2265
TEXTO PARA DISCUSSÃO

ipea

ESTOQUE DE CAPITAL EM RESIDÊNCIAS NO BRASIL (1970-1999)

Luís Otávio Reiff
Eustáquio J. Reis

ipea

2265
TEXTO PARA DISCUSSÃO
Rio de Janeiro, dezembro de 2016

ESTOQUE DE CAPITAL EM RESIDÊNCIAS NO BRASIL (1970-1999)[1]

Luís Otávio Reiff[2]
Eustáquio J. Reis[3]

1. Texto preparado para o livro *A riqueza da nação: estimativas do produto e estoque de capital no Brasil, 1920-2000*, ora sendo organizado e editado por Eustáquio J. Reis. O trabalho foi realizado em 2002 pela Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea, no Rio de Janeiro, quando, na época, Eustáquio Reis era diretor de estudos macroeconômicos, e Luís Otávio Reiff, pesquisador do Programa Nacional de Pesquisa Econômica (PNPE). Texto revisto em julho de 2016.

2. Economista do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES).
3. Técnico de planejamento e pesquisa na Dimac/Ipea.

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão
Ministro interino Dyogo Henrique de Oliveira

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

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

Presidente
Ernesto Lozardo

Diretor de Desenvolvimento Institucional, Substituto
Carlos Roberto Paiva da Silva

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
João Alberto De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
Claudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Alexandre Xavier Ywata de Carvalho

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura
Fernanda De Negri

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Sérgio Augusto de Abreu e Lima Florêncio Sobrinho

Chefe de Gabinete
Márcio Simão

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação
Regina Alvarez

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

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

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2016

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão ou do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social.

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

JEL: E01; C21; G12; R31.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 O MODELO DOS PREÇOS HEDÔNICOS 9

3 DADOS 13

4 ESTIMAÇÃO E SIMULAÇÃO 17

5 RESULTADOS DAS SIMULAÇÕES 22

6 CONCLUSÕES E EXTENSÕES 28

REFERÊNCIAS 29

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR 31

SINOPSE

O estoque de capital em residências e a distribuição de sua apropriação entre as famílias são determinantes fundamentais da riqueza, bem-estar e produtividade da economia. Como parte de um projeto de pesquisa mais amplo sobre o estoque de capital da economia brasileira no século XX, este trabalho apresenta estimativas para o valor do estoque de residências no Brasil, de 1970 a 1999. O foco é macroeconômico, negligenciando aspectos distributivos e produtivos da propriedade residencial. A metodologia utiliza dados de aluguéis e características dos imóveis – número de cômodos e de banheiros, material de construção, acesso a água, eletricidade, entre outros – apurados nos Censos Demográficos e na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) para estimação dos preços dos seus atributos hedônicos. Após a introdução, o trabalho especifica o modelo dos preços hedônicos e as demais hipóteses utilizadas. Segue-se, na terceira seção, uma descrição dos dados. A quarta seção discute os problemas de estimação e simulação do modelo dos preços hedônicos para residências no Brasil. A quinta e última apresenta os principais resultados, mostrando que estes são bastante razoáveis na perspectiva internacional e que o acesso à infraestrutura de serviços públicos – água, eletricidade, coleta de lixo, entre outros – possui efeito significativo sobre o valor dos imóveis. À guisa de conclusão, o trabalho destaca a rentabilidade social dos investimentos em infraestrutura pública e, em particular, dos programas de financiamento e construção de habitação popular para populações de baixa renda cujos efeitos sobre a riqueza, a capacidade produtiva e a melhoria do bem-estar das famílias do país podem ser substanciais.

Palavras-chave: estruturas residenciais; riqueza imobiliária; preços hedônicos; Brasil.

ABSTRACT

Capital stock in residential structures, as well as the distribution of its appropriation and ownership among families are fundamental determinants of the wealth, welfare and productivity of the economy. As part of a broad project on the stock of capital of the Brazilian economy in the 20th Century, this paper presents estimates of the value of the stock in residential structures in Brazil from 1970 to 1999. The macroeconomic focus neglects the distributive and allocative effects of residential property and use.

The model of hedonic prices is applied to data on the values of rents and other characteristic of the residences – number of rooms and bathroom, construction material, accesss to public servies such as electricity, water, garbage collection, among other – to estimate the hedonic prices of these attributes. After the introduction, the models discusss the specification of the hedonic model as well as of other hypothesis used in the estimation. The third section describes the database. The fourth section discusses estimation methods and problems. The fifth section analyses the results showing, on the one hand, that they seem to be quite reasonable in international perspective, and on the other that attributes related to the public infrastructure have fundamental impactos on the value to residential stock. The paper concludes calling attention to the high social return of public investments in infrastructure, and in particular of the investments and financing of housing projects for low income families which can have substantial effectos on the wealth, productive capacity, and welfare of Brazilian society.

Keywords: residential structure; housing wealth; hedonic prices; Brazil.

1 INTRODUÇÃO

O estoque de capital de residências e bem como a distribuição da propriedade e o acesso a imóveis residenciais entre famílias são determinantes fundamentais do nível de riqueza, desigualdade e bem-estar de uma sociedade, bem como da capacidade produtiva de parcela significativa da sua força de trabalho. No Brasil, como em grande número de países ocidentais, o valor das residências representa a parcela mais importante dos ativos não financeiros e riqueza das famílias e, por conseguinte, desempenha papel crucial no acesso ao crédito e na capacidade das famílias de investir e suavizar os efeitos sobre o consumo das oscilações de renda. O uso dos serviços propiciados pela residência – privacidade, alojamento, proteção contra intempéries e suavização de condições climáticas, segurança contra ameaças sociais, higiene ambiental e espaço para atividades produtivas e de lazer etc. – constitui determinante fundamental do nível de bem-estar das famílias. Ademais, da qualidade das residências – sobretudo das condições de acesso a energia, água e condições sanitárias – depende a produtividade e renda dos membros das unidades familiares, em particular daqueles que utilizam o próprio domicílio como local de trabalho e unidade de produção dos bens e serviços que ofertam nos mercados. As condições de acesso à propriedade e ao uso de residências constituem, portanto, alguns dos instrumentos mais importantes para a redução do nível de pobreza e das desigualdades sociais.

Evidências esparsas mostram a importância dos aluguéis, investimento e estoque de capital em residências para a economia brasileira. Nas Contas Nacionais, a despesa com aluguel representou 14% do produto interno bruto (PIB) e 17% do consumo das famílias em 1999 (IBGE, 2000). Segundo estimativas (Reis e Morandi, 2004), o investimento residencial respondeu por 28% da formação bruta de capital total, e as residências representaram, aproximadamente, 30% do estoque de capital do país, em 1999. Por fim, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) mostra que 74% das famílias ou domicílios brasileiros em 1999 habitavam imóvel próprio, cifra elevada quando comparada a outros países.[1] Historicamente, o percentual dos imóveis habitados pelos proprietários no Brasil foi de 53%, em 1940, e 61%, em 1970.

1. O percentual de imóveis próprios observado nos anos 1980 foi, nos Estados Unidos, de 64%; Reino Unido, 64%; Alemanha Ocidental, 38,5%; França, 51,2%; Japão, 61,3%; e Espanha, 85% (Kanemoto, 1997; Bover e Velilla, 2001).

Este trabalho apresenta estimativas para o valor do estoque de residências no Brasil de 1970 a 1999. Embora o modelo seja estimado com dados microeconômicos, o foco da análise é macroeconômico e, portanto, nenhuma atenção é dada aos aspectos distributivos e produtivos da propriedade residencial. A distribuição geográfica do estoque de residência é objeto de outro trabalho que apresenta estimativas deste valor em níveis estadual e municipal reproduzidas no sítio do Ipeadata.[2]

Infelizmente, por razões diversas, o IBGE não coleta informações sobre o preço dos imóveis recenseados pela Pnad ou Censo Demográfico, mas tão somente o valor dos aluguéis para aqueles imóveis que são alugados.[3] Em razão disso, a metodologia utiliza dados de aluguéis e outras características dos domicílios pesquisados nos Censos Demográficos e na Pnad para estimar os preços dos seus atributos hedônicos – número de cômodos e de banheiros, material de construção, acesso a água, eletricidade, entre outros – dos imóveis alugados (Rosen, 1974; O'Sullivan, 1996). Esse modelo de preços hedônicos (MPH) permite simular o valor do aluguel (A) e o preço dos imóveis (P) alugados e próprios, supondo que $A = \alpha \, . \, P$, onde α representa o custo de oportunidade do aluguel de um imóvel no período t, ou seja, o retorno financeiro do valor do imóvel nas oportunidades financeiras ou reais alternativas.[4]

Na estimação e simulação dos valores das residências, em termos reais, foram utilizados os coeficientes com base nos dados da Pnad 1999. Para os anos em que não houve a Pnad, como 1991 e 1994, os valores dos atributos hedônicos foram obtidos por interpolação dos valores recenseados pela Pnad em anos adjacentes. Para os anos censitários de 1970 e 1980 foram identificados os valores dos conjuntos de atributos

2. Para exemplos de análises sobre aspectos produtivos e distributivos da propriedade residencial, ver Wolff (2000), Spilerman (2000) e Neri (1999). Outros aspectos relevantes são a taxação dos ganhos de capital ou sobre o aluguel imputado das residências próprias (Poterba, 1992; Hendershott e White, 2000) e a análise dos determinantes demográficos dos preços de residências (Green e Hendershott, 1993).

