

# Déficit habitacional e desigualdade da renda familiar no Brasil\*

Fernando Garcia<sup>§</sup>  
André Marques Rebelo<sup>□</sup>

## RESUMO

Este artigo apresenta um modelo de investimento habitacional simples, baseado em Rebelo (1998a e 1998b), o qual é empregado para avaliar a influência da desigualdade da distribuição de renda familiar sobre a probabilidade de pertinência ao déficit habitacional brasileiro no ano de 1998. Para estimar o déficit habitacional foram empregados a metodologia desenvolvida por Gonçalves (1997) e os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 1998. Uma vez que a medida de déficit habitacional é discreta (0,1), quando se trata de observações individuais, e contínua no intervalo entre 0 e 1, para os agregados regionais, as estimativas de elasticidade são realizadas com base em modelos *logit* e logístico. A análise econométrica, ao indicar que a distribuição da renda é variável fundamental na explicação dos determinantes do déficit habitacional, fornece elementos importantes para a discussão de políticas habitacionais. Em particular, ela nos permite estimar o volume de transferências necessárias à erradicação do déficit habitacional.

**Palavras-chave:** demanda habitacional, déficit habitacional, distribuição de renda, políticas habitacionais.

## ABSTRACT

This paper presents a simple housing investment model, which is based on developments made by Rebelo (1998a, 1998b), in order to analyze the influence of household income inequality on the probability of a family to belong to the Brazilian housing deficit. This deficit is estimated according to the methodology developed by Gonçalves (1997) and it uses data from the National Survey of Household Samples (PNAD) of 1998. Since the housing deficit is a binary measure (0,1), for individual cases, and a continuous measure in the 0-1 range, for the cases of regions means, the elasticity estimates are based on *logit* and logistic models. The econometric analysis supplies important elements to the discussion of housing policies in Brazil, considering that it stresses the strong influence of income inequality on housing deficit. In special, this analysis allow us to estimate the amount of subsidies needed to eradicate the Brazilian housing deficit.

**Key words:** housing demand, housing deficit, income distribution, housing policies.

**JEL classification:** R21

---

\* Agradecemos os comentários e sugestões de Maria Carolina da Silva Leme, Ana Maria Castelo, Rogério César de Souza, Samir Cury e Andrea Camara Bandeira dirigidos a versões preliminares deste estudo. Também somos gratos aos pareceristas anônimos desta revista, os quais forneceram valiosas sugestões. Não obstante, qualquer erro ou omissão que tenha restado é de nossa inteira responsabilidade.

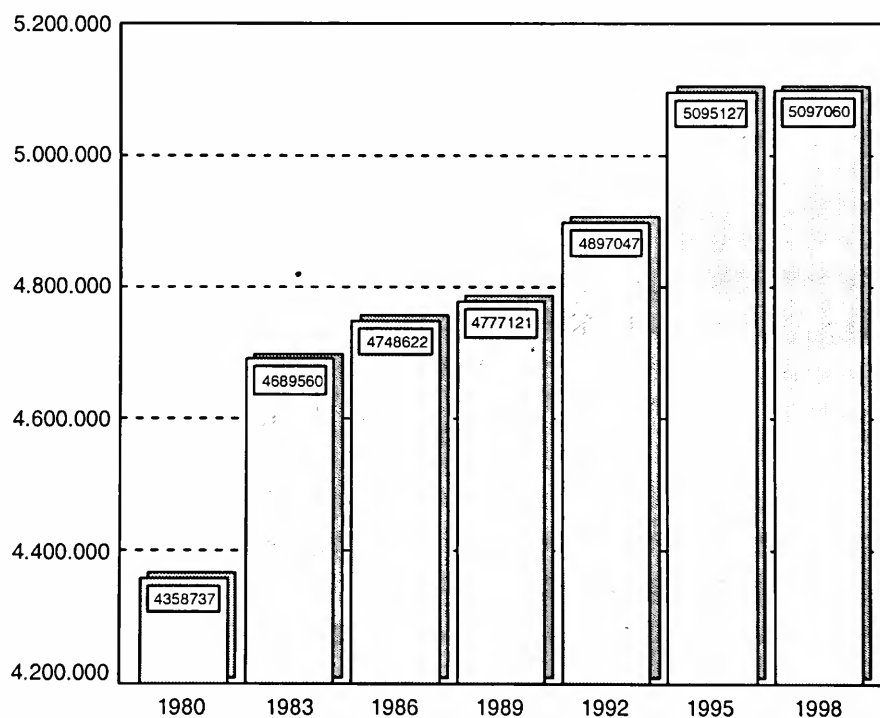
§ Professor Adjunto da Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas.

□ Mestre pela Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas e Assessor Econômico da FIESP.

## 1 Introdução

O déficit habitacional é, sem dúvida alguma, um dos problemas sociais mais graves do Brasil. Segundo estimativas de Gonçalves (1997a), baseadas na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD, o número de famílias que não dispunham de habitação condigna<sup>1</sup> passou de 4,476 milhões, em 1981, para 5,095 milhões em 1995.<sup>2</sup> Estimativas próprias do déficit habitacional, construídas com base nas estatísticas da PNAD de 1998, e que empregam a mesma metodologia de Gonçalves (1997a e 1997b), mostram um quadro de estagnação: em 1998, o déficit habitacional ainda atingia cifras elevadas (5,097 milhões), tendo regredido apenas o número de famílias em habitações inadequadas - de 2,025 milhões, em 1995, para 1,791 milhão em 1998.<sup>3</sup> O Gráfico 1 ilustra essa evolução no período 1980 a 1998, considerando intervalos de três anos.

**Gráfico 1**  
**Evolução do Déficit Habitacional Brasileiro**



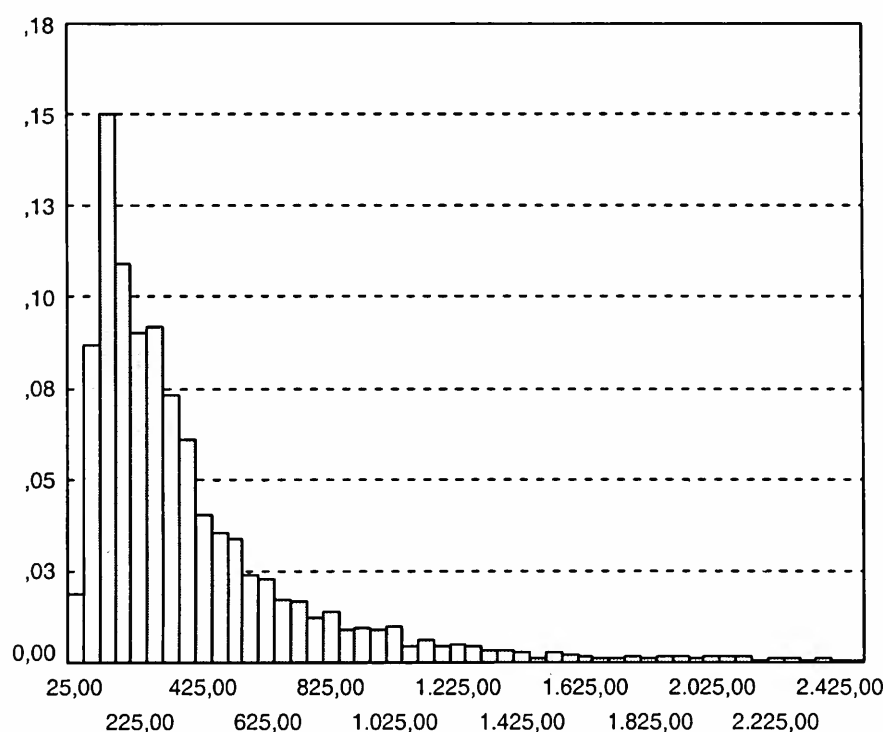
Fonte: Gonçalves (1997a) e cálculos próprios, com base em FIBGE (1998).

- 1 O conceito de déficit habitacional empregado por Gonçalves (1997a e 1997b) inclui as habitações inadequadas moradias improvisadas, rústicas (habitações feitas com material de parede inadequado) e os cômodos alugados ou cedidos - e as moradias em que há coabitação - mais de uma família no domicílio.
- 2 Apesar do crescimento em termos absolutos, o déficit relativo, ou seja, a razão entre o número de famílias no déficit habitacional e o total de domicílios, regrediu em igual comparação. Em 1981, o déficit relativo era de 17,2% e em 1995 atingia 13,1%.
- 3 A Tabela A.1, anexa, apresenta essas estatísticas em detalhes, sua decomposição e sua distribuição por unidade da federação brasileira em 1998.

Esse problema é fruto, ao menos em parte, da estrutura de financiamento habitacional cristalizada no Sistema Financeiro da Habitação (SFH), o qual não foi sequer capaz de financiar a quarta parte da demanda por habitação nos últimos trinta anos. (Castelo, 1997)<sup>4</sup> Segundo a opinião de alguns autores (Pontual, 1995; Castelo, 1997; Gonçalves, 1997a; e Rebelo, 1998a), em mais de trinta anos de operação a atuação do SFH tampouco foi justa, do ponto de vista social, porquanto o sistema acabou se especializando no financiamento de habitações voltadas para famílias de renda média e média-alta, inclusive com aportes de subsídios implícitos e não previstos.

