

Qualidade das Amenidades Urbanas: Uma Estimação da Propensão Marginal a Pagar para as Regiões Metropolitanas do Brasil [♦]

▪ Roberta Moraes Rocha[♦]

▪ André Matos Magalhães^{♦♦}

Resumo

O artigo tem como objetivo principal obter evidências das preferências dos trabalhadores residentes das Regiões Metropolitanas (RMs) do Brasil pelo consumo das amenidades locais, em especial as de clima. Desta forma, com base no montante que os trabalhadores estão dispostos a pagar por esses atributos, as Regiões Metropolitanas são ordenadas com respeito à “qualidade” dos mesmos. A abordagem da escolha discreta, com base no método *mixed logit*, é aplicada para valorar as amenidades. A partir deste método foram relaxadas três hipóteses da abordagem tradicional hedônica: i) a hipótese do trabalhador representativo (TRAIN, 2003); ii) a hipótese de livre mobilidade dos trabalhadores (BAYER, 2006); e iii) a hipótese de que o pesquisador é capaz de observar todos os atributos importantes dos imóveis (VILLAS-BOAS e WINER, 1999). A análise é realizada para nove RMs Brasileiras: Belém; Fortaleza; Recife; Salvador; Belo Horizonte; Rio de Janeiro; São de Paulo; Curitiba; e Porto Alegre. Em resumo, os resultados sugerem que os consumidores têm preferências heterogêneas pelo consumo das amenidades locais, e que a Região Metropolitana do Rio de Janeiro, em comparação com as demais, está melhor servida dos atributos locais considerados para a estimação do Índice de Qualidade das Amenidades (IOA).

Palavras-Chave

Índice de Qualidade das Amenidades, Ranking Qualidade de Vida Local, Abordagem Hedônica, Métodos de Escolha Discreta

Abstract

The main goal of this paper is to obtain evidence on the preferences on consumption of local amenities by workers resident in the Brazilian Metropolitan Regions (MRs). Based on the amount that workers are willing to pay for these amenities, the MRs are ranked with respect to the “quality” of the climate. A discrete choice model approach, the mixed logit, is applied the evaluate the amenities and three hypotheses of the traditional hedonic approach are relaxed: i) the assumption of representative agent (TRAIN, 2003), ii) the assumption of free mobility of workers (BAYER, 2006) and iii) the assumption that the researcher is able to observe all important attributes of the housing (VILLAS-BOAS and WINER, 1999). The analysis is performed for nine Brazilian RMs: Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba and Porto Alegre. The results suggest that consumers have heterogeneous preferences for the consumption of amenities and that the Metropolitan Region of Rio de Janeiro is best served with the amenities considered in the analysis.

Keywords

Amenity Quality Index, Local Quality of Life Ranking, Hedonic Approach, Discrete Choice Methods, Mixed Logit

[♦] Agradecimentos ao órgão financiador da pesquisa, o CNPq.

^{*} Roberta Moraes Rocha - Professora Adjunta da UFPE-CAA e Coordenadora do PPGECON/UFPE E-mail: roberta_rocha_pe@yahoo.com.br - Endereço para contato: Universidade Federal de Pernambuco. Rodovia BR 104 - KM 59 - Sítio Juriti - Nova Caruaru - Caruaru, PE - CEP: 55002-970.

^{♦♦} André Matos Magalhães - Professor Adjunto da UFPE e PIMES/UFPE – E-mail: magalhs@gmail.com Endereço para contato: Universidade Federal de Pernambuco, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Departamento de Ciências Econômicas. Av. dos Economistas, s/n - Cidade Universitária - Recife - PE - CEP: 50740-590.

(Recebido em 04/09/2008). Aceito para publicação em 14/10/2009).

1 Introdução

Um crescente debate acerca dos efeitos predatórios do crescimento econômico das cidades no meio ambiente tem atraído a atenção não só de ambientalistas, mas também de governantes, de cientistas regionais e urbanos, além da população de um modo geral. O Relatório de Avaliação do Painel Intergovernamental sobre Mudança do Clima (IPCC), do ano de 2007, por exemplo, aponta que, entre os anos de 1970 e de 2004, houve um aumento de 70% da emissão dos gases que provocam o efeito estufa em todo o planeta. Projetando os efeitos das mudanças climáticas decorrentes deste cenário, o IPCC informa que, ao longo do século XXI, o aumento da temperatura média global chegará a ultrapassar de 1,5 °C a 2,5 °C. Além das previsões da elevação da temperatura média, também é esperado que haja mudanças nos índices de precipitação regionais, com o aumento das áreas afetadas pela seca e a elevação do nível do mar.