3. A bem da verdade, para os anos de 2002 e 2003, a Pnad coletou informações sobre preços de imóveis, mas por razões desconhecidas, descontinuou o levantamento dessa informação nos anos posteriores. As razões informalmente alegadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para não coletar os preços das residências são várias, destacando-se a desconfiança sobre a capacidade dos entrevistados pela Pnad e os Censos de estimarem o preço de suas próprias residências. Essa desconfiança justificava-se pelo processo inflacionário brasileiro que, sobretudo nas suas fases mais agudas, dificultava a estimação dos preços das residências. Entretanto, essa desconfiança tornou-se infundada diante da relativa estabilidade inflacionária alcançada a partir de 1995, sobretudo quando se tem em conta a importância que os imóveis representam na riqueza das famílias e o alto percentual de famílias que residem em imóveis dos quais são proprietárias e que, portanto, estão atentas ao preço destes imóveis.

4. Para propostas de metodologias alternativas, ver Melazzo (1995) e Rebelo (1998).

comuns àqueles recenseados pela Pnad 1999 e, para esses conjuntos intercessão de atributos, foram estimados os preços hedônicos em 1999. Com base nesses preços simulados, foram calculados os valores das residências para anos censitários respectivos.

O procedimento adotado busca valorar o estoque aos preços de uma casa com qualidade constante no tempo, permitindo, portanto, contornar em parte os problemas oriundos de variações especulativas, cíclicas e regionais dos preços de mercado dos imóveis. Supondo-se que os custos reais de investimentos dependem da qualidade das casas, as estimativas do valor do estoque de residência seriam, nessa medida, consistentes e comparáveis com as aferições macroeconômicas obtidas pelo método do estoque perpétuo (MEP). Outra hipótese implícita para fins de comparabilidade com estimativas macroeconômicas é que os preços de mercado das residências estimados para o ano-base sejam iguais ao valor real cumulativo dos investimentos em residências. Essas hipóteses soam inverossímeis e, por isso, devem ser explicitadas para possibilitar uma avaliação crítica dos resultados apresentados, sobretudo nas comparações de valorações a preços hedônicos com estimativas macroeconômicas baseadas no método do estoque perpétuo.

O texto está organizado da seguinte forma: a próxima seção especifica o modelo dos preços hedônicos e as demais hipóteses utilizadas; na terceira seção, há uma descrição dos dados; a quarta seção discute os problemas de estimação e simulação. A quinta apresenta os resultados das simulações e a sexta seção conclui sugerindo implicações e extensões.

2 O MODELO DOS PREÇOS HEDÔNICOS

2.1 Especificação

O modelo dos preços hedônicos, proposto por Rosen (1974), baseia-se no pressuposto de que os preços das mercadorias ou dos serviços prestados por elas podem ser decompostos nos preços virtuais ou implícitos de seus atributos ou características hedônicas que satisfazem às necessidades dos consumidores (Grilliches, 1961; Lancaster, 1966).

No mercado imobiliário, o aluguel de uma residência seria a soma dos aluguéis dos serviços prestados por suas características ou atributos hedônicos, como tamanho, número de cômodos, banheiros, qualidade do materiais de construção, condições de

acesso à infraestrutura de serviços urbanos, entre outros. O aluguel de um imóvel estaria relacionado ao seu conjunto de atributos hedônicos da seguinte forma:

$$A = X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

Onde A é o aluguel da mercadoria (imóvel residencial, no nosso caso), X é o vetor de atributos da unidade residencial, β é o vetor de preços hedônicos (implícitos) que se pretende estimar e ε é o vetor de resíduos estocásticos.

O primeiro problema para a estimação dos preços implícitos é a escolha dos atributos hedônicos que determinam o preço das unidades residenciais. Além dos atributos físicos dos imóveis, refletidos em seu tamanho, material utilizado e condições de acesso à infraestrutura pública, é importante considerar os atributos de localização como a existência de amenidades, infraestrutura de serviços públicos e privados, bem como os demais atributos comuns a uma localidade.

Uma possibilidade para captar os atributos de localização é especificar variáveis *dummies* que atraem tudo o que for específico de uma determinada localidade. Outra forma de granjear o efeito dos atributos locacionais é utilizar uma variável *proxy*, como a renda mediana da localidade (Zabel, 1999). Sendo Z o vetor de atributos locacionais, a equação a ser estimada passa a ter a seguinte especificação:

$$A = X\beta + Z\delta + \varepsilon \quad (2)$$

Quanto à forma funcional a ser estimada, adotou-se a hipótese de que os aluguéis de imóveis apresentam um distribuição log-normal, ou seja, não possuem valores abaixo de zero e uma distribuição assimétrica à esquerda. A equação relacionando o aluguel com as demais variáveis é:

$$A = \exp(X\beta + Z\delta + \varepsilon) \quad (3)$$

Ou, em termos logarítmicos,

$$\log(A) = X\beta + Z\delta + \varepsilon \quad (3.1)$$

2.2 Imputação do valor dos aluguéis para imóveis próprios

Os preços implícitos dos atributos para os imóveis alugados, obtidos pela estimação da equação 3, permite imputar ou simular o valor dos aluguéis para os imóveis alugados e não alugados (próprios, cedidos e ocupados por outras formas). Essa imputação foi feita tomando-se os parâmetros β e δ da equação 3 estimados para o ano de 1999 e aplicando-os aos valores de X e Z para cada ano do período 1970-1999. Isso permite obter índices de aluguéis de base fixa em setembro de 1999.

A escolha de 1999 como ano-base justifica-se pela estabilidade de preços desse ano que culmina em um período de baixas taxas de inflação no Brasil. A escolha pretende, portanto, minorar os eventuais vieses de valoração introduzidos pelas distorções entre aluguéis e preços de imóveis características dos períodos de inflação acelerada. Como os aluguéis da Pnad 1999 referem-se ao mês de setembro, os valores foram deflacionados para preços médios de 1999 pela variação do índice de preços do componente aluguel no Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) entre julho e setembro de 1999.

O índice de aluguéis de base fixa em 1999 implica a hipótese de que a utilidade proporcionada pelos diferentes atributos de uma residência manteve-se constante ao longo do período de simulação 1970-1999. Como já observado, o mais importante para nossos propósitos é a hipótese de que os custos reais de investimentos dependem da qualidade das casas. Nessa medida, as estimativas do valor do estoque de residência seriam comparáveis às estimativas macroeconômicas obtidas pelo método do estoque perpétuo.

Uma alternativa ao índice de base fixa seria construir um índice de capital residencial com os preços estimados para cada um dos anos. A vantagem seria captar mudanças nos preços relativos entre as características e as possíveis mudanças nas definições de variáveis. A desvantagem seria colher variações dos preços relativos do aluguel e os demais preços da economia, inclusive o preço de imóveis. Com a aceleração do processo inflacionário

brasileiro, nos anos 1980 e início de 1990, os aluguéis, por serem contratos de longo prazo sujeitos a controles, não acompanharam os índices de preços. Isso implica que o índice de capital residencial não refletiria os atributos hedônicos do estoque de residências, mas sim as flutuações dos preços relativos dos aluguéis devido a problemas inflacionários e de indexação de preços. Uma possibilidade alternativa, não explorada neste trabalho, é a estimação com modelos de painel que fornece valores médios das estimativas para o período considerado.

2.3 O valor do estoque de residências

Na simulação do valor do capital residencial com base no valor dos aluguéis imputados, a hipótese básica é que o valor de uma residência ou imóvel, como qualquer outro ativo, é obtido pela capitalização do fluxo de rendas futuras a ela associado. Supondo-se que o valor real do aluguel mensal seja um valor de equilíbrio que persistirá no tempo, o imóvel é considerado um ativo de vida útil perpétua, e seu preço P pode ser obtido dividindo-se o aluguel A por uma constante α,[5] ou seja,

$$P = A/\alpha \tag{4}$$

Para fins de estimação, supõe-se, arbitrariamente, que o valor de α não varia no tempo ou no espaço, sendo igual a 0,0075, o que equivaleria a uma rentabilidade mensal de 0,75% ao mês e de 9,4% ao ano (a.a.), ambas em termos nominais. O valor adotado justifica-se por ser o ponto médio do intervalo de 0,5% a 1% ao mês das taxas de rentabilidade comumente encontradas na literatura empírica sobre o mercado imobiliário (Malpezzi, 1991; Halfeld, 2002). Uma evidência que corrobora essa hipótese é fornecida pela Pnad 2002 que, pela primeira vez, pesquisou os preços de imóveis. Estimativas para todo o Brasil mostram que, naquele ano, o aluguel mensal representou 0,68% do preços dos imóveis. Apesar disso, não cabe dúvida que essa

5. Outra forma de ver a relação entre o preço do imóvel e o seu aluguel é considerar o imóvel como um ativo financeiro. Neste caso, "as famílias arbitram entre os ganhos no mercado de aluguel e aqueles no mercado de ativos financeiros" (Rebelo, 1998, p. 25). Poder-se-ia pensar em α como sendo função da taxa de valorização esperada do imóvel (a) e da taxa de juros do mercado (r), ou seja, $\alpha = f(a, r)$. Em equilíbrio, $A = rP - aP$ e, portanto, $\alpha = r - a$.

hipótese merece escrutínio mais rigoroso com base em fontes de dados alternativas que contenham informações simultâneas sobre o valor do aluguel e o preço da residência.[6]

3 DADOS

A base de dados das estimativas são os Censos Demográficos de 1970, 1980 e 1991 e a Pnad 1981-1999 (exceto 1991 e 1994). As amostras dos Censos Demográficos representam 25% dos domicílios em 1970 e 1980 e 12,5% em 1991. O mês de referência do Censo é agosto. A amostra da Pnad no período 1981-1999 oscilou entre 65 mil e 115 mil domicílios por ano, representando aproximadamente 0,25% do universo de domicílios. A entrevista ocorre no último trimestre de cada ano, sendo setembro o mês de referência. Para fins de estimação e simulação, a análise restringiu-se aos imóveis residenciais que estão classificados no Censo Demográfico como "domicílios particulares permanentes".[7] Para as estimações do modelo hedônico em 1999, a amostra inclui 12.736 residência alugadas.

