	-0,0676	0,000
Vias de terra batida fora da casa	0,0178	0,494
dummy Favela	0,0648	0,114
dummy Água encanada	-0,1129	0,001
dummy Eletricidade	-0,1374	0,008
dummy Telefone	-0,2281	0,000
<i>Dummies Regionais:</i>		
Região Metropolitana de Fortaleza	0,3603	0,000
Região Metropolitana de Recife	0,5325	0,000
Região Metropolitana de Salvador	0,4889	0,000
Região Metropolitana de Belo Horizonte	0,1249	0,002
Região Metropolitana de Rio de Janeiro	0,1973	0,000
Nordeste - outras regiões urbanas	0,5367	0,000
Nordeste - rural	0,3549	0,000
Sudeste - outras regiões urbanas	0,0909	0,025
Sudeste - rural	0,1940	0,001

Fonte: Ferreira, Lanjouw e Neri (2000).

Dadas as variáveis controladas na estimação da Tabela 8, destaca-se que o coeficiente da variável *Idade* é positivo e não significativo, que é contrário ao obtido pelas estimações neste capítulo. O mesmo ocorre com a variável *Mulher* que apresenta coeficiente negativo e não significativo. Já a escolaridade apresenta resultado semelhante em ambos os modelos. Outro resultado que se destaca é o sinal positivo de todos os coeficientes das dummies regionais, que são apresentadas em relação à região metropolitana de São Paulo. Considerando este fato, todas as regiões contribuem para o aumento da probabilidade de ser pobre, inclusive as dummies de outras regiões urbanas. Este resultado é bastante diferente do obtido neste capítulo, uma vez que a dummy de região urbana que capta o efeito da região urbana não metropolitana é negativo tanto em 1991 quanto em 2000. Além disso, as estimações feitas resultam em um efeito da região metropolitana positivo e pequeno em 1991 e negativo em 2000.

O modelo probit considerado neste este, em geral, apresenta resultados coerentes com a teoria econômica. Observamos que os indivíduos que não pertencem a raça branca ou que são mulheres apresentam uma maior probabilidade de serem pobres, destacando a raça que tem um impacto sobre a probabilidade da ordem de 5 a 6 vezes maior do que o sexo do indivíduo. Com efeito contrário está a idade e principalmente a escolaridade do indivíduos. Isto vem ao encontro da teoria econômica uma vez que o indivíduo com maior escolaridade, tende a ser tecnicamente mais capacitado, apresentando maior produtividade e recebendo um salário maior o que o distancia da pobreza.

Por fim, dados os resultados, este trabalho objetivou: estimar a elasticidade-renda da linha de pobreza; estimar a Linha Híbrida de Pobreza; e aplicá-la sobre a população para encontrar o impacto de determinadas características sobre a probabilidade de um indivíduo ser pobre. Com isso, almeja-se oferecer uma significativa contribuição para o debate entre políticas públicas com estratégias de combate à pobreza focadas no crescimento econômico e na distribuição de renda.

## Apêndice A – Modelo Hedônico

Neste apêndice, é apresentada a metodologia para a atribuição de um valor monetário mensal aos indivíduos que declaram possuir casa própria. Na teoria econômica, a casa própria é frequentemente considerada como um bem durável, caracterizado por seus diversos atributos que podem ser analisados independentemente. Esta abordagem é conhecida na literatura como modelos de preços implícitos ou hedônicos, em que preços hedônicos podem ser interpretados como os preços que refletem o fluxo de retornos dos atributos de uma determinada propriedade.

A estimação do modelo neste trabalho se baseia em Morais e Cruz (2003), contudo impondo algumas restrições quanto às variáveis devido às diferenças de conceituação entre as bases de dados da PNAD e do Censo, visando homogeneizá-las. No Censo de 1991, há a informação sobre o valor mensal pago de aluguel. Já o Censo de 2000 não apresenta esta informação sobre o aluguel pago, incorrendo na necessidade de utilização da base de dados das PNAD's de 1999 e 2001. Assim, estimamos o aluguel implícito para cada ano e fazemos a imputação deste no Censo do respectivo ano, resultado numa previsão de aluguel.

Primeiramente, tanto no Censo quanto na PNAD, trabalha-se somente com os indivíduos que pagaram aluguel no mês de referência, convertendo este valor para julho de 2000, de acordo com o INPC. São considerados apenas os domicílios classificados como particulares permanentes, desconsiderando conseqüentemente os particulares improvisados e os coletivos. A variável dependente do modelo é o aluguel mensal do domicílio, que pode ser considerada uma proxy do valor do imóvel. Vale destacar que a regressão para 1991 tem duas variáveis a mais (*Paredes* e *Telhado*) devido ao fato de somente o Censo de 1991 e as PNAD's apresentarem informações por elas.