Com relação ao Brasil, segundo o Relatório do Projeto da Caracterização do Clima Atual e Definição das Alterações Climáticas para o Território Brasileiro no Século XXI,¹ o principal causador da emissão de gases que provocam o efeito estufa no país são os desmatamentos e as queimadas, os quais respondem por 75% das emissões desses gases pelo Brasil. Esse fato coloca o país entre os que mais liberam gases decorrentes de desmatamentos e queimadas.

Dessa forma, os efeitos das mudanças climáticas no meio ambiente são adversos, o que pode implicar a redistribuição da população no espaço geográfico, longe das áreas mais afetadas pelas mudanças climáticas. Esses tipos de especulações têm estado presentes nas previsões relativas à influência do clima no bem-estar dos seres humanos. O fato é que os fatores climáticos das regiões de um país são heterogêneos e podem atuar como fatores de aglomeração ou dispersão da população, já que o clima pode influenciar na qualidade da saúde dos seres humanos, podendo levar, em situações extremas, à proliferação de epidemias e doenças respiratórias,² e até à morte dos indivíduos, como é constatado nas catástrofes naturais.³

1 Elaborado por Marengo *et. al.* (2007).

2 Timmis (2003), por exemplo, faz um estudo da relação entre o clima das regiões brasileiras e o crescimento das epidemias no Brasil.

3 Segundo os dados fornecidos pelo DATASUS, entre o ano de 1996 e o de 2005, houve 1.279 óbitos nas unidades das federações do Brasil devido à exposição às forças da natureza.

Como é possível, contudo, avaliar se o clima de uma região é agradável ou não para os indivíduos? Ou melhor, quais parâmetros definem um clima “ameno”, influenciando positivamente no bem-estar dos trabalhadores?

Com o objetivo de responder os questionamentos acima levantados, cientistas têm pesquisado sobre a importância atribuída pelos consumidores ao consumo das amenidades naturais (CRAGG e KAHN, 1997; TIMMIS, 1999; Monte, 2004; Bayer *et al.*, 2006). Ou, com um objetivo mais amplo de pesquisa, investigam a influência das amenidades naturais e sociais no bem-estar dos consumidores (ROSEN, 1979; ROBACK, 1980, 1982). Esses estudos partem das evidências de que as unidades geográficas que compõem um país são heterogêneas, caracterizadas por diferentes atributos locais, geográficos, climáticos, econômicos e sociais, que atraem de forma diferenciada a população. Consequentemente, assume-se que, além dos fatores econômicos, como salário e o custo da habitação, ofertados pelas regiões, um conjunto de atributos locais também influenciam o bem-estar dos consumidores e, portanto, são incluídos entre as variáveis explicativas na função de utilidade desses indivíduos.

Destacam-se, porém, algumas limitações para a implementação empírica das abordagens tradicionais para a valoração das amenidades: a possibilidade da variável “preço” ser endógena e as preferências dos consumidores pelos atributos dos bens serem heterogêneos (BERRY, 1994). Além disso, é difícil isolar a contribuição marginal das variáveis exploratórias para a variável dependente.⁴

Respalado nas limitações que podem estar presentes nas abordagens tradicionais para a valoração das amenidades, o presente artigo tem como objetivo central estimar, a partir da Abordagem da Escolha Discreta, a propensão marginal a pagar pelas amenidades naturais. A escolha desse modelo baseou-se na possibilidade de, a partir dele, ser possível flexibilizar três hipóteses do modelo básico de Roback (1982): a livre mobilidade dos trabalhadores, a suposição de que o pesquisador é capaz de observar todos os atributos importantes dos imóveis e a hipótese do trabalhador representativo. Desse modo, esta pesquisa procede a um primeiro exame empírico, com o propósito de valorar as amenidades locais, as de clima em especial, a partir de dados desagregados ao nível dos trabalhadores para as Regiões Metropolitanas Brasileiras.