A variável dependente do MPH é o valor do aluguel mensal pago, informado na Pnad e nos Censos Demográficos. As variáveis explicativas são representadas pela matrizes X e Z. A matriz X refere-se aos atributos físicos das residências e inclui dezenove variáveis, sendo dezessete dicotômicas, caracterizando o tipo de imóvel (apartamento ou casa), a existência de banheiro, os materiais utilizados nas paredes e na cobertura do teto, e as condições de acesso a iluminação elétrica, abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo, além de duas variáveis policotômicas, caracterizando o número de cômodos e de quartos, em particular. A matriz Z refere-se aos atributos de localização, incluindo três variáveis, das quais duas são dicotômicas (áreas metropolitana e autorrepresentativa, sendo esta última relativa aos municípios que necessariamente estão incluídos na amostragem da Pnad) e uma contínua, referindo-se à renda mediana

6. Note-se que, no caso brasileiro e no período analisado, deve-se esperar valores relativamente baixos para α, pois no denominador os imóveis tendiam a ser valorizados por serem ativos "protegidos" da inflação, confiscos e taxação e, no numerador, o valor real dos aluguéis tendia a ser reduzido pela aceleração inflacionária com indexação imperfeita.

7. Um domicílio é particular permanente se no momento do levantamento de dados pelo IBGE" servia de moradia a uma, duas, ou no máximo cinco famílias", sendo específico para fim residencial (IBGE, 1996, p. 15). Ficam excluídos, portanto, os imóveis não residenciais, tais como aqueles classificados como "domicílios coletivos" – hotéis, pensões, recolhimentos, asilos, orfanatos, conventos, penitenciárias, quartéis, postos militares, navios, alojamentos de trabalhadores etc. – e os "domicílios particulares improvisados" – aqueles localizados em estabelecimentos industriais e comerciais, embarcações, carroças, vagões de estrada de ferro, tendas, barracas, grutas etc.

do setor censitário do domicílio. Nota-se, contudo, que nem sempre a classificação das variáveis em atributos locacionais ou físicos é rigorosa. Destaca-se, nesse sentido, o fato de os atributos de acesso aos serviços públicos serem, simultaneamente, físicos e locacionais. Por fim, percebe-se que vários atributos locacionais estão ausentes das variáveis recenseadas pelas Pnad ou Censos. Exemplos relevantes são a proximidade de centros comerciais e administrativos.

O quadro 1 lista as variáveis utilizadas nas estimações e simulações do modelo de preços hedônicos. Destaca-se a variável renda mediana do setor censitário introduzida no modelo hedônico para captar o efeito localização sobre o preço da residência. Supõe-se que a renda mediana do setor censitário em que se localiza o domicílio possa ser utilizada como *proxy* para a qualidade da localidade, ou seja, sua infraestrutura urbana (calçamento e asfaltamento de ruas, canalização de rios e córregos etc.), econômica (a oferta de comércio e trabalho nas proximidades) e jurídico-cultural (estabelecimento religiosos, amenidades e diversão, delegacias, cartórios, foros etc.). Para finalidade de análise, supõe-se adicionalmente que a variação da renda mediana no tempo não seja significativa para afetar a qualidade das localidades.

QUADRO 1
Descrição sumária das variáveis utilizadas na estimação do modelo hedônico

Código	Descrição sumária
Aluguel	Valor do aluguel mensal pago em valores correntes do ano.
Apto	= 1, se apartamento; = 0, se casa.
Parede_ AL	= 1, se parede de alvenaria; = 0, se parede de madeira aproveitada, palha ou outro material.
Parede_MA	= 1, se parede de madeira aparelhada; = 0, se parede de madeira aproveitada, palha ou outro material.
Parede_TA	= 1, se parede de taipa não revestida; = 0, se parede de madeira aproveitada, palha ou outro material.
Cob_Laje	= 1, se cobertura de laje; = 0, se cobertura de madeira aparelhada e aproveitada, palha ou outro material.
Cob_TBAR	= 1, se cobertura de telha de barro; = 0, se cobertura de madeira aparelhada e aproveitada, palha ou outro material.
Cob _ZIN	= 1, se cobertura de telha de zinco; = 0, se cobertura de madeira aparelhada e aproveitada, palha ou outro material.
Água_RG	= 1, se abastecimento de água é proveniente de rede geral; = 0, se abastecimento de água provém de carro-pipa, coleta de chuva e outros.
Água_PN	= 1, se abastecimento de água é proveniente de poço ou nascente; = 0, se abastecimento de água provém de carro-pipa, coleta de chuva e outros.
Sanit_RG	= 1, se esgotamento sanitário é feito através de rede geral; = 0, se é feito através de vala, jogado em rio, lago ou mar, outro.

(Continua)

(Continuação)

Código	Descrição sumária
SAN_FSSE	= 1, se esgotamento sanitário é feito através de fossa séptica; = 0, se é feito através de vala, jogado em rio, lago ou mar, outro.
SAN_FRUD	= 1, se esgotamento sanitário é feito através de fossa rudimentar; = 0, se é feito através de vala, jogado em rio, lago ou mar, outro.
Lixo DIR	= 1, se o lixo é coletado direta ou indiretamente; = 0, se o lixo é jogado em rio, lago ou mar.
Lixo_QE	= 1, se o lixo é queimado ou enterrado; = 0, se o lixo é jogado em rio, lago ou mar.
Lixo_TB	= 1, se o lixo coletado é jogado em terreno baldio; = 0, se o lixo é jogado em rio, lago ou mar.
ILU_ELET	= 1, se a residência possui iluminação elétrica; = 0, se a iluminação é de gás de botijão, óleo, querosene ou outra forma.
Outrocom	Corresponde aos demais cômodos da residência além dos dormitórios. Variável politômica que varia de 0 a 29.
Dormitor	Representa o número de cômodos servindo como dormitório. Variável politômica que varia de 1 a 15.
Banheiro	= 1, se existe banheiro na residência; = 0, caso contrário.
Lmedren	Renda mediana do setor censitário em valores correntes do ano.
Lmedren2	Lmedren ajustada para medir o desvio em relação à média de 1999.
*Dummy*_RM	= 1, se a residência estiver localizada em uma região metropolitana; = 0, se a residência não estiver localizada em uma região metropolitana.
*Dummy*_Auto	= 1, se a residência estiver localizada em área autorrepresentativa; = 0, se a residência não estiver localizada em área autorrepresentativa.

Elaboração dos autores.

Para expurgar o efeito das variações temporais nas rendas medianas e medir o efeito localização de forma mais adequada, adotamos o procedimento apresentado por Considera, Neri e Pinto (1997). O valor logarítmico da renda mediana ajustada no ano t [Log(Medren2 (t))] é calculado da seguinte forma:

$$\text{Log(Medren2 }(t)) = \text{Log(Medren}(t)) + \text{Log(Renda Média(1999)/Renda Média }(t)).$$

Com este procedimento, a média de cada ano é modificada, mas mantém-se a variância da renda original. Isto implica que qualquer modificação na variância será encarada como mudança real na qualidade da localidade, fazendo com que a média da renda mediana ajustada para cada ano t não coincida com a média de 1999. Uma redistribuição das residências em favor de localidades de renda mais elevada aumentaria essa média e vice-versa.

Um exemplo pode esclarecer melhor o efeito da redistribuição das residências. Suponha que a única alteração do estoque de residências de um ano para outro tenha sido a

destruição de um apartamento em um bairro pobre e a construção de um apartamento igual em um bairro rico. Este fato aumenta o *quantum* de residências pelo fato de considerar que uma residência em um bairro rico vale mais que uma residência em bairro pobre. Supõe-se implicitamente que o valor adicionado da construção de uma residência em um bairro rico seja maior que o mesmo em um bairro pobre. Um explicação para este fato é que, por exemplo, o padrão de acabamento de uma residência em um bairro rico, que não é uma variável observável, exige uma mão de obra mais qualificada, com salários mais elevados.