Porém, o principal fator determinante do déficit habitacional é, sem dúvida, a carência de renda das famílias que a ele pertencem. As estimativas de Gonçalves (1997b) indicam que havia, em 1995, elevadíssima concentração do déficit habitacional nos estratos com renda inferior a cinco salários mínimos - mais de 90%, no caso de moradias rústicas. O Gráfico 2, que traz a distribuição do déficit em 1998 por faixa de renda familiar, corrobora essa idéia. Nesse ano, a renda média das famílias pertencentes ao déficit habitacional era de R\$ 270,43 por mês, sendo que quase 60% dessas unidades domiciliares possuía renda familiar inferior a R\$ 500,00 mensais.

**Gráfico 2**  
**Distribuição do Déficit Habitacional por Faixa de Renda Familiar (R\$), 1998**



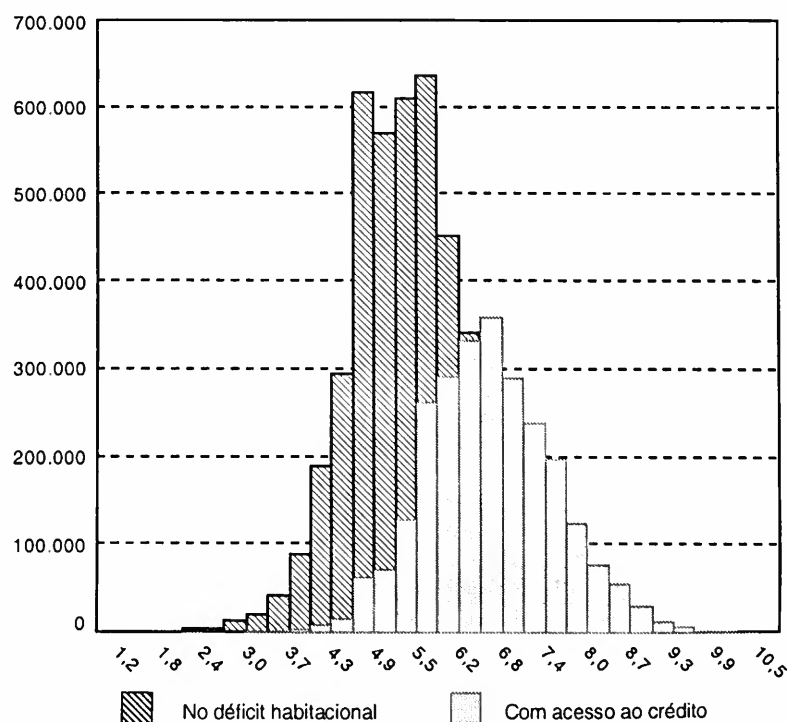
Fonte: FIBGE (1998). Cálculos próprios.

4 A ausência ou a precariedade de políticas regionais e locais também contribuiu para isto.

Outro ponto que chama a atenção é o fato de as evidências mostrarem a incapacidade de a política habitacional permitir o acesso dos pobres ao crédito. Uma rápida observação da distribuição da população com acesso efetivo ao crédito habitacional - obtida a partir da variável V0207 da PNAD (domicílios próprios ainda pagando) - e da distribuição da população no déficit habitacional, ambas com base nas informações na PNAD de 1998, nos permitem verificar diferenças significativas de perfil econômico das duas populações. A renda familiar média da população com acesso ao crédito habitacional era de R\$ 897,85 naquele ano, ao passo que a renda familiar média da população no déficit habitacional era de apenas R\$ 270,43, como já mencionado. Ou seja, a população com acesso ao crédito habitacional tinha, em média, uma renda familiar 3,3 vezes maior do que a das famílias no déficit habitacional.

O histograma das duas distribuições, apresentado no Gráfico 3, reforça essa evidência: claramente, o crédito habitacional é destinado, em sua maior parte, à população de maior renda.<sup>5</sup> A PNAD de 1998 também revela que das 5 milhões de famílias no déficit habitacional, apenas 3,9% estava morando em domicílio próprio ainda sendo pago, ou seja, em uma moradia cuja aquisição recebeu crédito habitacional. Nesse sentido, como a probabilidade de obter crédito está positivamente associada à renda, a própria desigualdade de renda acaba promovendo a distribuição concentrada do crédito habitacional.

**Gráfico 3**  
**Distribuições das Famílias Brasileira no Déficit Habitacional e daquelas com Acesso ao Crédito, por Faixa de Renda Familiar (ln), 1998**



Fonte: FIBGE (1998). Cálculos próprios.

5 Os valores de renda familiar estão em escala logarítmica natural para facilitar a visualização.

O presente estudo procura identificar e analisar as variáveis econômicas que afetam o déficit habitacional brasileiro. Para tal, apresenta-se um modelo dinâmico, de equilíbrio parcial, que analisa os determinantes do investimento habitacional (seção 2). Este modelo, baseado nas hipóteses de mercado de capitais perfeito e demanda determinada pela renda permanente, pela taxa de juros e pelo crescimento populacional, permite estabelecer uma relação teórica entre o nível de renda (e a desigualdade de sua distribuição) e o déficit habitacional. Com base no modelo, e na hipótese de segmentação do mercado imobiliário, são estabelecidas regras de agregação que separam a população em duas classes: a das famílias que têm suas necessidades habitacionais satisfeitas e as que não as têm. Essa relação, embora intuitiva, não havia sido explorada pela literatura até então.<sup>6</sup>

Na seqüência (seção 3), são apresentadas as estatísticas brasileiras de déficit habitacional para o ano de 1998, e estima-se, por meio de modelos *logit*, em que medida o nível de renda familiar e a desigualdade de sua distribuição - medida pelo índice de Gini - afetam a probabilidade de determinada família pertencer ao déficit. Nesta análise, as unidades da federação são usadas como observações. Ainda na mesma seção são empregados os microdados da PNAD em regressões logísticas, que relacionam o fato de uma família pertencer ao componente de inadequação, ao de coabitação e ao déficit, com sua renda permanente - renda corrente e acumulada, que é aproximada pela disponibilidade de eletrodomésticos e pela idade média dos chefes de família. Também são considerados aspectos como a localização geográfica - unidades da federação e tipo de região (rural, urbana ou metropolitana) -, o adensamento populacional do domicílio (número de moradores) e a idade do chefe de família. O artigo encerra com algumas considerações sobre política habitacional, com destaque para a estimação do volume de recursos necessários à extinção do déficit habitacional brasileiro.

## 2 Investimento residencial

Para se analisar os fatores que afetam o déficit habitacional é necessário, antes de tudo, identificar as variáveis-chave do mercado habitacional. Nesta seção é apresentado um modelo dinâmico de equilíbrio parcial, baseado em Rebelo (1998a e 1998b), que analisa os fatores determinantes do investimento habitacional. Este modelo, inspirado nas abordagens tradicionais

---

6 A esses dois fatores poder-se-ia acrescentar o fato de que há restrição de crédito às famílias de baixa renda, algo que não é tratado neste artigo. Contudo, como se viu, a própria distribuição do crédito habitacional no Brasil parece estar associada à distribuição da renda, o que nos permite desconsiderar essa questão. Sobre esse assunto, veja Neri e Carvalho (1998), que discutem a distribuição do crédito por faixa de renda com base em dados do extinto Banco Nacional da Habitação (BNH).

da literatura sobre investimento imobiliário - Muth (1960) e Muth e Goodman (1989) -, considera que o mercado de serviços habitacionais - o fluxo derivado de determinado estoque de capital habitacional - é, por hipótese, homogêneo (de mesma qualidade, localização etc.).<sup>7</sup> O bem-estar de uma família é, por construção, função crescente do estoque de capital em sua posse.

Supõe-se que a economia possui, a cada instante do tempo,  $N_t$  famílias com preferências iguais, as quais crescem a uma taxa constante  $\mu$ . A demanda por imóveis da família representativa depende diretamente de sua renda permanente e inversamente do valor do serviço do estoque de capital, o qual é chamado de aluguel. Assim, a demanda por aluguel de moradias é dada pela equação linear a seguir:

$$k_t^d = \alpha_t y_t^p - \beta R_t \quad (1)$$

em que  $k_t^d = K_t^d / N_t$  é a demanda da família representativa,  $K_t^d$  é a demanda por estoque de capital habitacional total da economia,  $y_t^p$  é a renda permanente da família e  $R_t$  é o valor pago de aluguel por unidade de capital habitacional, medido em unidades de custo de construção  $p_{ht}$ .  $t$  denota o tempo. Os parâmetros comportamentais  $\alpha$  e  $\beta$  da equação (1) representam o impacto positivo de um incremento na renda permanente e o impacto negativo de um aumento do aluguel.

A oferta de capital habitacional é dada pelo estoque de construções existentes. Este estoque é resultado de decisões tomadas no passado, sendo fixo no curto prazo. É possível representar a oferta de curto prazo por  $K_t^o = K_0^o$  ou, dividindo ambos os lados por  $N_t$ , pela equação (2), que é a mesma igualdade expressa em termos unitários - "por família"

$$k_t^o = k_0^o \quad (2)$$

No curto prazo, o valor do aluguel é determinado pelo equilíbrio entre a demanda e a oferta, condição expressa pela equação (3). Essa expressão simplesmente diz que quanto maior a

7 Um bem de capital com essas características poderia ser medido em m<sup>2</sup> de construção, por exemplo.

renda permanente, maior o valor do aluguel, e que a um maior estoque de capital habitacional por família está associado um menor valor de aluguel. Deve-se notar, também, que a sensibilidade da demanda em relação ao preço dos serviços de habitação interfere negativamente sobre o aluguel: quanto maior  $\beta$ , menor o aluguel de equilíbrio.

$$R_t = \frac{\alpha_t y_t^p - k_t}{\beta} \quad (3)$$

À maneira de Tobin, define-se  $q_t$  como a razão entre o preço de mercado ( $p_t$ ) e o custo de reposição de uma unidade de capital habitacional no período  $t$  ( $p_{ht}$ ). Quando  $q_t > 1$ , o preço de mercado de uma unidade habitacional é maior que o custo de construção de uma unidade idêntica. Neste caso, há um incentivo ao investimento, ou seja, à construção de novas unidades habitacionais. Por outro lado, se  $q_t < 1$ , é mais barato comprar uma casa pronta do que construir uma nova; neste caso, o mercado não tem incentivos para investir em construção.