Além disso, no Censo de 1991, com relação aos imóveis declarados como próprios pelos indivíduos são utilizadas apenas as informações de imóveis com construção e terreno próprios. Em 1991 não há a abertura sobre a situação do imóvel com relação ao fato de estar quitado ou não. Já no Censo de 2000, esta abertura existe, sendo considerados apenas os imóveis declarados como próprios e quitados. Esta falta de abertura da informação sobre a quitação do imóvel em 1991 pode provocar um erro de considerar um imóvel, em que o proprietário ainda o está pagando, como um ativo do indivíduo. Contudo, para este ano, consideramos a hipótese de que todos os domicílios caracterizados como imóveis declarados pelos indivíduos como próprios são ativos e devem ser considerados na renda per capita.

Apesar das limitações das bases de dados do Censo e PNAD para um estudo sobre condições de moradia, estas bases de dados são amostras nacionais representativas que permitem estudar as condições de moradia e aproveitar os resultados para o foco deste trabalho, que é o estudo sobre a redução da pobreza com a base de dados do Censo.

O aluguel implícito, calculado a partir da regressão hedônica, representa o quanto de renda o indivíduo tem, além da sua renda com o trabalho, por possuir um imóvel. Desta maneira, é possível diferenciar dois indivíduos com rendas iguais recebidas na mesma periodicidade, quando um possui um imóvel e o outro não. É claro, neste caso, que o indivíduo possuidor de imóvel é mais rico, devido não somente à posse do imóvel, mas também ao fato de poder economizar a correspondente despesa de aluguel. Tal metodologia não está livre de problemas, uma vez que o mercado de alugueis no Brasil apresenta várias imperfeições, estando bastante regulado e sendo pequeno em termos mundiais.

Para definir os atributos da unidade domiciliar, consideramos os seguintes aspectos: tamanho da unidade (número de quartos e outros cômodos); qualidade da estrutura física (paredes e telhado); acesso a serviços públicos (água, esgoto, coleta de lixo e eletricidade); condições de vida (existência de banheiro exclusivo); e atributos locais (onde o domicílio se localiza: região metropolitana, unidade da federação e região urbana). Conforme a Tabela A1, são efetuadas três regressões: linear; log-linear; e duplo-log.