A tabela 1 apresenta as médias ou percentuais observados na ocorrência dos atributos dos imóveis residenciais para anos selecionados do período em análise. Os dados permitem ver as diferenças existentes entre os Censos e a Pnad em termos das variáveis investigadas, de tamanhos das amostra recenseadas e expandidas, bem como da cobertura amostral em um caso e outro.

TABELA 1
Estatísticas descritivas: médias das variáveis utilizadas na estimação do modelo hedônico para anos selecionados

Atributo	1970	1980	1981	1986	1990	1991	1995	1999
Apartamento	ND	0.12	0.07	0.09	0.10	0.14	0.09	0.09
Parede de alvenaria	ND	0.77	0.73	0.78	0.82	0.85	0.84	0.87
Parede de madeira	ND	0.18	0.17	0.14	0.13	0.13	0.11	0.10
Parede de taipa	ND	0.04	0.08	0.06	0.04	0.02	0.04	0.03
Cobertura de laje	ND	0.17	0.14	0.18	0.17	0.26	0.18	0.19
Cobertura de telha e de barro	ND	0.69	0.79	0.76	0.78	0.56	0.79	0.78
Cobertura de telha e de zinco	ND	0.01	0.02	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01
Água rede geral	0.26	0.76	0.60	0.70	0.73	0.88	0.71	0.76
Água poço/nascente	0.11	0.15	0.25	0.21	0.19	0.07	0.09	0.09
Saneamento de rede geral	0.08	0.38	0.30	0.38	0.41	0.44	0.40	0.44
Saneamento de fossa séptica	0.12	0.20	0.14	0.14	0.16	0.10	0.12	0.12
Saneamento de fossa rudimentar	0.19	0.30	0.34	0.29	0.27	0.24	0.23	0.23
Lixo coletado	ND	ND	0.49	0.58	0.64	0.76	0.66	0.72
Lixo queimado	ND	ND	0.15	0.16	0.14	0.07	0.14	0.12
Lixo em terreno baldio	ND	ND	0.29	0.18	0.17	0.10	0.12	0.07
Eletricidade	0.36	0.88	0.75	0.83	0.87	0.97	0.92	0.95
Outros cômodos	1.18	ND	3.17	3.34	3.52	2.15	3.62	3.70
Banheiro	ND	ND	0.80	0.84	0.86	0.86	0.89	0.92
Dormitórios	0.92	2.68	2.05	2.05	2.00	1.72	1.98	1.97
Log renda mediana	6.73	7.03	6.30	6.30	6.23	6.30	6.27	6.28
Dummy região metropolitana	ND	ND	0.33	0.35	0.33	0.33	0.33	0.32
Dummy áreas autorrepresentativas	ND	ND	0.18	0.19	0.20	ND	0.21	0.22
Número de amostras	4.410.847	6.302.660	103.075	65.236	72.941	4.342.929	85.043	93.793
Número obs. amostra expandida	17.643	25.211	26.029	31.100	34.111	34.743	38.474	42.851

Elaboração dos autores.

Nota-se, primeiro, que o conjunto de variáveis recenseadas nos Censos de 1970 e 1980 são mais reduzidos do que na Pnad, nessa medida restringindo as variáveis especificadas nos modelos de preços hedônicos utilizados para estimações e simulações do valor da residências desses anos. Nota-se, ademais, que, para alguns atributos – como apartamentos, telhas de barro, dormitórios e outros cômodos, entre outros –, os valores médios nos Censos são significativamente diferentes daqueles observados na Pnad, provavelmente devido às diferenças na cobertura geográfica dos dois recenseamentos. Por fim, nota-se que, apesar de mudanças significativas na ocorrência de algumas características durante os anos 1970, os atributos do imóveis residenciais permaneceram relativamente estáveis no restante do período, que se explica em parte pela estagnação da construção civil residencial a partir da crise dos início da década de 1980.

Focando o ano de 1999, para o qual será estimado o MPH, pode-se constatar que 92% dos imóveis residenciais possuíam banheiro; 87% eram construídos com paredes de alvenaria; 78% possuíam coberta de telhas de barro; 76% tinham acesso à rede geral de água; 92%, à rede de eletricidade; e 72% possuíam coleta de lixo. Porém, apenas 44% estavam ligados à rede de saneamento.

Os valores equivalentes de algumas características residenciais em 1940 e 1970 foram, respectivamente, 13% e 26% relativos ao acesso à rede de água canalizada; 17% e 36%, à eletricidade; 15% e 13% referidos a instalações sanitárias, que é uma medida aproximada de ligação à rede de saneamento. Por fim, no caso da parede de alvenaria, o percentual foi de 33%, em 1940, mas a estatística não foi coletada em 1970. Esses dados, juntos com os da tabela 1, mostram que foi na década de 1970 que ocorreram melhorias substanciais nas condições habitacionais brasileiras. Em termos amplos, os fatores subjacentes à melhoria nas condições habitacionais foram o final de um processo acelerado de urbanização, as altas taxas de crescimento da renda *per capita* e os maciços programas de financiamento à infraestrutura pública.

4 ESTIMAÇÃO E SIMULAÇÃO

Um problema crucial nas estimações dos preços hedônicos é que o conjunto de características dos imóveis recenseados pela Pnad não coincide com aqueles considerados pelos Censos de 1970, 1980 e 1991. Portanto, para cada um desses anos é necessário

utilizar diferentes atributos, o que, naturalmente, ocasiona problemas de vieses nos coeficientes estimados para os atributos hedônicos e, portanto, de confiabilidade e comparabilidade das estimativas dos valores do estoque de residência nos diversos anos.

Os problemas de comparabilidade são agravados pela constatação de que mesmo atributos comuns dos Censos e da Pnad – como apartamentos, telhas de barro, dormitórios e outros cômodos, entre outros – apresentam valores médios e distribuição estatística significativamente distintos nos dois recenseamentos, provavelmente devido às diferenças nos critérios de amostragem e de cobertura geográfica. Em termos de resultados, a consequência mais questionável era o valor do estoque de residência menor, mesmo com maior número de residências nos anos censitários.

Na tentativa de contornar esses problemas, os procedimentos adotados foram: primeiro, utilizar os coeficientes de preços hedônicos estimados com base nos dados da Pnad 1999 para simular o valor do estoque de residências para os anos em que a Pnad foi realizada. Para 1991, quando não foi realizada a Pnad, os valores dos imóveis foram simulados com base nos percentuais observados para as características em 1990 aplicados à distribuição do número de imóveis observados no Censo de 1991. A expectativa é que os valores das residências assim representados sejam mais confiáveis que aqueles que se obteriam utilizando um conjunto de coeficientes mais restrito e a amostra estruturalmente distinta do Censo de 1991. Para 1994, quando também não foi realizada a Pnad, os valores foram obtidos pela interpolação a partir dos valores reproduzidos para os anos adjacentes, ou seja, 1993 e 1995. Para o ano de 1980, os valores dos imóveis foram cogitados com base nos percentuais observados para as características em 1981, aplicados à distribuição do número de imóveis observados no Censo de 1980. Por fim, para 1970, a única possibilidade foi utilizar os valores dos coeficientes estimados para a especificação mais restrita do conjunto de atributos comuns ao Censo de 1970 e à Pnad 1999.

Outro problema comum na estimação dos preços hedônicos de residências são as distorções oriundas das segmentações na distribuição dos atributos físicos e da localização dos imóveis.[8] Diante das dificuldades de dar tratamento rigoroso ao problema da segmentação espacial e regional no caso de um país com dimensões

8. A título de exemplo, utilizando modelos econométricos com parâmetros variando no espaço, Pavlov (2000) mostra a ocorrência de segmentações significativas nos valores dos coeficientes dos atributos hedônicos das residências entre os bairros de Los Angeles.

continentais como o Brasil, as estimações aqui realizadas supõem, simplificadamente, que a divisão entre áreas urbanas e rurais é a única segmentação relevante. É óbvio que outras segmentações como áreas metropolitanas e não metropolitanas são relevantes. Contudo, informações sobre o tipo de área metropolitana ou autorrepresentativas estão ausentes nos Censos Demográficos de 1970 e 1980, impossibilitando testar essa segmentação e criando problemas de comparabilidade adicionais aos já enfrentados.

Portanto, para o ano-base de 1999, realizaram-se três estimativas para o modelo de preços hedônicos dos atributos residenciais, sendo uma para o mercado imobiliário agregado, outra para áreas urbanas e a terceira para áreas rurais. A definição de área rural e urbana utilizada baseia-se nos critérios adotados nos Censos e na Pnad que classificam como área urbana a área urbanizada ou não das cidades e vilas, além das áreas urbanas isoladas (mais de duzentos domicílios). A área rural inclui os aglomerados rurais de extensão urbana e rural isolado, ou seja, povoado, núcleo, outros aglomerados e outras zonas rurais.