Supondo que o custo de construção é constante e igual à unidade,  $q_t$  passa a ser o valor de mercado dos imóveis. Este, por sua vez, varia de acordo com a rentabilidade, líquida da depreciação, proporcionada pela renda de aluguel. O retorno da locação é dado pela razão entre o valor total à disposição do proprietário no período seguinte - o novo valor de mercado do imóvel ( $q_{t+1}$ ), mais o valor do aluguel ( $R_t$ ), menos a depreciação ( $\delta q_{t+1}$ ) - e o valor do imóvel no período inicial ( $q_t$ ). Considerando o tempo contínuo, pode-se expressar o retorno de um investimento habitacional da seguinte forma:

$$\text{Retorno} = \frac{\dot{q}_t + R_t - \delta q_t}{q_t}$$

No mercado de capitais perfeito, as famílias arbitram entre os ganhos com aluguel e aqueles obtidos no mercado de ativos financeiros. Se a renda de aluguel, líquida da depreciação, for superior à taxa de juros definida pelo mercado financeiro, as famílias irão tomar empréstimos bancários para investir em habitação. Definindo  $r$  como a taxa de juros de equilíbrio no mercado financeiro, vale a seguinte igualdade entre rentabilidades:

$$r = \frac{\dot{q}_t + R_t - \delta q_t}{q_t}, \text{ ou ainda, } \dot{q}_t = (r + \delta)q_t - R_t.$$

Substituindo o resultado acima na equação (3), obtém-se a equação que expressa a evolução no tempo da relação entre o custo de reposição de uma unidade de capital habitacional ( $p_{ht}$ ) e seu preço de mercado ( $p_t$ ):

$$\dot{q}_t = (r + \delta)q_t - \frac{\alpha y_t^p - k_t}{\beta} \quad (4)$$

Por definição, a variação do estoque de capital num dado momento é dada pelo investimento, menos a depreciação:  $\dot{K}_t = I_t - \delta K_t$ . Dividindo ambos os lados da equação pelo número de famílias, obtém-se:

$$\frac{\dot{K}_t}{N_t} = \frac{I_t}{N_t} - \frac{\delta K_t}{N_t}$$

Como  $k_t$  é o estoque de capital habitacional por família, sua variação no tempo é dada por:

$$\dot{k}_t = \frac{\dot{K}_t}{N_t} - \mu k_t, \text{ ou ainda, } \frac{\dot{K}_t}{N_t} = \dot{k}_t + \mu k_t$$

Definindo  $i_t$  como o investimento da família representativa no tempo  $t$ , pressupõe-se que ele seja função crescente de  $p_t$ , em que:  $p_t = q_t - 1$ .<sup>8</sup> Neste caso, quando o mercado imobiliário está em equilíbrio,  $q_t = 1$  e  $p_t = 0$ . A função investimento  $i_t = i(p_t) = \rho \cdot p_t = \rho q_t - \rho$ , em que  $\rho > 0$  é um parâmetro institucional.<sup>9</sup> Quando  $q_t = 1$ ,  $i(\cdot) = 0$ , ou seja, não há investimento. Desta forma:

$$\dot{k}_t = \rho(q_t - 1) - (\mu + \delta)k_t \quad (5)$$

8 Note-se que a variável  $p_t$  é definida como o  $q$  de Tobin, descontada a unidade.

9 Esse parâmetro institucional pode refletir uma série de fatores que influenciam o investimento, que vão desde questões associadas ao direito de propriedade até aspectos regionais idiossincráticos.



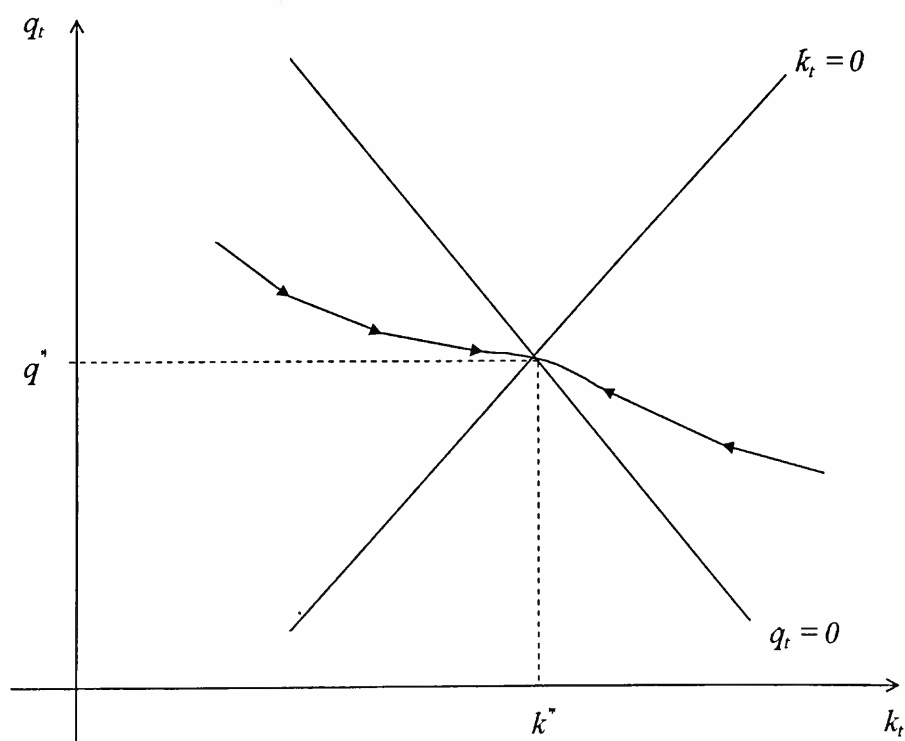
A equação (5) estabelece que a variação no estoque de capital habitacional por família é função crescente do parâmetro institucional e da relação  $q_t$  e função decrescente da taxa de crescimento da população, da taxa de depreciação e do capital previamente acumulado. As equações (4) e (5) formam um sistema de equações diferenciais, o qual apresenta estabilidade de ponto de sela, dado que o determinante do Jacobiano é negativo.<sup>10</sup>

Com base nas equações (4) e (5), é possível calcular as combinações de  $q_t$  e  $k_t$ , que mantêm ambas as variáveis constantes, e as equações que definem o par  $(k_t^*, q_t^*)$  de equilíbrio estacionário: equações (6) e (7). A dinâmica do mercado imobiliário é ilustrada na Figura 1.

$$q^* = \frac{\alpha y^p (\mu + \delta) + \rho}{\rho + \beta (r + \delta) (\mu + \delta)} \quad (6)$$

$$k^* = \frac{\rho \alpha y^p - \rho \beta (r + \delta)}{\rho + \beta (r + \delta) (\mu + \delta)} \quad (7)$$

**Figura 1**  
**Equilíbrio Estacionário no Mercado Habitacional**



10 Sobre esse aspecto, ver Rebelo (1998).

A estática comparada do modelo descrito acima permite observar a relação entre as variações no preço dos imóveis e no estoque de capital habitacional e as diferenças na renda permanente da família. A expansão da renda permanente tem um efeito positivo sobre os níveis de  $q_t$  e  $k_t$  de estado estacionário, conforme ilustram as equações (8) e (9):

$$\frac{dq^*}{dy^p} = \frac{\alpha(\mu + \delta)}{\rho + \beta(r + \delta)(\mu + \delta)} > 0 \quad (8)$$

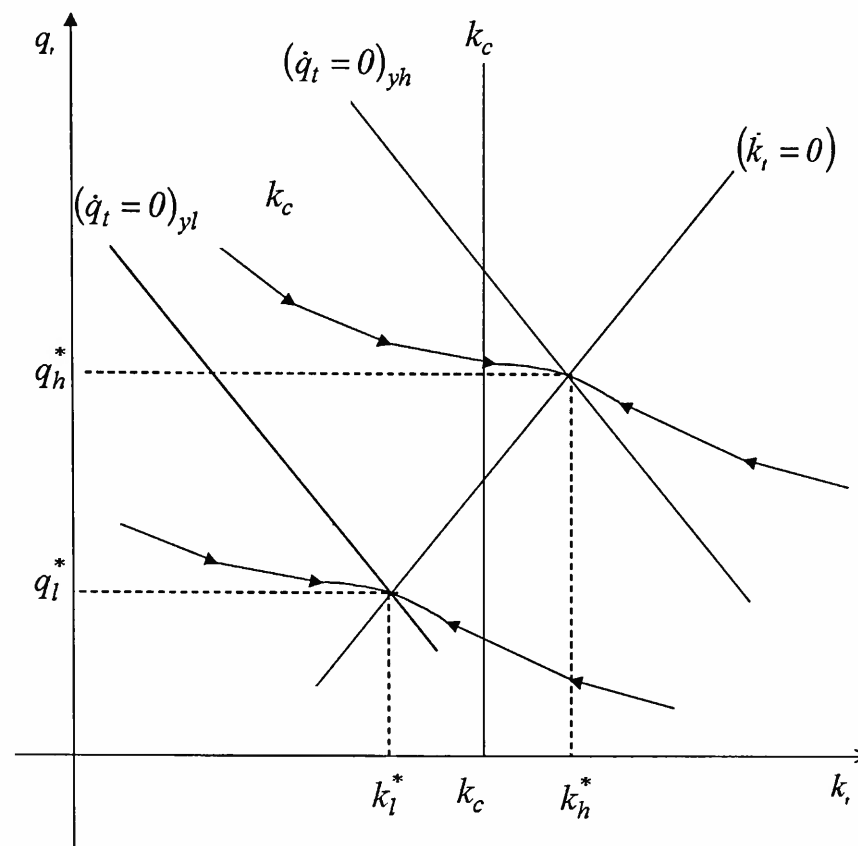
$$\frac{dk^*}{dy^p} = \frac{\alpha\rho}{\rho + \beta(r + \delta)(\mu + \delta)} > 0 \quad (9)$$