Tabela A1 – Regressão Hedônica

Ano:	1991						2000					
Modelo:	Linear		Log-Linear		Duplo-Log		Linear		Log-Linear		Duplo-Log	
Variável Dependente:	Aluguel		Ln(Aluguel)		Ln(Aluguel)		Aluguel		Ln(Aluguel)		Ln(Aluguel)	
	Coefficiente	desvio-padrão	Coefficiente	desvio-padrão	Coefficiente	desvio-padrão	Coefficiente	desvio-padrão	Coefficiente	desvio-padrão	Coefficiente	desvio-padrão
Variáveis Independente:												
Intercepto	75,279	0,844	2,572	0,006	2,749	0,007	51,367	0,577	3,034	0,004	3,321	0,004
Casa	-127,891	0,316	-0,507	0,001	-0,536	0,001	-117,861	0,167	-0,467	0,0004	-0,472	0,0004
Quartos	45,196	0,149	0,166	0,0005			52,305	0,090	0,208	0,0002		
Ln(Quartos)					0,286	0,001					0,357	0,0004
Outros Cômodos	47,435	0,120	0,161	0,0003			46,333	0,085	0,150	0,0002		
Ln(Outros Cômodos)					0,508	0,001					0,535	0,0004
Paredes	-5,759	0,340	0,236	0,003	0,242	0,004						
Telhado	-1,127	0,544	0,030	0,004	0,022	0,004						
Banheiro	-27,564	0,213	0,070	0,001	0,026	0,001	-24,264	0,291	0,119	0,001	0,016	0,001
Água	-6,766	0,183	0,315	0,001	0,317	0,001	-6,625	0,158	0,306	0,001	0,292	0,001
Esgoto	20,566	0,151	0,205	0,001	0,207	0,001	37,554	0,087	0,337	0,0005	0,341	0,0005
Lixo	27,798	0,146	0,342	0,001	0,353	0,001	32,677	0,188	0,432	0,001	0,440	0,001
Eletricidade	-17,409	0,316	0,366	0,003	0,354	0,004	-21,850	0,449	0,319	0,003	0,260	0,004
Região Metropolitana	73,112	0,194	0,359	0,001	0,357	0,001	100,175	0,125	0,437	0,0003	0,451	0,0003
Urbano	32,694	0,374	0,542	0,004	0,567	0,004	29,819	0,212	0,263	0,001	0,246	0,001
Dummy RO	-56,180	0,745	-0,160	0,004	-0,150	0,004	-73,730	0,497	-0,330	0,002	-0,318	0,002
Dummy AC	-35,398	1,565	-0,140	0,015	-0,150	0,018	2,542	1,326	0,021	0,005	0,087	0,005
Dummy AM	60,711	1,344	0,397	0,004	0,405	0,004	-49,409	0,604	-0,339	0,003	-0,316	0,003
Dummy RR	31,840	2,244	0,389	0,009	0,443	0,010	-55,831	1,068	-0,227	0,006	-0,184	0,006
Dummy PA	-61,794	0,582	-0,308	0,004	-0,317	0,004	-91,716	0,264	-0,413	0,001	-0,405	0,001
Dummy AP	44,315	2,503	0,455	0,011	0,449	0,012	3,839	1,348	0,068	0,005	0,075	0,005
Dummy TO	-25,394	1,165	0,141	0,005	0,156	0,006	-76,649	0,463	-0,294	0,003	-0,279	0,003
Dummy MA	-74,381	0,561	-0,254	0,004	-0,257	0,004	-118,769	0,327	-0,565	0,002	-0,558	0,002
Dummy PI	-118,786	0,657	-0,673	0,004	-0,663	0,004	-152,964	0,298	-0,792	0,002	-0,776	0,002
Dummy CE	-138,622	0,364	-0,731	0,002	-0,716	0,002	-159,006	0,183	-0,797	0,001	-0,785	0,001
Dummy RN	-74,302	0,518	-0,422	0,003	-0,414	0,004	-95,965	0,222	-0,522	0,001	-0,517	0,001
Dummy PB	-93,920	0,476	-0,640	0,003	-0,628	0,003	-117,985	0,237	-0,678	0,002	-0,660	0,002
Dummy PE	-113,471	0,400	-0,570	0,002	-0,565	0,002	-148,030	0,189	-0,667	0,001	-0,680	0,001
Dummy AL	-70,395	0,477	-0,237	0,003	-0,245	0,003	-99,381	0,247	-0,497	0,001	-0,505	0,001
Dummy SE	-63,890	0,568	-0,198	0,004	-0,183	0,004	-115,915	0,286	-0,614	0,002	-0,603	0,002
Dummy BA	-104,404	0,352	-0,529	0,002	-0,528	0,002	-133,715	0,185	-0,672	0,001	-0,683	0,001
Dummy MG	-92,093	0,262	-0,386	0,001	-0,377	0,001	-122,239	0,136	-0,490	0,0005	-0,492	0,0005
Dummy ES	-88,794	0,473	-0,330	0,003	-0,331	0,003	-114,804	0,234	-0,505	0,001	-0,504	0,001
Dummy RJ	-92,931	0,296	-0,443	0,001	-0,457	0,001	-36,196	0,216	-0,188	0,000	-0,211	0,0005
Dummy PR	-89,950	0,295	-0,386	0,001	-0,371	0,001	-115,348	0,164	-0,490	0,001	-0,492	0,001
Dummy SC	-76,433	0,435	-0,260	0,003	-0,241	0,003	-97,636	0,220	-0,320	0,001	-0,311	0,001
Dummy RS	-110,320	0,317	-0,445	0,001	-0,447	0,001	-114,986	0,173	-0,421	0,001	-0,431	0,001
Dummy MS	-40,508	0,540	-0,066	0,003	-0,056	0,003	-61,885	0,287	-0,205	0,001	-0,194	0,001
Dummy MT	-24,390	0,634	0,075	0,003	0,089	0,003	-48,300	0,353	-0,176	0,002	-0,168	0,002
Dummy GO	-39,612	0,366	-0,009	0,002	0,000	0,002	-83,852	0,168	-0,332	0,001	-0,333	0,001
Dummy DF	73,131	0,971	0,330	0,002	0,344	0,002	-40,092	0,453	-0,236	0,001	-0,231	0,001
R <sup>2</sup> ajustado	0,3771		0,4639		0,4406		0,4498		0,5926		0,5827	
n (número de observações)	5.381.018		5.381.018		5.222.062		12.203.280		12.203.280		12.106.566	

Obs.: (1) A Dummy SP (Estado de São Paulo) foi retirada da regressão para evitar o problema de multicolinearidade perfeita. Portanto, é a variável de estado referência.