Em resumo, os resultados obtidos a partir no modelo de escolha discreta corroboraram com as expectativas realizadas com base nas características climáticas

4 Um bom exemplo são as *proxies* do nível da poluição local, as quais se forem incluídas como variável explicativa no modelo de Roback (1982), podem gerar resultados não esperados pela teoria econômica, já que o nível de poluição de uma localidade pode estar correlacionado com o nível de atividade econômica local.

e geográficas das regiões metropolitanas brasileiras, no que se refere ao sinal dos coeficientes estimados dos atributos locais incorporados na análise. E indicaram que, tudo permanecendo o mais constante, tendo como referência os atributos naturais incluídos no modelo, em média, os trabalhadores preferem morar nas Regiões Metropolitanas do Rio de Janeiro e São Paulo, no sentido de que então dispostos a ter uma menor renda disponível, depois de descontado o custo com a habitação para morar nessas regiões. Contudo, cabe a recomendação de que o *ranking* obtido a partir da abordagem discreta é baseado em uma medida relativa e deve ser associado apenas aos atributos locais que foram considerados para computá-lo.

Na seção a seguir é realizada uma breve análise de indicadores naturais das Regiões Metropolitanas Brasileiras. Em seguida, na terceira seção, empreende-se uma revisão da literatura em torno da valoração das amenidades urbanas. Na quarta seção é descrito o modelo de escolha discreta aplicado na presente pesquisa. Na quinta seção é apresentado o método de estimação. Na sexta seção está a descrição dos dados. A análise dos resultados é realizada na sétima seção e, em seguida, são feitas as considerações finais.

2 Uma Análise Descritiva de Indicadores Naturais das Regiões Metropolitanas Brasileiras

As diversidades naturais entre as regiões do Brasil são influenciadas pela própria localização do país (90% do território nacional localiza-se entre o Equador e o Trópico de Capricórnio) e, também, pelas condições geográficas (uma área territorial de 8.514.215,3 Km² e um litoral de 7.367 Km de extensão).⁵ Como consequência desses fatores, as regiões que compõem o Brasil possuem diferentes regimes pluviométricos e uma significativa variação nas temperaturas médias mensais ao longo do ano. Os dados observados no período de 1986 a 1996 caracterizam o clima da Região Norte como equatorial chuvoso, sem estação seca. Nas Regiões Norte e Nordeste, há predominância de elevadas temperaturas com baixa variabilidade, configurando um clima quente.

Na maior parte da Região Nordeste impera o clima semiárido, em que a estação chuvosa é curta, com baixos índices pluviométricos. As Regiões Sudeste e Centro-Oeste são caracterizadas por invernos seguidos de estação seca e verões com chuva. O Clima da Região Sul, que é marcado por significativa variabilidade da temperatura entre o verão e o inverno, é fortemente influenciado por alguns fenômenos

5 Com base nos dados do Anuário Estatístico do Brasil do ano de

atmosféricos (QUADRO *et al.*, 1996). Ainda, a precipitação nessa região distribuiu-se uniformemente.

Um resumo das estatísticas descritivas de alguns indicadores naturais fornece com mais detalhes um retrato das diversidades naturais que caracterizam as Regiões Metropolitanas Brasileiras. Observando-se inicialmente os dados da temperatura no período de 1990 a 2006, verifica-se que, na maioria das Regiões Metropolitanas Brasileiras, a temperatura média mensal tende a decrescer até o mês de junho ou julho, os mais frios do ano. E, a partir desses meses, a temperatura média volta a crescer, sendo os meses de janeiro ou dezembro os mais quentes do ano (Figura 1).

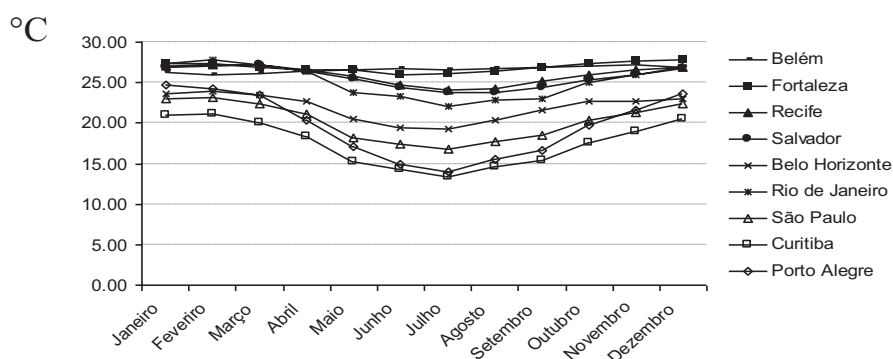


Figura 1 - Médias Mensais da Temperatura Observadas nas Plataformas de Coleta de Dados – 1990-2006

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do INMET.