Um aumento da renda permanente das famílias, como o ilustrado na Figura 2, proporcionará.

um deslocamento para cima da curva  $q_t = 0$ , gerando uma expansão do preço de estado estacionário do imóvel. A intuição econômica por trás desse resultado é simples: as famílias mais ricas demandam volumes maiores de imóveis, o que provoca a elevação do preço para esse segmento da população. O preço maior induz um investimento maior, atendendo, assim, à demanda.

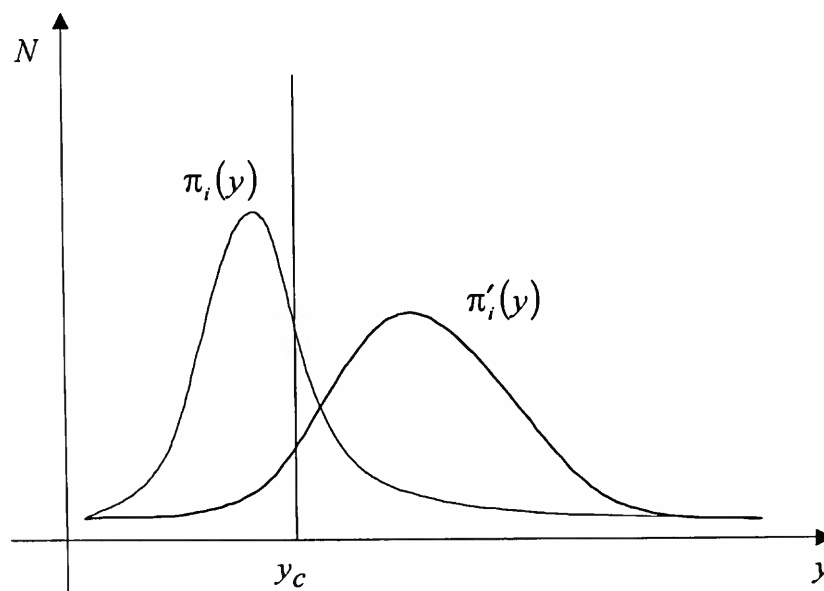
Supondo que as famílias possam ser divididas em duas classes de renda (insuficiente e suficiente), representadas, cada qual, por uma família típica, e considerando a existência de um nível arbitrário de capital  $k_c$ , abaixo do qual as necessidades habitacionais básicas não são satisfeitas, é possível estabelecer uma relação entre déficit habitacional e renda permanente. Denotando a renda dos pobres por  $y_l$  e a dos ricos por  $y_h$ , o estoque de capital de estado estacionário das famílias de renda insuficiente será, por motivos óbvios, menor do que o das famílias com renda suficiente, assim como o preço de estado estacionário dos imóveis. Neste caso, diz-se que o mercado imobiliário é segmentado, havendo diferenças qualitativas entre os imóveis para cada classe de renda. Desta forma, afirma-se que uma família com renda menor do que  $y_c$  - aquela que gera  $k_c = f(y_c)$  - pertencerá ao déficit habitacional. Neste caso, o número de domicílios no déficit habitacional é idêntico ao número de famílias que auferem renda inferior a  $y_c$ .

**Figura 2**  
**Equilíbrio com Déficit Habitacional**



O mesmo argumento pode ser estendido para o caso de variações contínuas de renda. Definido o nível crítico, abaixo do qual uma família pertence ao déficit habitacional, é possível determinar o déficit habitacional a partir da distribuição de renda. A Figura 3 apresenta os histogramas de duas distribuições de renda -  $\pi_i(y)$  e  $\pi'_i(y)$  - no cartesiano de  $N$  por  $y$  associadas a duas populações distintas. Obviamente, a distribuição de renda com menor média teria, a princípio, um número maior de famílias no déficit habitacional. Porém, mesmo duas populações com igual renda média podem ter déficit habitacional distinto, a depender da distribuição da renda. Neste sentido, uma redistribuição de renda seria capaz de promover significativa redução no déficit habitacional, uma vez que um número menor de famílias teria renda inferior a  $y_c$  na nova distribuição.

**Figura 3**  
**Distribuição de Renda e Déficit Habitacional**



Em termos matemáticos, o presente modelo permite calcular o déficit habitacional da seguinte forma:

$$D_i = \int_0^{y_c} \pi_i(y) \cdot dy \quad e \quad d_i = \frac{\int_0^{y_c} \pi_i(y) \cdot dy}{\int_0^{\infty} \pi_i(y) \cdot dy} \quad (10)$$

em que  $D_i$  denota o déficit habitacional absoluto da região  $i$ ;  $d_i$ , o déficit relativo; e  $\pi_i(y)$  a distribuição da renda familiar na região  $i$ . Essa expressão revela a relação teórica entre o déficit habitacional e a distribuição de renda: na distribuição com maior renda média é menor a área da função  $\pi_i(y)$  para valores inferiores a  $y_c$ , o que reduz  $D_i$  e  $d_i$ ; por outro lado, a distribuição com maior assimetria em direção à origem ( $y = 0$ ), ou seja, com maior desigualdade, tem uma área da função  $\pi_i(y)$  para valores inferiores a  $y_c$  maior e, portanto, maiores valores de  $D_i$  e  $d_i$ . Esta relação deixa clara a importância da assimetria da distribuição na determinação do déficit habitacional absoluto e relativo.

### 3 Evidências empíricas da relação entre renda, desigualdade da distribuição de renda e déficit habitacional no Brasil

Um primeiro aspecto marcante quanto às estatísticas de déficit habitacional é sua distribuição regional: apenas uma unidade da federação, o Maranhão, detém mais de 13% do total das habitações inadequadas ou daquelas em que há coabitação familiar. Notadamente, os Estados do Sudeste brasileiro, por sua vez, concentram a maior parte das famílias que pertencem ao

déficit habitacional (mais de 1,5 milhão). Mas em termos relativos, ou seja, quando se considera a fração do total de famílias que pertence ao déficit, percebe-se que são os Estados do Norte e Nordeste, em sua maioria, os que apresentam o problema de forma mais aguda.

Esse fato indica, desde já, que parece acertada a intuição de que a renda familiar e sua distribuição são os principais fatores determinantes do problema. Os Estados com maior déficit relativo são, em geral, os que têm a menor renda média familiar. Nota-se, também, que nas unidades da federação em que é maior a desigualdade da distribuição da renda familiar há um déficit relativo mais elevado. Um caso exemplar é o Distrito Federal, que embora tenha a maior renda familiar média é marcado por déficit relativo e desigualdade na distribuição da renda familiar maiores que as dos Estados do Sul e Sudeste.

**Tabela 1**  
**Número de Famílias, Déficit Habitacional, Renda Média Familiar e Índice de Desigualdade da Renda por Unidade da Federação, 1998**

UF	Famílias		Déficit habitacional			Renda familiar	
	número	(%)	número	(%)	relativo (%)	média (R\$)	Gini
Rondônia	220.650	0,50	22.820	0,45	10,34	1.089,40	0,468
Acre	95.129	0,22	10.455	0,21	10,99	947,37	0,435
Amazonas	437.192	0,99	45.282	0,89	10,36	775,37	0,449
Roraima	49.462	0,11	2.123	0,04	4,29	923,90	0,393
Pará	783.026	1,78	162.424	3,19	20,74	728,83	0,472
Amapá	83.075	0,19	14.168	0,28	17,05	873,49	0,450
Tocantins	300.950	0,68	61.332	1,20	20,38	576,72	0,511
Maranhão	1.339.010	3,04	666.226	13,07	49,76	429,96	0,508
Piauí	699.993	1,59	145.593	2,86	20,80	434,82	0,488
Ceará	1.775.496	4,03	342.062	6,71	19,27	540,55	0,509
Rio Grande do Norte	695.860	1,58	120.316	2,36	17,29	630,54	0,499
Paraíba	899.432	2,04	97.180	1,91	10,80	637,27	0,532
Pernambuco	1.931.194	4,38	292.522	5,74	15,15	588,31	0,496
Alagoas	688.639	1,56	105.173	2,06	15,27	563,19	0,498
Sergipe	424.882	0,96	59.216	1,16	13,94	628,21	0,525
Bahia	3.283.382	7,45	489.902	9,61	14,92	529,40	0,482
Minas Gerais	4.725.041	10,72	399.933	7,85	8,46	787,02	0,473
Espírito Santo	819.955	1,86	72.730	1,43	8,87	822,80	0,476
Rio de Janeiro	4.258.363	9,66	300.601	5,90	7,06	1.137,79	0,466
São Paulo	10.118.038	22,96	813.098	15,95	8,04	1.321,19	0,434
Paraná	2.699.754	6,13	196.359	3,85	7,27	898,78	0,466
Santa Catarina	1.446.013	3,28	107.731	2,11	7,45	1.021,13	0,424
Rio Grande do Sul	3.078.548	6,98	236.586	4,64	7,68	999,73	0,458
Mato Grosso do Sul	574.243	1,30	59.307	1,16	10,33	814,53	0,438
Mato Grosso	678.595	1,54	77.397	1,52	11,41	838,33	0,486
Goiás	1.422.336	3,23	128.020	2,51	9,00	814,46	0,501
Distrito Federal	547.801	1,24	68.504	1,34	12,51	1.842,31	0,500
Brasil	44.076.059	100,00	5.097.060	100,00	11,56	923,50	