A amostra da Pnad 1999 conta com 12.736 observações no agregado, sendo 12.390 nas áreas urbanas e 346 nas áreas rurais. Nas estimações do MPH, o R^2 ajustado foi 0,68 para o mercado agregado; 0,67 para áreas urbanas e 0,57 para as áreas rurais. Os valores dos coeficientes estimados para os preços hedônicos dos atributos residenciais nos mercados imobiliários agregado, urbano e rural são reportados na tabela 2 e no gráfico 1.

Antes de mais nada, nota-se que o tamanho relativamente reduzido da amostra de residências nas áreas rurais implica que os resultados para o agregado e as áreas urbanas são praticamente idênticos. Além disso, as estimativas do coeficiente hedônicos para as áreas rurais são, provavelmente, menos significativas, dificultando comparações com os valores estimados para as áreas urbanas.

As estimações mostram que, em ambos os segmentos, os atributos mais significativos dizem respeito à localização das residências (proximidade dos centros urbanos), embora, nos mercados urbanos, as características físicas e o acesso à infraestrutura pública sejam também fatores importantes. Nos coeficientes estimados para as áreas urbanas, 18 dos 23 coeficientes estimados são diferentes de zero em nível de significância de 5%. Destes, dezesseis permanecem diferentes de zero em nível de significância de 1%. Os atributos cujos coeficientes estimados não diferem de zero, caso da ocorrência de parede de madeira, parede de taipa, cobertura de telha de barro ou

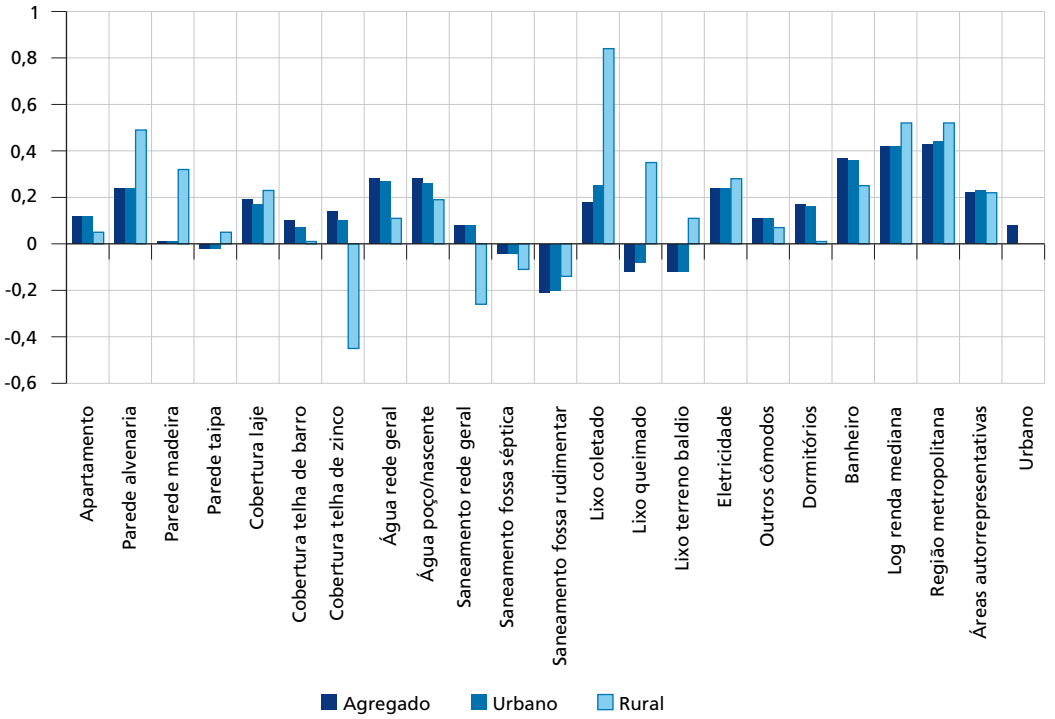
de telha de zinco, dizem respeito às características raramente observadas nos mercados imobiliários urbanos. Além disso, dois atributos, o saneamento de fossa séptica e o de fossa rudimentar, apresentam coeficientes estimados negativos, e significativos em relação àqueles cujo saneamento é feito em vala, rio, lago e mar. Esse resultado é de difícil interpretação, atribuindo-se, sugestivamente, aos efeitos espúrios do valor mais alto dos imóveis localizados próximos a rio, lago ou mar. As estimativas para as áreas rurais apresentam apenas seis coeficientes significativamente diferentes de zero. A pouca precisão nas estimativas deve-se, provavelmente, ao reduzido número de observações.

TABELA 2
Brasil: coeficientes estimados para os preços hedônicos dos atributos residenciais nos mercados imobiliários urbano, rural e agregado (1999)

	Rural		Urbano		Agregado		Diferença urbano-rural
Número de observações	346		12.390		12.736		-
R^2 ajustado	0,57		0,67		0,68		-
Variável	Coeficiente	Valor $p > 0$	Coeficiente	Valor $p > 0$	Estimativa	Valor $p > 0$	URB-RUR
Intercepto	-0.84	0.19	-0.04	0.79	-0.15	0.29	0.80
Apartamento	0.05	0.85	0.12	0.00	0.12	0.00	0.07
Parede de alvenaria	0.49	0.09	0.24	0.00	0.24	0.00	-0.25
Parede de madeira	0.32	0.28	0.01	0.87	0.01	0.88	-0.31
Parede de taipa	0.05	0.89	-0.02	0.83	-0.02	0.83	-0.07
Cobertura de laje	0.23	0.44	0.19	0.00	0.17	0.01	-0.05
Cobertura de telha de barro	0.01	0.97	0.10	0.13	0.07	0.24	0.09
Cobertura de telha de zinco	-0.45	0.50	0.14	0.08	0.10	0.17	0.59
Água em rede geral	0.11	0.27	0.28	0.00	0.27	0.00	0.17
Água de poço/nascente	0.19	0.10	0.28	0.00	0.26	0.00	0.08
Saneamento em rede geral	-0.26	0.08	0.08	0.00	0.08	0.00	0.34
Saneamento de fossa séptica	-0.11	0.44	-0.04	0.02	-0.04	0.02	0.07
Saneamento de fossa rudimentar	-0.14	0.29	-0.21	0.00	-0.20	0.00	-0.08
Lixo coletado	0.84	0.00	0.18	0.05	0.25	0.00	-0.66
Lixo queimado	0.35	0.22	-0.12	0.23	-0.08	0.40	-0.47
Lixo em terreno baldio	0.11	0.70	-0.12	0.23	-0.12	0.17	-0.24
Eletricidade	0.28	0.12	0.24	0.00	0.24	0.00	-0.04
Outros cômodos	0.07	0.00	0.11	0.00	0.11	0.00	0.05
Dormitórios	0.01	0.91	0.17	0.00	0.16	0.00	0.16
Banheiro	0.25	0.14	0.37	0.00	0.36	0.00	0.12
Log renda mediana	0.52	0.00	0.42	0.00	0.42	0.00	-0.10
Dummy região metropolitana	0.52	0.00	0.43	0.00	0.44	0.00	-0.08
Dummy áreas autorrepresentativas	0.22	0.03	0.22	0.00	0.23	0.00	0.00
Dummy para urbano	-	-	-	-	0.08	0.00	-

Fonte: Pnad (1999).
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 1
Brasil: coeficientes estimados para os preços hedônicos dos atributos residenciais nos mercados imobiliários urbano, rural e agregado (1999)



Fonte: Pnad (1999).

Em termos de magnitude, destaca-se a importância dos coeficientes dos fatores locacionais como aqueles situados em regiões metropolitanas e municípios ditos autorrepresentativos, bem como a renda mediana do setor censitário. Em seguida, as estimativas para os atributos relacionados às condições de acesso a redes públicas de água e eletricidade, que em certa medida são também características locacionais. Em terceiro plano, o valor dos coeficientes das características físicas dos imóveis tais como existência de banheiro, tamanho segundo o número de cômodos e material de construção das paredes e teto. Nota-se, por fim, que em termos de magnitude, as diferenças dos coeficientes nas áreas urbana e rural são relativamente pequenas em termos absolutos, sendo menor que 0,05 em sete dos coeficientes, e, em outros oito, a diferença não chega ao valor de 0,20.

5 RESULTADOS DAS SIMULAÇÕES

Esta seção apresenta os valores simulados para o capital residencial e o investimento em residências obtidos com base nas estimativas do MPH. A análise compara essas estimativas com aquelas obtidas pelo MEP.

O MPH estima o estoque a partir do número de unidades residenciais, mas valorando-o em termos dos seus atributos físicos e locacionais. O valor do estoque oscila, portanto, pela variação do número de unidades mais a flutuação dos atributos residenciais do estoque de imóveis. Caso a quantidade de atributos que são mais valorizados aumente, como apartamentos, número de dormitórios, o estoque eleva acima da taxa de crescimento das unidades residenciais. Os dois problemas listados na seção 4, omissão de variáveis importantes e sensibilidade à variação dos parâmetros, sugerem que as estimativas devem ser analisadas com cautela, estando naturalmente sujeitas a futuras revisões.