(2) Todas as estimações usam White robusto para heterocedasticidade.

O modelo que apresenta coerência econômica e maior R<sup>2</sup> é o Log-Linear. Os serviços de infraestrutura urbana analisados indicam um efeito positivo sobre o valor do aluguel. Assim, políticas públicas com foco em infra-estrutura possuem um impacto redistributivo significativamente positivo. Com efeito oposto, destaca-se as dummies locais, indicando que o aluguel no estado de São Paulo é mais caro que na maioria dos estados brasileiros.

## Referências Bibliográficas

- Citro, Constance F. e Robert T. Michael. 1995. *Measuring Poverty: A New Approach*. Washington D.C.: National Academy Press.
- Civardi, Marisa e Enrica Martinetti. 2004. *Poverty Between and Within Groups: a Reformulation of the FGT Class of Index*. Quaderni del Dipartimento di Economia Pubblica e Territoriale, n° 3/04.
- Corseuil, C. H. e M. N. Foguel. 2002. *Uma Sugestão de Deflatores para Rendas Obtidas a Partir de Algumas Pesquisas Domiciliares do IBGE*. Texto para Discussão, no 897. Rio de Janeiro: Ipea.
- Deaton, Angus. 1997. *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. Washington D.C.: The World Bank.
- Ferreira, Francisco, Peter Lanjouw e Marcelo Neri. 2000. *A New Poverty Profile for Brazil Using PPV, PNAD and Census Data*. Texto para Discussão n°418. Rio de Janeiro: PUC.
- Fields, Gary. 2001. *Distribution and Development: A New Look at the Developing World*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Fisher, Gordon. 1995. *Is There Such a Thing as an Absolute Poverty Line Over Time?* Washington D.C.: U.S. Department of Health and Human Services.
- Foster, James. *Absolute versus Relative Poverty*. 1998. The American Economic Review, 88, n° 2.
- Foster, J. e A. Shorrocks. 1988. *Poverty Orderings*. *Econometrica*, 56 (1): p.173-177.
- Foster, J., J. Greer e E.Thorbecke. 1984. *A Class of Decomposable Poverty Measures*. *Econometrica*, 52 (3): p.761-766.
- Hoffmann, Rodolfo. 1998. *Distribuição de Renda: Medidas de Desigualdade e Pobreza*. São Paulo: EDUSP.
- Kilpatrick, Robert W. 1973. *The Income Elasticity of the Poverty Line*. The Review of Economics and Statistics. 55(3): p. 327-32.
- Lavinas, Lena. 2005. *A Melhor Linha de Pobreza para o Brasil*. Rio de Janeiro: IE/UFRJ.
- Madden, David. 2000. *Relative or Absolute Poverty Lines: A New Approach*. Review of Income and Wealth, 46: p.181-199.
- Morais, Maria da Piedade e Bruno de O. Cruz. 2003. *Demand for Housing and Urban Services in Brazil: A Hedonic Approach*. Texto para Discussão n°946. Brasília: IPEA.
- Ravallion, Martin. 1994. *Poverty Comparisons*. Harwood Academic Publishers.
- Rocha, Sonia. 2003. *A Pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro, FGV.
- Rocha, Sonia. 1997. *Do Consumo Observado à Linha de Pobreza*. Pesquisa e Planejamento Econômico. IPEA. 27(2): p.313-52.
- Sen, Amartya. 1999. *Development as Freedom*. New York, Alfred A. Knopf.
- Short, Kathleen, J. Iceland e J. Dalaker. 2002. *Defining and Redefining Poverty*. Washington D.C.: U.S. Census Bureau.
- Souza, André Portela Fernandes de. 2004. *Por um Política de Metas de Redução da Pobreza*. São Paulo em Perspectiva, 18(4): 20-27.
- Takagi, Maya, José Graziano da Silva e Mauro Del Grossi. 2001. *Pobreza e Fome: em Busca de uma Metodologia para Quantificação do Problema no Brasil*. Texto para Discussão n°101. Campinas: IE/UNICAMP.
- Varian, Hal R. 2002. *Microeconomia: Princípios Básicos*. Ed. Campus.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2003. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Mason, Ohio: Thomson – South Western.