A frequência relativa de famílias que pertencem ao déficit habitacional de cada região pode ser entendida como a probabilidade de uma família pertencer ao déficit, dado que ela reside naquela região. Nesses termos, é possível avaliar em que medida essa probabilidade é influenciada pela renda média e pela desigualdade da distribuição de renda, tomando cada estado como uma unidade de características homogêneas. Essa análise pode ser feita por meio de um modelo *logit*, segundo o qual a razão entre a probabilidade  $p$  de pertencer ao déficit e seu complemento para a unidade é uma função dessas duas variáveis: renda média familiar ( $y$ ) e índice de desigualdade da distribuição da renda familiar ( $g$ ). A equação 11 define essa relação, em que  $\varepsilon_i$  denota o resíduo.

$$\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_i) + \beta_2 \ln(g_i) + \varepsilon_i, i = RO, AC, \dots, DF \quad (11)$$

A relação estabelecida pela equação (11) foi empregada em três especificações distintas para avaliar a influência dessas variáveis sobre a probabilidade da família: (i) pertencer ao déficit; (ii) pertencer ao componente inadequação; e (iii) pertencer ao componente coabitação. A Tabela 2 traz os resultados da regressão.<sup>11</sup>

**Tabela 2**  
**Resultados dos Modelos *Logit* \***

	Déficit	Inadequação	Coabitação
Constante	3,65597	7,77910	-0,25648
Erro padrão	0,00471	0,00737	0,00536
Renda familiar média	-0,68891	-1,35783	-0,13838
Erro padrão	0,00112	0,00167	0,00124
Gini da distribuição de renda	0,30112	0,73388	0,32707
Erro padrão	0,00698	0,01071	0,00761
Grau de adequação (Pearson)	914.249	1.370.297	144.581

Nota: (\*) 24 graus de liberdade. Cálculos próprios.

Os resultados dos quatro modelos *logit* indicam que, de fato, a renda média familiar e a desigualdade da renda familiar são bastante significativas na determinação da probabilidade de uma família pertencer ao déficit habitacional, ou a um de seus componentes. Quanto maior a

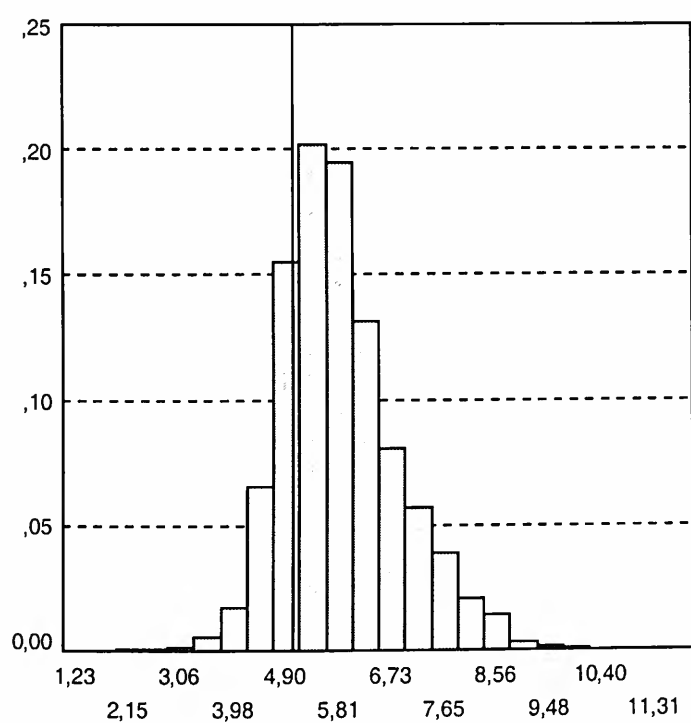
11 Apresentam-se apenas os modelos com as variáveis explicativas em  $\ln$  por eles terem apresentado maior adequação do que os modelos com as variáveis sem essa transformação.

renda média, menor a probabilidade de uma família pertencer ao déficit. A maior desigualdade da distribuição de renda familiar, por sua vez, eleva essa probabilidade, visto que há um número proporcionalmente maior de famílias com privação de renda. Nota-se que tanto a renda média familiar quanto o índice de desigualdade são mais significativos para explicar a distribuição da inadequação que as de coabitação e déficit total. Os valores dos coeficientes associados a essas duas variáveis também são maiores no caso da inadequação, indicando uma maior sensibilidade desse componente do déficit habitacional à distribuição da renda familiar.

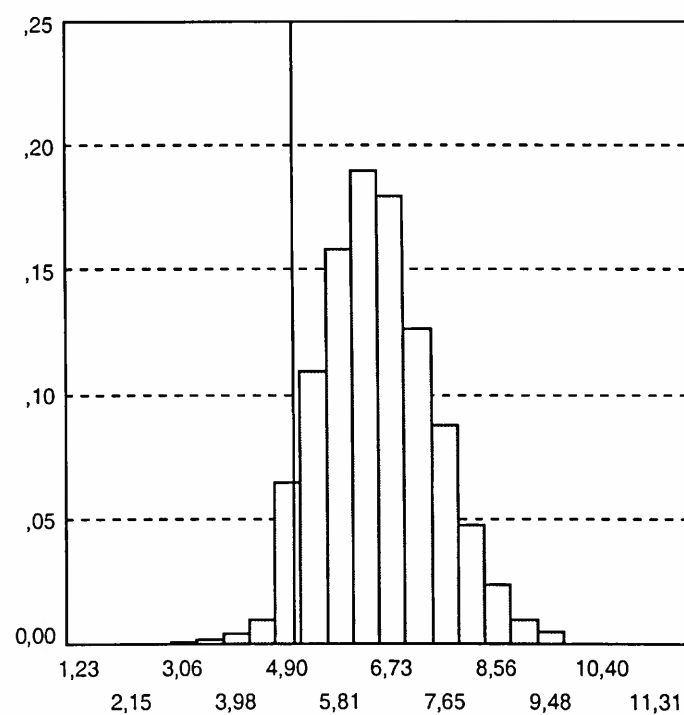
Esse raciocínio - desenvolvido de forma teórica na seção anterior e analisado empiricamente nesta - pode ser ilustrado com os histogramas da distribuição loglinear da renda familiar de duas unidades da federação: Ceará e Rio Grande do Sul. Os Gráficos 4.a e 4.b mostram claramente que há diferenças de renda média familiar entre os dois Estados (Ceará = 6,29 e Rio Grande do Sul = 6,91), o que indica uma probabilidade maior de uma família pertencer ao déficit habitacional no Ceará. Mas, tomando um valor crítico arbitrário de renda - digamos,  $\ln y = 5$  (ou seja, R\$148,41) -, percebe-se a real diferença entre os dois estados: a parcela de famílias com renda inferior ao nível crítico arbitrário é maior no Ceará, devido à maior desigualdade da distribuição da renda familiar. Posto de outra forma, se o Ceará tivesse um índice de desigualdade igual ao do Rio Grande do Sul - 0,458, em vez de 0,509 -, a probabilidade de uma família cearense pertencer ao déficit (18,5%) seria menor do que a probabilidade estimada com base na distribuição de renda verdadeira (19,2%).

### Gráficos 4a e 4b

#### Histogramas da Distribuição Loglinear da Renda Média Familiar, CE e RS, 1998



(a) Ceará



(b) Rio Grande do Sul

Fonte: FIBGE (1988). Cálculos próprios.

Entre os modelos apresentados, claramente o relacionado ao componente coabitação é o que apresenta melhores resultados. A Tabela A.2, anexa, que apresenta a frequência relativa de famílias no déficit e em seus componentes e a probabilidade estimada com base nos três modelos *logit*, revela que as diferenças entre os dados estimados e os observados são, em geral, menores do que nas demais regressões. Não obstante, nota-se que há erros sistemáticos nas estimativas de várias unidades da federação, cujos desvios passam de 5% do número de famílias desses Estados. Exemplos disso são Pará e Amapá.<sup>12</sup> Os resultados da regressão do componente inadequação são bem piores, principalmente pelo desvio (subestimação) da probabilidade de uma família morar em uma habitação inadequada no Maranhão. Mas também pesam os erros associados às probabilidades de Tocantins, do Distrito Federal e Paraíba, todos superiores a 4% do número de famílias (ver Tabela A.2 anexa).