A tabela 3 apresenta os principais resultados obtidos. Nota-se, primeiro, que o número de residências no país cresceu a taxas de 3,1% a.a., no período 1970-1999, o que se compara com um crescimento de 3% a.a. no período 1920-1970. Nas décadas de 1970, 1980 e 1990, o número de residências cresceu a uma taxa relativamente constante, quais sejam, 3,6%, 3,1% e 2,6% a.a., respectivamente, enquanto o PIB real desacelera o crescimento de 8.1% a.a., nos anos 1970, para algo em torno de 3% a.a. nas outras duas décadas. As cifras sugerem que decisões de investir em residências respondem mais a fatores tendenciais relacionados à dinâmica demográfica do que aos ciclos econômicos.

TABELA 3
Índices de *quantum* do capital residencial, residências e PIB (1981-1999)

Ano	PIB (R$ bilhões)	Número de residências (milhões)	ER-MPH (R$ bilhões)[1]	Valor unitário das residências (R$)	ER-MEP (R$ bilhões)[2]	ER-MPH/ER-MEP	ER-MPH/PIB	ER-MEP/PIB
1970[3]	275	17.6	309	17.532	164	1.89	1.12	0.60
1980[3]	629	25.2	532	21.111	364	1.46	0.85	0.58
1981	634	26.0	521	20.011	393	1.32	0.82	0.62
1982	639	27.4	553	20.190	422	1.31	0.87	0.66
1983	621	28.2	585	20.751	448	1.31	0.94	0.72
1984	654	29.2	613	21.015	473	1.30	0.94	0.72
1985	706	30.6	652	21.327	497	1.31	0.92	0.70
1986	758	31.1	677	21.757	524	1.29	0.89	0.69
1987	785	32.1	696	21.672	553	1.26	0.89	0.70
1988	785	33.2	740	22.303	580	1.28	0.94	0.74
1989	810	34.3	761	22.169	609	1.25	0.94	0.75

(Continua)

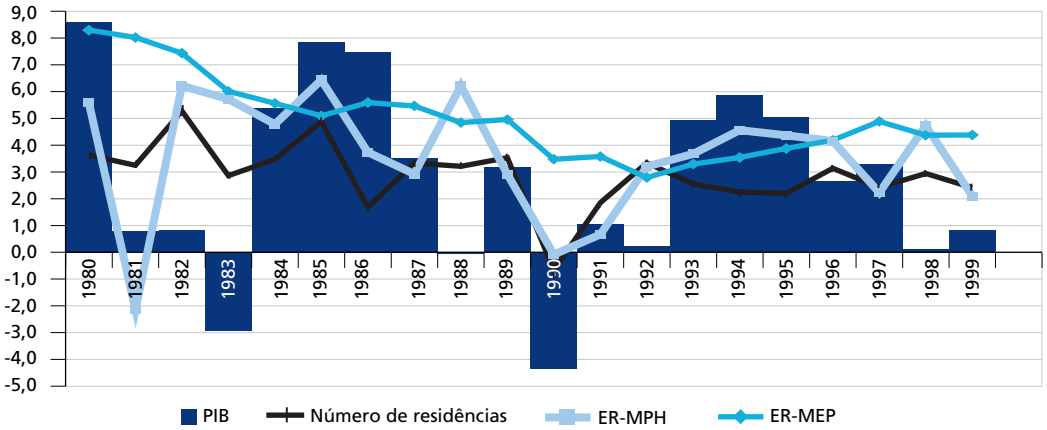
(Continuação)

Ano	PIB (R$ bilhões)	Número de residências (milhões)	ER-MPH (R$ bilhões)[1]	Valor unitário das residências (R$)	ER-MEP (R$ bilhões)[2]	ER-PH/ER-MEP	ER-MPH/PIB	ER-MEP/PIB
1990	774	34.1	761	22.299	630	1.21	0.98	0.81
1991[4]	782	34.7	766	22.319	652	1.17	0.98	0.83
1992	778	35.9	790	22.010	671	1.18	1.02	0.86
1993	816	36.8	819	22.252	693	1.18	1.00	0.85
1994[4]	864	37.6	857	22.755	717	1.19	0.99	0.83
1995	901	38.5	894	23.238	745	1.20	0.99	0.83
1996	925	39.7	931	23.466	776	1.20	1.01	0.84
1997	955	40.6	952	23.422	814	1.17	1.00	0.85
1998	956	41.8	997	23.828	850	1.17	1.04	0.89
1999	964	42.9	1,018	23.755	887	1.15	1.06	0.92

Fonte: IBGE. Estimativas dos autores.
Notas: [1] Estimado pelo método ER-MPH.
[2] Estimado pelo método ER-MEP.
[3] Estimativas para os anos 1970 e 1980 por especificações de modelos com atributos comuns.
[4] Para os anos 1991 e 1994, as estimativas ER-MPH foram feitas com base nos valores interpolados de observações da Pnad em anos adjacentes.
Obs.: Os dados têm como base 1999 = 100.

O valor do estoque de residências estimado pelo modelo ER-MPH cresceu durante todo o período analisado à taxa de 4,2% a.a. com uma tendência de desaceleração um pouco mais acentuada que o número de residências, ou seja, 5,6%, 3,6% e 4% a.a. nas décadas de 1970, 1980 e 1990, respectivamente. Essa variável mostra mais claramente os efeitos cíclicos, ou seja, acelera nos períodos de auge de crescimento, como em 1980, 1984-1985 e 1994-1996, e desacelera, tornando-se às vezes negativas, em anos de recessão como 1981 e 1990-1991.

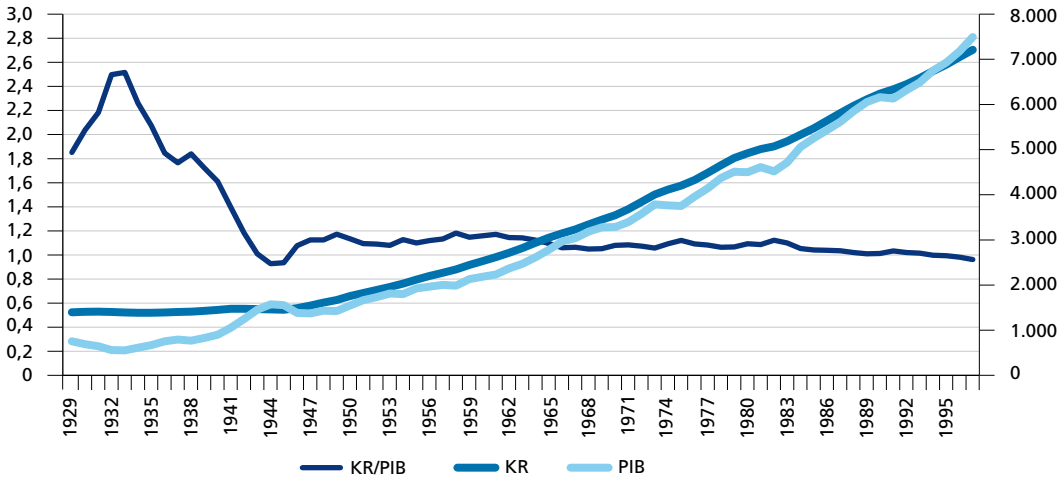
GRÁFICO 2
Taxa de crescimento do PIB, número e valor do estoque de residências estimado pelo ER-MPH e pelo ER-MEP
(Em % a.a.)



Elaboração dos autores.

Comparado com o PIB, o valor do ER-MPH oscila em torno de 1,0, tendendo a cair nas fases de aceleração do crescimento, como nos anos 1970, e a subir nas fases de desaceleração do crescimento, como nos anos 1980 e 1990. Essa cifra é bastante razoável quando comparada à observada nas principais economias ocidentais. Para fins de analogia, o gráfico 3 apresenta evidências da economia dos Estados Unidos. Nota-se, primeiro, que a relação entre valor de estoque de residências e o PIB permanece praticamente constante, com valores próximos de 1,0 desde, pelo menos, meados dos anos 1940. Segundo, que o valor do estoque de residência apresenta um componente tendencial mais caracterizado que o do PIB. Destacam-se, nesse sentido, os bruscos aumento e queda da relação Capital Residencial (KR)/PIB ocorridos no período que se estende da Grande Depressão, em 1929, até o final da Segunda Guerra Mundial, em 1945 e, menos espetacular, as oscilações associadas aos ciclos de crescimento dos anos 1950 e 1960, das duas crises do petróleo da década de 1970 e o vigoroso crescimento dos anos 1990.

GRÁFICO 3
Relação entre o valor do estoque líquido de residências e o PIB para os Estados Unidos (1929-1997)
(Em US$ bilhões a preços de 1972)



Elaboração dos autores.

As estimativas para o Brasil parecem, portanto, corroboradas pelas evidências americanas, ou seja, uma relação ER/PIB da mesma ordem de grandeza, embora com mais volatilidade no caso brasileiro. O mesmo se verifica para as estimativas do investimento em residência, que, no caso do Brasil, foi de 4% a 5% do PIB, na década de 1970, reduzindo-se para 3% nas duas décadas seguintes. Valores equivalentes para os Estados Unidos foram de 3%, nos anos 1970, e cerca de 2% nos anos 1990.