Esses fatos são uma clara evidência de que deve haver características específicas de cada região que podem interferir nas estimativas dos coeficientes, as quais não são captadas pelo modelo agregado. Por si só, isso é um forte indicativo da necessidade de se trabalhar, de forma complementar, com as evidências microeconômicas, ou seja, com todas as observações dos microdados da PNAD de 1998. Além de possibilitar a introdução de *dummies* regionais que permitam captar efeitos fixos das unidades da federação, o uso dos microdados admite o emprego de um número maior de variáveis de controle. E uma vez que se passa a trabalhar com a amostra de rendas familiares, e não mais com a renda média familiar, o efeito da distribuição da renda sobre o déficit torna-se mais preciso.

Modelos logísticos foram empregados para analisar a relação entre a distribuição binária “pertencer ao déficit habitacional” (1) ou “não pertencer” (0) - ou a algum de seus componentes - e um conjunto de variáveis que caracterizam a família: (i) renda média familiar; (ii) número de moradores do domicílio; (iii) idade média dos chefes de família<sup>13</sup>, (iv) tipo de área em que o domicílio está localizado - rural, urbana ou metropolitana -, e (v) disponibilidade de utensílios domésticos, uma aproximação de renda permanente. Três variáveis representam esse último item: disponibilidade de TV em cores, disponibilidade de refrigerador e disponibilidade de máquina de lavar roupa.<sup>14</sup>

---

12 Isso se deve, em boa medida, ao fato de a PNAD não ter cobertura das áreas rurais na região Norte do País.

13 As variáveis renda média familiar e idade média dos chefes de famílias foram construídas a partir do banco de pessoas dos microdados PNAD 1998.

14 As demais variáveis da PNAD que medem a disponibilidade de utensílios domésticos foram omitidas do modelo econométrico pelos seguintes motivos: baixa variabilidade (a maior parte das famílias dispunha do utensílio) ou elevada colinearidade com as demais variáveis do modelo (renda média familiar, principalmente).



As variáveis contínuas dos modelos de regressão - (i) a (iii) - foram transformadas em *ln*, devido à melhor adequação estatística, e as demais foram categorizadas (transformadas em *dummies*). Além dessas variáveis categorizadas, foram introduzidas *dummies* para cada unidade da federação (UF), tomando o Distrito Federal como referência. Foram analisadas três distribuições de probabilidade: a de pertencer ao déficit, a de pertencer ao componente inadequação e, finalmente, a de pertencer ao componente coabitação. A Tabela 3 traz os resultados das três regressões logísticas.

No que respeita ao componente inadequação, nota-se que a renda familiar afeta negativamente a probabilidade de uma família pertencer a esse componente do déficit habitacional. Este resultado é corroborado pelos coeficientes associados à disponibilidade de utensílios domésticos (renda acumulada em bens de consumo durável), todos negativos. Outra variável importante no modelo, mas menos significativa do ponto de vista estatístico, é a idade média dos chefes de família: maior a idade, menor a probabilidade de morar em habitação inadequada. Possivelmente isso ocorra porque as pessoas mais idosas tiveram mais tempo para acumular a poupança necessária para a obtenção de crédito e de melhores condições de moradia. Depois, há uma clara relação positiva entre a probabilidade de morar em habitação inadequada e o número de componentes do domicílio. Isso indica que, tendo de ser dividida entre um número maior de pessoas (dispêndios em bens de consumo imediato), a renda familiar disponível para essa poupança é reduzida, o que compromete o acesso à moradia.

A regressão logística também permite avaliar alguns aspectos espaciais da inadequação. Em seu conjunto, a área a que pertence o domicílio é significativa para explicar a distribuição da inadequação. É maior a probabilidade de pertencer ao componente inadequação nas áreas rurais do que nas regiões metropolitanas, as quais têm, por sua vez, uma probabilidade maior do que as de áreas urbanas não-metropolitanas. A discriminação das unidades da federação também é significativa, em seu conjunto e para a maioria dos Estados tomados individualmente. O valor positivo da *dummy* Maranhão indica que esse Estado tem características peculiares no que respeita à inadequação. O que chama a atenção é o fato de as *dummies* das demais unidades da federação serem negativas - ou nulas, quando não significativas -, indicando que o Distrito Federal tem um grau de inadequação relativamente elevado, já consideradas as demais variáveis de controle.

**Tabela 3**  
**Resultados das Regressões Logísticas\***

	Déficit		Inadequação		Coabitação	
	$\beta$	$p$	$\beta$	$p$	$\beta$	$p$
Constante	1,2943	0,0000	2,1417	0,0000	-1,7949	0,0000
Renda familiar (ln)	-0,8091	0,0000	-0,4860	0,0000	-0,9269	0,0000
Número de moradores (ln)	0,5476	0,0000	0,0507	0,0000	0,8176	0,0000
Idade do chefe de família (ln)	-0,0023	0,0101	-0,0029	0,0220	-0,0086	0,0000
Área		0,0000		0,0000		0,0000
Rural	-0,4749	0,0000	0,1971	0,0033	-0,9097	0,0000
Urbana	-0,3719	0,0000	-0,2176	0,0006	-0,2749	0,0000
Utensílios domésticos						
TV a côres	-0,0432	0,2220	-0,8795	0,0000	0,7893	0,0000
Refrigerador	-0,3675	0,0000	-1,3426	0,0000	0,8601	0,0000
Máquina de lavar roupa	0,4371	0,0000	-0,9559	0,0000	0,6766	0,0000
Unidades da federação		0,0000		0,0000		0,0000
Rondônia	-0,2116	0,2189	-0,4747	0,0571	-0,1619	0,4799
Acre	-0,4033	0,1012	-2,1403	0,0004	0,1649	0,5596
Amazonas	-1,0387	0,0000	-0,9286	0,0000	-1,3210	0,0000
Roraima	-1,4563	0,0015	-1,6568	0,0245	-1,4972	0,0107
Pará	-0,2584	0,0058	-1,0547	0,0000	0,1661	0,1594
Amapá	-0,6647	0,0037	-0,2512	0,4741	-0,8316	0,0038
Tocantins	0,0950	0,4249	-0,6114	0,0001	0,1870	0,2747
Maranhão	1,4419	0,0000	1,0814	0,0000	-0,0956	0,5257
Piauí	-0,2249	0,0460	-0,8430	0,0000	-0,3602	0,0303
Ceará	-0,4898	0,0000	-1,1891	0,0000	-0,1287	0,2475
Rio Grande do Norte	-0,2225	0,0572	-1,3034	0,0000	0,3528	0,0180
Paraíba	-0,8803	0,0000	-2,3125	0,0000	0,0031	0,9831
Pernambuco	-0,5119	0,0000	-1,3630	0,0000	-0,0316	0,7718
Alagoas	-0,5551	0,0000	-1,2118	0,0000	-0,3695	0,0292
Sergipe	-0,4790	0,0001	-1,3076	0,0000	-0,2192	0,1862
Bahia	-0,6458	0,0000	-1,5420	0,0000	-0,2042	0,0590
Minas Gerais	-0,8205	0,0000	-2,3096	0,0000	-0,1460	0,1642
Espírito Santo	-0,5577	0,0000	-1,2748	0,0000	-0,1605	0,3139
Rio de Janeiro	-0,5929	0,0000	-1,8530	0,0000	0,0108	0,9205
São Paulo	-0,3688	0,0000	-1,3793	0,0000	0,1298	0,2108
Paraná	-0,6864	0,0000	-1,9801	0,0000	-0,0200	0,8603
Santa Catarina	-0,4061	0,0004	-1,4133	0,0000	0,1925	0,1679
Rio Grande do Sul	-0,4649	0,0000	-1,3619	0,0000	0,0759	0,4804
Mato Grosso do Sul	-0,2333	0,0477	-1,1046	0,0000	0,2177	0,1409
Mato Grosso	-0,2358	0,0394	-1,0044	0,0000	-0,0988	0,5294
Goiás	-0,3598	0,0002	-1,8402	0,0000	0,3243	0,0082
-2 log da máxima verossimilhança		45.482		19.594		30.645
Grau de adequação		76.797		78.966		61.248

Nota: (\*) número de observações = 86.913. Cálculos próprios.

As estatísticas do componente coabitação, por sua vez, revelam algumas características diversas da inadequação. Renda média familiar, idade média dos chefes de família e número de moradores do domicílio afetam significativamente a probabilidade de uma família coabitar com outra, possivelmente pelos mesmos motivos apontados anteriormente.

Mas os coeficientes associados à disponibilidade de utensílios domésticos traz uma informação nova à análise: eles indicam uma relação positiva entre a probabilidade de uma família pertencer ao componente coabitação e a disponibilidade desses bens duráveis de consumo. Esse fato sugere que a coabitação pode ser uma forma de cooperação encontrada pelas famílias para ampliar o acesso a bens de consumo duráveis, o que não seria possível se essas famílias optassem por residir separadamente. Assim, pode-se inferir que há indiferença, quando se trata de manter certo padrão de vida, entre uma maior disponibilidade de bens duráveis de consumo ou um menor adensamento domiciliar. Nesse sentido, não é claro que esse componente do déficit expresse, em sua totalidade, um problema social: o fato de uma família pertencer a esse componente do déficit pode refletir uma opção familiar<sup>15</sup> e não uma “condição social”

No que respeita à distribuição espacial, os dados indicam que a coabitação é um fenômeno predominantemente urbano, em especial das regiões metropolitanas. A probabilidade de coabitação em áreas rurais é bem inferior às demais. Apesar do fato de a discriminação por unidade da federação ser significativa em seu conjunto, poucos Estados apresentaram efeitos fixos significativos.

As diferenças de padrão que apresentam os dois componentes analisados tornam alguns resultados da regressão logística do déficit habitacional menos claros. Esse é o caso específico da disponibilidade de utensílios domésticos, cujos sinais nos dois componentes do déficit são opostos. Pelo fato de a coabitação ter um peso maior, o ordenamento das probabilidades de pertencer ao déficit por área acaba se aproximando mais daquele estabelecido para a coabitação. Mas o mais importante é que a renda média familiar continua sendo uma variável fundamental na determinação da probabilidade de uma família pertencer ao déficit habitacional. O coeficiente associado à renda da regressão logística é, inclusive, ligeiramente superior ao do modelo *logit* apresentado na Tabela 2.

Por fim, vale mencionar que as probabilidades estimadas pelas regressões logísticas, as quais são apresentadas na Tabela A.3 anexa, estão bem próximas das frequências relativas do

---

15 Por exemplo, pessoas idosas, mas que são chefes de família, podem optar por morar com a família de seus filhos, independentemente da condição social dos envolvidos.

déficit e de seus componentes. No caso do déficit habitacional, as diferenças entre as frequências observadas e as probabilidades estimadas são inferiores a 1% do número de famílias, com exceção do Estado do Ceará, para o qual o modelo logístico incorre em uma subestimação de pouco mais de 2% do número de famílias do Estado. Essas estatísticas reforçam a idéia de que a introdução de *dummies* regionais e o emprego de um número maior de variáveis de controle permitem aprimorar as estimativas da influência da distribuição de renda familiar sobre o déficit habitacional.

#### 4 Considerações finais

A análise desenvolvida neste artigo indica que o déficit habitacional brasileiro é, seguramente, um problema relacionado à carência de renda das famílias. Pode-se dizer que a inadequação chega a ser um problema estrito de pobreza, dada a maior sensibilidade a variações de renda (Tabela 2). Por este motivo, parece claro que a adoção de políticas sociais redistributivas de renda é imprescindível para a solução dessa questão.

Como foi apresentado na introdução do artigo, a grande maioria (91%) das famílias que pertenciam ao déficit habitacional em 1998 tinha renda inferior a R\$ 500,00. Esse fato exclui a possibilidade dessas famílias resolverem sozinhas seu problema habitacional ou, ainda, limitam *per se* as soluções de mercado para essa questão. Considerando um valor médio nacional da habitação popular em torno de R\$ 18.000,00 (preços de 1998), claramente uma solução de mercado para esse problema seria inviável. Mesmo que o mercado de capitais financiasse o valor integral desse imóvel, a juros módicos (6% a.a.) e por um prazo relativamente extenso (12 anos), a prestação mensal resultante - algo em torno de R\$ 186,46, pelo sistema de prestações constantes - na melhor das hipóteses, ou seja, para as famílias com renda no limite superior dessa população (R\$ 500,00), comprometeria quase 37% da renda familiar bruta. Sem dúvida, isso tornaria inviável tal financiamento.<sup>16</sup>

Para ser viável, a dívida de uma família nessas condições não deveria exceder R\$ 5.000,00, para que a prestação daí resultante (R\$ 48,79) não excedesse 35% da renda bruta das famílias que auferem R\$ 140,00. Isso implica a necessidade de um subsídio direto de R\$ 13.000,00 para cada família, mais de 72% do valor do imóvel. Esta conta, apesar de aproximada, dá uma ordem de grandeza do volume de transferências necessário para erradicar o déficit: algo em torno de R\$ 66,3 bilhões.

---

16 Segundo uma pesquisa realizada pelo extinto Banco Nacional da Habitação em 1985, e citada em Neri e Carvalho (1998), mais de 65% das famílias com renda de até 4 salários mínimos comprometiam menos de 35% de sua renda com a prestação da casa própria.

A probabilidade estimada pela regressão logística de uma família pertencer ao déficit habitacional permite avaliar o volume de transferências mensais necessárias para a erradicação do problema habitacional. Para tirar uma família do déficit habitacional, uma agência pública de fomento deveria repassar a essa família recursos no montante que levasse a zero sua probabilidade de pertencer ao déficit. Empregando o coeficiente que associa a renda familiar, em  $\ln$ , a essa probabilidade (-0,8091), é possível avaliar a transferência de renda necessária. A Tabela 4 traz essas estimativas, já consideradas as transferências médias mensais e o volume total de transferências por unidade da federação.

**Tabela 4**  
**Déficit Habitacional, Estimativas de Transferências de Renda e Renda Média Familiar, por Unidade da Federação, 1998**

UF	Famílias no déficit	Transferências (R\$)		Renda média (R\$)	Transferências sobre renda
		média	total		
Rondônia	22.820	79,25	1.808.537,49	766,64	10,3%
Acre	10.455	93,34	975.886,43	1.412,26	6,6%
Amazonas	45.282	98,86	4.476.759,65	859,06	11,5%
Roraima	2.123	15,18	32.219,28	481,46	3,2%
Pará	162.424	145,53	23.637.061,21	764,84	19,0%
Amapá	14.168	124,92	1.769.829,72	820,22	15,2%
Tocantins	61.332	70,02	4.294.626,10	331,39	21,1%
Maranhão	666.226	120,37	80.190.558,98	277,42	43,4%
Piauí	145.593	67,63	9.847.080,64	301,45	22,4%
Ceará	342.062	78,46	26.837.842,46	494,05	15,9%
Rio Grande do Norte	120.316	104,99	12.631.916,68	716,53	14,7%
Paraíba	97.180	63,13	6.135.371,84	772,73	8,2%
Pernambuco	292.522	83,61	24.458.027,69	578,00	14,5%
Alagoas	105.173	68,82	7.238.416,03	459,09	15,0%
Sergipe	59.216	62,76	3.716.265,88	642,71	9,8%
Bahia	489.902	67,02	32.831.468,39	535,78	12,5%
Minas Gerais	399.933	74,33	29.728.859,58	807,55	9,2%
Espírito Santo	72.730	75,17	5.467.259,56	775,60	9,7%
Rio de Janeiro	300.601	86,73	26.071.816,11	1.164,34	7,4%
São Paulo	813.098	136,99	111.386.213,71	1.479,40	9,3%
Paraná	196.359	73,85	14.501.485,23	985,06	7,5%
Santa Catarina	107.731	69,66	7.504.196,72	962,07	7,2%
Rio Grande do Sul	236.586	85,93	20.330.166,20	1.064,33	8,1%
Mato Grosso do Sul	59.307	82,51	4.893.574,77	845,03	9,8%
Mato Grosso	77.397	88,54	6.852.831,00	878,58	10,1%
Goiás	128.020	72,34	9.261.082,02	732,84	9,9%
Distrito Federal	68.504	161,95	11.094.126,89	1.585,31	10,2%
<b>Brasil</b>	<b>5.097.060</b>	<b>95,62</b>	<b>487.384.445,14</b>	<b>805,67</b>	<b>11,9%</b>

Fonte: Cálculos próprios.

Essa metodologia traz informações interessantes sobre o custo de uma política social de erradicação do déficit habitacional. O valor médio estimado de transferências mensais é de R\$ 95,62 por família, o que corresponde, na média nacional, a algo em torno de 12% da renda média mensal das famílias pertencentes ao déficit habitacional.<sup>17</sup> De forma clara, os valores médios são maiores nos Estados em que a privação de renda é maior (Maranhão) - pela renda média reduzida ou pela má distribuição da renda familiar - e naqueles em que é maior o preço das habitações e o custo de vida (Distrito Federal e São Paulo). A estimativa do volume total de transferências mensais atinge um valor da ordem de R\$ 487 milhões por mês e está concentrado nos Estados em que é maior o déficit em termos absolutos (São Paulo e Maranhão).

Por fim, vale mencionar que os dados discutidos nessas considerações finais permitem estimar o prazo de duração da política de transferência. Considerando o valor total de transferências de R\$ 66,3 bilhões e o valor de aportes mensais (de R\$ 487 milhões), pode-se inferir ser necessário, no mínimo, 136 meses, ou quase 11,5 anos, para que todo o contingente de famílias no déficit fosse erradicado.<sup>18</sup> Daí a percepção clara da necessidade de que essa política tenha um caráter perene, que transcenda o horizonte temporal de medidas tópicas, programas emergenciais ou, mesmo, metas de governo.

---

17 Para a maior parte das unidades da federação, o valor das transferências médias mensais excede 34% do valor da prestação hipotética de R\$184,46. Em alguns casos - Maranhão, São Paulo e Distrito Federal - esse valor supera 70% do valor da prestação.

18 Esse horizonte temporal permite especular quanto à equivalência de políticas de subsídio à produção e comercialização de moradias para a baixa renda, de um lado, e aquelas que aportam recursos subsidiados ao pagamento de prestações, de outro.