O valor unitário das residências (VUR), calculado pela divisão do valor de ER-MPH pelo número de unidades residenciais, mede a valorização do estoque de residência, que se deve ao crescimento dos atributos relativamente mais valorizados e, portanto, são um índice da melhoria na qualidade do estoque de residências do país. Durante o período 1970-1999, essa medida cresceu a uma taxa de 1,05% a.a. Nos anos 1970, a taxa de crescimento foi de 1,9% a.a. em grande parte devido à expansão acelerada de programas e financiamentos habitacionais do Banco Nacional da Habitação (BNH) que, com juros negativos e incentivos fiscais abundantes, contribuíram significativamente para o aumento, renovação e melhoria da qualidade das residências do país.

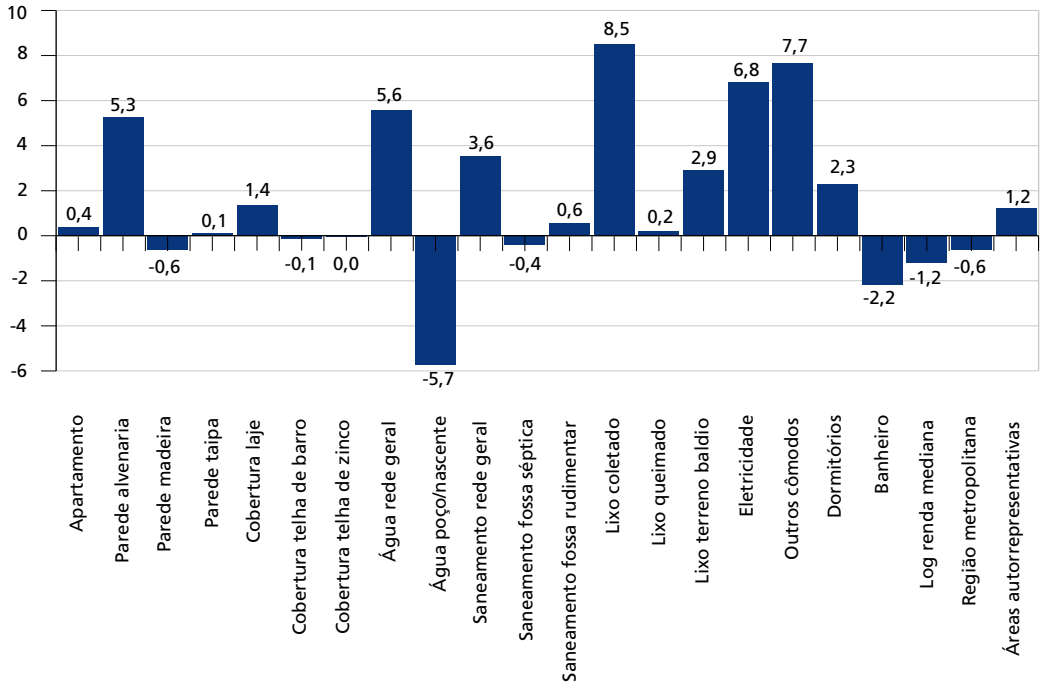
Durante os anos 1980, a taxa de crescimento do VUR foi de somente 0,5% a.a. A falência do BNH e a drástica redução dos financiamentos habitacionais acarretaram desaceleração significativa na melhoria de qualidade do estoque de residência do país. Esta desaceleração associa-se a mudanças substanciais no padrão da construção civil de residências que se caracteriza pelo grande aumento do consumo a varejo pelos pequenos construtores autônomos em contraposição às grandes construtoras, cuja participação no consumo nacional de cimento reduz-se de 70% em meados dos anos 1980 para 39% em 1995 (Reis e Morandi, 2004). Ou seja, a lenta melhoria de qualidade do estoque de residências no período explica-se pela maior participação de pequenas construções, reformas e renovações de residências realizadas por construtores informais, quando não pelos próprios membros da família. Cabe observar que, em períodos de hiperinflação, os investimentos em estoque de material de construção e em pequenas obras de construção constituem mecanismo de proteção contra as perdas inflacionárias por parte das unidades familiares que não possuem acesso a instrumentos mais sofisticados disponíveis no mercado financeiro.

A retomada dos financiamentos e investimentos habitacionais na década de 1990 foi fraca e pouco sustentada. Entretanto, no triênio que se segue à estabilização de preços em virtude ao Plano Real, constatam-se melhorias significativas na qualidade do estoque de capital em residências.

Em termos microeconômicos, com base nas estimativas dos preços hedônicos, três fatores foram mais importantes para explicar a melhoria da qualidade das residências no período 1970-1999. Primeiro, o aumento de acesso à infraestrutura de coleta de

lixo; segundo, o aumento no número de cômodos, como salas e cozinhas; e terceiro, o aumento de acesso à rede elétrica. Estes três atributos hedônicos contribuíram para o crescimento de 22,9%, ou seja, responderam por 64,5% do aumento de 35,5% de melhorias da qualidade do estoque de residência do Brasil durante o período em caso. Seguem, com menor importância, a ocorrência de alvenaria e a existência de abastecimento à rede de água.

GRÁFICO 4
Brasil: estimativas da contribuição percentual dos atributos hedônicos para o crescimento da qualidade do estoque de residências (1970-1999)



Elaboração dos autores.

A tabela 4 permite comparar as estimativas do ER-MPH com aquelas obtidas pelo ER-MEP.

TABELA 4
Taxas anuais de crescimento do PIB, número de residências, valores estimados do estoque de capital pelos métodos MEP e MPH, e do valor unitário do ER-MPH

Ano	PIB	Número de residências	ER-MEP	ER-MPH	Valor unitário médio das residências
1980	8.6	3.6	8.3	5.6	1.9
1981	0.8	3.2	8.0	-2.1	-5.2

(continua)

(continuação)

Ano	PIB	Número de residências	ER-MEP	ER-MPH	Valor unitário médio das residências
1982	0.8	5.3	7.4	6.2	0.9
1983	-2.9	2.9	6.0	5.7	2.8
1984	5.4	3.5	5.6	4.8	1.3
1985	7.9	4.9	5.1	6.4	1.5
1986	7.5	1.7	5.6	3.7	2.0
1987	3.5	3.3	5.5	2.9	-0.4
1988	-0.1	3.2	4.8	6.2	2.9
1989	3.2	3.5	5.0	2.9	-0.6
1990	-4.3	-0.7	3.5	-0.1	0.6
1991	1.0	1.9	3.6	0.7	0.1
1992	0.2	3.3	2.8	3.2	-1.4
1993	4.9	2.6	3.3	3.7	1.1
1994	5.9	2.2	3.5	4.6	2.3
1995	5.0	2.2	3.9	4.4	2.1
1996	2.7	3.1	4.2	4.2	1.0
1997	3.3	2.4	4.9	2.2	-0.2
1998	0.1	2.9	4.4	4.7	1.7
1999	0.8	2.4	4.4	2.1	-0.3

Fonte: IBGE e Ipea.
Obs.: Valores ER-MPH para 1980, 1991 e 1994 são interpolados.

Nota-se, em primeiro lugar, que as estimativas pelo MEP são maiores e apresentam componente tendencial mais fortemente caracterizado, ou seja, pequenas diferenças nas taxas de crescimento para anos consecutivos, independentemente do comportamento do PIB. As estimativas do estoque de capital residencial pelo modelo de preços hedônicos, por sua vez, apresentam um componente cíclico mais caracterizado e, *grosso modo*, acompanham as oscilações cíclicas do PIB.

Em consequência, na tabela 3, pode-se ver que as estimativas do ER-MEP, em relação ao PIB, que eram de 1,89 em 1970, caem sistematicamente até atingir 1,15 do PIB em 1999, enquanto as estimativas pelos preços hedônicos mantêm uma relação estável com o PIB.

Em ambas as estimativas, o componente tendencial é dado, em parte, pelo número de residências, mas nas hipóteses utilizadas pelas estimativas do MEP esse componente tendencial é reforçado pelo seu caráter inercial da construção civil não residencial. Nesse sentido, é bom lembrar que, como nas Contas Nacionais do Brasil inexistem dados

desagregados para construção civil de residências, as estimativas pelo método ER-MEP do estoque de edificações em estoque residencial e não residencial foram obtidas pela taxa de crescimento anual do número de residências, deduzido da taxa de depreciação imputada aplicada a uma estimativa de sua participação do investimento em edificações no investimento total da economia disponível para o ano-base de 1974 (Hofman, 1992). Além disso, a partir de 1986, o componente tendencial dessas estimativas é suavizado pelas informações adicionais sobre a construção residencial que são introduzidas nas estimativas.[9] Pode-se concluir que as estimativas pelo modelo ER-MPH representam definitivamente um avanço em relação às estimativas pelo método ER-MEP, na medida em que inexistem dados mais confiáveis sobre os investimentos em construção residencial.

6 CONCLUSÕES E EXTENSÕES

O caráter exploratório e preliminar desse trabalho limita as conclusões possíveis. Contudo, as estimativas hedônicas e os exercícios de simulação feitos mostram, de forma inequívoca, a importância da infraestrutura de serviços públicos, em especial da existência de coleta de lixo, acesso a redes de eletricidade e água encanada, sobre a riqueza e o bem-estar das famílias e, em segundo plano, as característica físicas dos imóveis como número de outros cômodos, como sala e cozinha.