## Anexo

**Tabela A.1**  
**Número de Famílias e Déficit Habitacional, por Unidade da Federação, 1998**

UF	Número de famílias	Déficit habitacional		
		Inadequação	Coabitação	Total
Rondônia	220.650	8.557	14.263	22.820
Acre	95.129	1.047	9.408	10.455
Amazonas	437.192	14.024	32.060	45.282
Roraima	49.462	910	1.213	2.123
Pará	783.026	37.917	124.507	162.424
Amapá	83.075	3.542	10.626	14.168
Tocantins	300.950	39.835	21.497	61.332
Maranhão	1.339.010	541.504	124.722	666.226
Piauí	699.993	89.119	56.474	145.593
Ceará	1.775.496	172.142	169.920	342.062
Rio Grande do Norte	695.860	34.086	86.230	120.316
Paraíba	899.432	21.768	75.412	97.180
Pernambuco	1.931.194	87.529	204.993	292.522
Alagoas	688.639	47.552	57.621	105.173
Sergipe	424.882	23.748	35.793	59.216
Bahia	3.283.382	216.911	272.991	489.902
Minas Gerais	4.725.041	71.937	327.996	399.933
Espírito Santo	819.955	24.408	48.322	72.730
Rio de Janeiro	4.258.363	37.177	264.226	300.601
São Paulo	10.118.038	103.937	709.161	813.098
Paraná	2.699.754	36.680	159.679	196.359
Santa Catarina	1.446.013	24.200	83.531	107.731
Rio Grande do Sul	3.078.548	44.997	191.589	236.586
Mato Grosso do Sul	574.243	18.174	41.133	59.307
Mato Grosso	678.595	35.832	41.565	77.397
Goiás	1.422.336	29.791	98.557	128.020
Distrito Federal	547.801	23.255	45.668	68.504
Brasil	44.076.059	1.790.579	3.309.157	5.097.060

Fonte: FIBGE (1998). Cálculos próprios.

**Tabela A.2**  
**Modelos *Logit*: Déficit Habitacional Relativo, Observado,**  
**Estimado e Diferença, por Unidade da Federação, (%), 1998**

UF	Déficit			Inadequação			Coabitação		
	Observ.	Estim.	Difer.	Observ.	Estim.	Difer.	Observ.	Estim.	Difer.
Rondônia	10,34	8,21	2,13	3,81	1,15	2,66	6,35	7,04	-0,69
Acre	10,99	9,41	1,58	1,09	1,17	-0,08	9,82	6,99	2,83
Amazonas	10,36	12,12	-1,77	3,20	3,27	-0,06	7,33	7,51	-0,18
Roraima	4,29	9,18	-4,88	1,84	1,47	0,37	2,45	6,59	-4,13
Pará	20,74	13,33	7,42	4,79	4,25	0,54	15,73	7,86	7,86
Amapá	17,05	10,56	6,49	4,12	2,26	1,86	12,36	7,29	5,07
Tocantins	20,38	17,72	2,66	13,20	8,91	4,29	7,12	8,76	-1,63
Maranhão	49,76	23,41	26,34	40,19	17,07	23,12	9,26	9,39	-0,13
Piauí	20,80	22,81	-2,01	12,67	15,97	-3,31	8,03	9,15	-1,12
Ceará	19,27	18,87	0,39	9,48	10,36	-0,89	9,35	8,88	0,48
Rio Grande do Norte	17,29	16,01	1,29	4,87	6,99	-2,12	12,33	8,45	3,88
Paraíba	10,80	16,29	-5,49	2,41	7,33	-4,92	8,36	8,75	-0,39
Pernambuco	15,15	17,14	-1,99	4,25	8,15	-3,90	9,95	8,56	1,40
Alagoas	15,27	17,94	-2,67	6,90	9,13	-2,23	8,36	8,67	-0,31
Sergipe	13,94	16,44	-2,50	5,16	7,47	-2,31	7,78	8,71	-0,93
Bahia	14,92	18,82	-3,90	6,35	10,17	-3,81	8,00	8,65	-0,65
Minas Gerais	8,46	12,23	-3,76	1,49	3,40	-1,91	6,78	7,72	-0,93
Espírito Santo	8,87	11,66	-2,79	2,94	3,00	-0,06	5,83	7,66	-1,83
Rio de Janeiro	7,06	7,75	-0,69	0,85	0,97	-0,13	6,01	6,94	-0,93
São Paulo	8,04	6,11	1,93	0,99	0,48	0,51	6,76	6,38	0,38
Paraná	7,27	10,39	-3,12	1,33	2,19	-0,85	5,81	7,39	-1,57
Santa Catarina	7,45	8,45	-1,00	1,65	1,20	0,45	5,69	6,73	-1,04
Rio Grande do Sul	7,68	9,05	-1,37	1,44	1,49	-0,05	6,13	7,11	-0,99
Mato Grosso do Sul	10,33	11,31	-0,98	3,12	2,69	0,43	7,07	7,30	-0,23
Mato Grosso	11,41	11,53	-0,13	5,19	2,94	2,25	6,02	7,72	-1,71
Goiás	9,00	12,10	-3,10	2,08	3,37	-1,29	6,88	7,92	-1,05
Distrito Federal	12,51	4,16	8,35	4,20	0,17	4,03	8,24	6,38	1,86

Fonte: FIBGE (1998). Cálculos próprios.



**Tabela A.3**  
**Regressões Logísticas: Déficit Habitacional Relativo, Observado,**  
**Estimado e Diferença, por Unidade da Federação, (%), 1998**

UF	Déficit			Inadequação			Coabitação		
	Observ.	Estim.	Difer.	Observ.	Estim.	Difer.	Observ.	Estim.	Difer.
Rondônia	10,34	9,53	0,81	3,81	4,16	-0,35	6,35	5,55	0,80
Acre	10,99	11,11	-0,12	1,09	1,23	-0,14	9,82	9,88	-0,06
Amazonas	10,36	10,55	-0,19	3,20	3,41	-0,21	7,33	7,25	0,08
Roraima	4,29	3,87	0,42	1,84	1,29	0,55	2,45	2,58	-0,13
Pará	20,74	18,96	1,78	4,79	4,33	0,46	15,73	15,40	0,33
Amapá	17,05	16,82	0,23	4,12	5,14	-1,02	12,36	12,15	0,21
Tocantins	20,38	18,96	1,42	13,20	12,74	0,46	7,12	7,62	-0,50
Maranhão	49,76	49,69	0,07	40,19	44,66	-4,47	9,26	8,91	0,35
Piauí	20,80	20,59	0,21	12,67	13,67	-1,00	8,03	7,73	0,30
Ceará	19,27	16,91	2,36	9,48	7,37	2,11	9,35	10,02	-0,67
Rio Grande do Norte	17,29	17,26	0,03	4,87	5,64	-0,77	12,33	12,20	0,13
Paraíba	10,80	10,58	0,22	2,41	2,68	-0,27	8,36	8,03	0,33
Pernambuco	15,15	14,39	0,76	4,25	4,46	-0,21	9,95	10,34	-0,39
Alagoas	15,27	15,36	-0,09	6,90	7,64	-0,74	8,36	8,27	0,09
Sergipe	13,94	12,59	1,35	5,16	5,53	-0,37	7,78	7,31	0,47
Bahia	14,92	13,46	1,46	6,35	5,39	0,96	8,00	8,31	-0,31
Minas Gerais	8,46	7,99	0,47	1,49	1,34	0,15	6,78	6,72	0,06
Espírito Santo	8,87	8,74	0,13	2,94	3,02	-0,08	5,83	5,91	-0,08
Rio de Janeiro	7,06	6,72	0,34	0,85	0,87	-0,02	6,01	5,87	0,14
São Paulo	8,04	7,60	0,44	0,99	1,06	-0,07	6,76	6,65	0,11
Paraná	7,27	7,30	-0,03	1,33	1,27	0,06	5,81	6,13	-0,32
Santa Catarina	7,45	7,43	0,02	1,65	1,79	-0,14	5,69	5,85	-0,16
Rio Grande do Sul	7,68	7,78	-0,10	1,44	1,69	-0,25	6,13	6,20	-0,07
Mato Grosso do Sul	10,33	10,01	0,32	3,12	3,19	-0,07	7,07	7,06	0,01
Mato Grosso	11,41	10,47	0,94	5,19	5,03	0,16	6,02	5,55	0,47
Goiás	9,00	8,55	0,45	2,08	2,02	0,06	6,88	6,65	0,23
Distrito Federal	12,51	12,32	0,19	4,20	4,51	-0,31	8,24	7,95	0,29

Fonte: FIBGE (1988). Cálculos próprios.

## Referências bibliográficas

Castelo, A. M. Sistema financeiro da habitação. *Pesquisa e Debate*, v. 8, n. 10, p. 169-192, 1997

FIBGE. *Microdados PNAD 1998*. Rio de Janeiro: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1998.

Gonçalves, R. Um mapeamento do déficit habitacional brasileiro, 1981-95. *Estudos Econômicos da Construção*, v. 2, n. 3, p. 29-51, 1997

\_\_\_\_\_. Déficit habitacional brasileiro: distribuição espacial e por faixas de renda domiciliar. *Estudos Econômicos da Construção*, v. 2, n. 4, p. 127-150, 1997.

Muth, R. C. The demand for non-farming housing. In: Harberger, A. C., *The demand for durable goods*. Chicago: The University of Chicago Press, 1960.

Muth, R. C., Goodman, A. C. *The economics of housing markets*. Harwood Academic Publishers, 1989.

Neri, M., Carvalho, K. Demanda por moradia, financiamento habitacional e comportamento financeiro das famílias. *Estudos Econômicos da Construção*, v. 2, n. 6, p. 1-19, 1998.

Pontual, R. A questão habitacional no âmbito do Sistema Financeiro da Habitação. In: *Indicadores sociais, uma análise da década de 1980*. Rio de Janeiro: FIBGE, 1995.

Rebelo, A. *Investimento habitacional no Brasil: um modelo de equilíbrio parcial com sistema financeiro segmentado*. 1999. Dissertação (Mestrado), EAESP/FGV-SP.

\_\_\_\_\_. O mercado habitacional brasileiro: aspectos teóricos e empíricos do investimento habitacional por unidade da federação. *Estudos Econômicos da Construção*, v. 2, n. 6, p. 21-39, 1998.

Tobin, J. General equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 1, p. 15-29, 1969.