Embora a oferta dos serviços públicos possa se realizar por concessões a empresas privadas, dadas as condições de pobreza e desigualdade econômica prevalentes na economia brasileira, é de se prever que investimentos essenciais para a criação dessa infraestrutura sejam necessariamente realizados pelo setor público, ou então por meio de incentivos e subsídios aos gastos de investimentos e operacionais incorridos pelo setor privado. De qualquer forma, a conclusão básica é que a rentabilidade social dos investimento em infraestrutura pública e, em particular, dos programas de financiamento e construção de habitação para populações de baixa renda, cujos efeitos sobre o valor do estoque de residências e a melhoria do bem-estar das famílias do país podem ser

9. A partir de 1986, a metodologia de estimação do ER-MEP foi alterada, supondo-se que a participação das estruturas residenciais na formação bruta em edificações passa a crescer a taxas constantes, saindo de 39%, em 1985, para 61%, em 1995. Esta alteração justifica-se pela evidência sobre a redução da participação do consumo de cimento das grandes construtoras, que de 70% do total nacional, em meados de 1980, cai para 39%, em 1995. Esse declínio das vendas no atacado e o crescimento das vendas a varejos para pequenos produtores-construtores autônomos seria, segundo Morandi (2003), indicativo de aumento da construção civil residencial em detrimento da não residencial.

substanciais. Acrescente-se a esses benefícios sociais o efeito da melhoria da qualidade das residências sobre a produtividade e rendimentos daquela parcela de moradores que tem seu emprego e local de produção na própria residência.

A análise, certamente, merece revisões críticas e extensões. Primeiro, para evitar os vieses nos coeficientes dos atributos hedônicos estimados com base no ano de 1999, exclusivamente. Para tanto, seria recomendável utilizar métodos de estimação mais rigorosos e, em particular, especificar modelos de painel que permitissem incorporar os dados de outros anos na estimação dos coeficientes dos preços dos atributos hedônicos. Segundo, testar de forma mais rigorosa os vieses introduzidos pelo fato de ter de adotar especificações mais simples para os anos censitários, quando não for realizada a Pnad. Isso poderia ser feito estimando e simulando para todos os valores do estoque de residências, pela utilização da especificação simplificada, comparando-as com aquelas que se obtêm com as especificações mais completas baseadas exclusivamente na Pnad. Terceiro, deve ser feita análise mais rigorosa da sensibilidade dos resultados à hipótese de uma relação constante no tempo e no espaço entre o valor dos aluguéis e o preço das residências. Fontes de dados alternativas sobre o mercado imobiliário, contendo dados sobre valor do aluguel e preço da residência, poderiam e deveriam ser utilizadas nesse sentido para testar e adotar hipóteses mais razoáveis.

REFERÊNCIAS

AZZONI, C. R. *et al.* Regional income convergence among Brazilian states, 1981-1996: a study using micro-data and pseudo-panel. *In*: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 27., 1999, Niterói, Rio de Janeiro. **Anais**... Niterói: Anpec, 1999.

BOVER, O.; VELLILA, P. **Hedonic house prices without characteristics**: the case of new multiunit housing. Frankfurt: ECB/CEPR, 2001. (ECB Working Paper, n. 117); (CEPR Discussion Paper, n. 3161).

CONSIDERA, C.; NERI, M.; PINTO, A. **A evolução recente do bem-estar, da pobreza e da desigualdade**. Brasília: Ipea, 1997. Mimeografado.

GONÇALVES, R. R. O déficit habitacional nas Regiões Metropolitanas: 1981/2000. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 28, n. especial, p. 103-114, jul. 1997.

GREEN, R. K.; HENDERSHOTT, P. H. **Demographic factors and Real House Prices**. Cambridge: NBER, Apr. 1993. (Working Papers, n. 4332).

GRILICHES, Z. Hedonic price indexes for automobiles: An econometric of quality change. *In*: **The Price Statistics of the Federal Goverment** (pp. 173-196). NBER, 1961.

HALFELD, Mauro. **Seu imóvel: como comprar bem**. São Paulo: Fundamento Educacional, 2002.

HENDERSHOTT, P. H.; WHITE, M. The rise and fall of housing's favored investment status. **Journal of Housing Research**, 11(2), 257, 2000.

HOFMAN, A. A.. Capital accumulation in Latin America: a six country comparison for 1950-89. **Review of Income and Wealth 38(4)**: 365-401.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico de 1991**. Documentação dos Microdados da Amostra. Rio de Janeiro, 1996, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

KANEMOTO, Y. **Housing question in Japan**. Tokyo: Regional Science and Urban Economics, 1997. Disponível em: <http://goo.gl/vayLjz>.

KATZ, A. J. *et al.* **Fixed reproducible tangible wealth in the United States, 1929-94**. Washington: BEA, Aug. 1999.

LUCENA, J. M. P. **O mercado habitacional no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV, 1985. (Série Teses, n. 9).

MALPEZZI, S. **Rent control in developing countries**. Washington: BIRD, 1991. (Discussion Paper, n. 129).

MELAZZO, E. Apontamentos para uma valoração do patrimônio imobiliário urbano brasileiro. *In*: ENCONTRO NACIONAL DA ANPUR, 6. **Anais**... Brasília: Anpur, 1996. p. 504-508.

NERI, M. C. **Assets, market and poverty in Brazil**. Washington: BIRD; Research Network, May 1999. (Working Papers Series, R-357).

O'SULLIVAN, A. **Urban Economics**. Homewood: Irwin, 1996.

PAVLOV, A. D. Space-varying regression coefficients: a semi-parametric approach applied to real estate markets. **Real estate economics**, v. 28, n. 2, p. 249-283, 2000.

POTERBA, J. M. **Taxation and housing**: old questions, new answers. Cambridge: NBER, 1992. (Working Paper, n. 3963).

REBELO, A. M. O mercado habitacional brasileiro: aspectos teóricos e empíricos do investimento habitacional nas unidades da federação. **Estudos econômicos da construção**, v. 3, n. 2, p. 21-39, 1998.

REIS, E.; MORANDI L. **Estoque de capital fixo no Brasil**, 1950-2002. ANPEC, 2004.

ROSEN, Sherwin. Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. **Journal of political economy** 82.1,1974: 34-55.

SPILERMAN, S. Wealth and stratification processes. **Annual Review of Sociology**, v. 26, p. 497-524, Aug. 2000.

WOLFF, E. N. Recent trends in wealth ownership, *In*: SAPRIO, T. M.; WOLFF, E. N. (Ed.). **Benefits and mechanisms for spreading asset ownership in the United States**. New York: Russel Sage Press, 2000.

ZABEL, J. E. Controlling for quality in House-Price Indices. **Journal of Real Estate Finance and Economics**, p. 223-241, 1999.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. **Estimation and inference in econometrics**. New York: Oxford University Press, 1993.

DEININGER, K.; OLINTO, P. **Asset distribution, inequality, and growth**. Washington: The World Bank, 2000. (Policy Research Working Paper, n. 2375).

FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income. **American Economic Association**: papers and proceedings, v. 62, n. 1-2, p. 391-402, Mar. 1972.

GONÇALVES, R. R. **Estabilização macroeconômica e o imposto sobre a riqueza**. Rio de Janeiro: FEA-UFRJ, 1990 (Texto de Debate, n. 7).

HAUGHTON, A. F. **Public infrastructure investments, productivity and welfare in fixed geographic areas**. New York: Federal Reserve Bank of New York, May 2000.

HOLTZ-EAKIN, D. Public-sector capital and the productivity puzzle. **Review of Economic and Statistics**, v. 76, n. 1, p. 12-44, Feb. 1994.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Rio de Janeiro: IBGE, vários anos.

_____. **Censos demográficos**. Rio de Janeiro: IBGE, 1970-1991.

MORANDI, L. **Estoque da riqueza interna tangível e reprodutível** – Brasil, 1970/95. Niterói. 1995. Dissertação (mestrado) – Universidade Federal Fluminense, Niterói, 1995.

MUNNELL, A. H.; COOK, L. M. How does public infrastructure affect regional economic performance? *In*: MUNNELL, A. H. (Ed.). **Is there a shortfall in public capital investment**. Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 1990.

SANTOS, C. H. M.; CRUZ, B. O. **A dinâmica dos mercados habitacionais metropolitanos**: aspectos teóricos e uma aplicação para a Grande São Paulo. Brasília: Ipea, 2000. (Texto para Discussão, n. 713).

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Andrea Bossle de Abreu

Revisão
Carlos Eduardo Gonçalves de Melo
Elaine Oliveira Couto
Laura Vianna Vasconcellos
Luciana Nogueira Duarte
Mariana Silva de Lima
Vivian Barros Volotão Santos
Bianca Ramos Fonseca de Sousa (estagiária)
Thais da Conceição Santos Alves (estagiária)

Editoração
Aeromilson Mesquita
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Carlos Henrique Santos Vianna
Glaucia Soares Nascimento (estagiária)
Vânia Guimarães Maciel (estagiária)

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Rio de Janeiro-RJ

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

Missão do Ipea
Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 1415-4765

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
PLANEJAMENTO,
DESENVOLVIMENTO E GESTÃO