A despeito dessa regularidade, as condições climáticas das RMs possuem singularidades que merecem ser destacadas: as temperaturas médias mensais alcançaram diferentes patamares, como também diferentes amplitudes térmicas no período em análise. Nesse sentido, nota-se que as Regiões Metropolitanas localizadas nas Regiões Norte e Nordeste são as que têm menores amplitudes térmicas e, no outro extremo, estão as RMs localizadas na Região Sul, com as maiores amplitudes térmicas. Entre as Regiões Metropolitanas, a maior temperatura média mensal observada foi na RM de Fortaleza, uma média de 27,8° C referente ao mês de janeiro, enquanto a temperatura média mínima foi registrada na RM de Curitiba, de 13,4° C no mês de junho.

Além da temperatura, o regime de precipitação também é um importante indicador climático para caracterizar as diferenças do clima entre as Regiões Metropolitanas. Assim, com base nos dados observados no período de 1990 a 2006, constata-se

que as Regiões Metropolitanas também possuem diferentes índices pluviométricos médios mensais.

Os dados observados apontam que os maiores índices médios mensais pluviométricos foram registrados nas plataformas de coleta de dados localizadas no litoral das Regiões Norte e Nordeste do país, e também foram essas regiões as que apresentaram as maiores variações nos índices de precipitação médios mensais, com a exceção de Salvador (ver Figura 2).

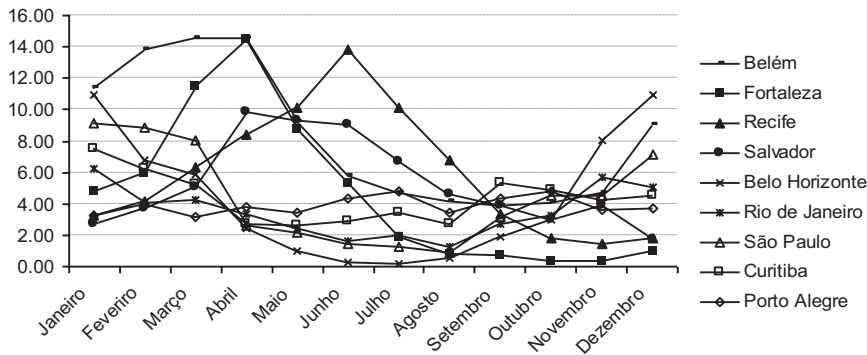


Figura 2 - Médias Mensais das Observações da Precipitação Registradas nas Plataformas de Coleta de Dados – 1990-2006

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do INMET

Adicionando às evidências acima apontadas da diversidade climática, que diferenciam as Regiões Metropolitanas, a Tabela 1 oferece informações de outros indicadores climáticos e da qualidade do ar das Regiões Metropolitanas.

A média de horas de insolação.⁶ diária observada no período de 1990 a 2006 indica que a maior intensidade foi verificada em Fortaleza e em Recife, de 7,81 horas e 7,04 horas, respectivamente. Em São Paulo foi registrada a menor média de horas de insolação, 5,07 horas de insolação. Os dados também informam que em Belém foi observada a maior média da umidade relativa do ar, 84,36%, em relação aos demais registros; e, em Belo Horizonte, a menor média da umidade relativa do ar, de 65,87%. Quanto à média da velocidade do vento, a maior foi observada em Fortaleza, uma média de 3,02 m/s; e, do outro lado, está o Rio de Janeiro, com a menor média registrada, de 1,11m/s.

⁶ Pela definição do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), insolação é a duração do brilho solar, em horas e décimos de horas.

Outro importante atributo das áreas urbanas que deve influenciar o bem-estar dos indivíduos é a qualidade do ar, a qual está relacionada com a qualidade ambiental das regiões. Os registros das emissões do Monóxido de Carbono e do Material Particulado decorrentes de queimadas, no período de 2004 a 2006, indicam que o maior volume da emissão desses poluentes foi observado nas Regiões Metropolitanas localizadas na Região Sudeste e na Região Sul, com a RM de Curitiba e a RM do Rio de Janeiro na liderança do *Ranking* (ver os dados da Tabela 1).

Tabela 1 - Indicadores de Clima e da Qualidade do Ar* - 1990 a 2006

PCD	Média Insolação** Diária (Horas)	Umidade Relativa do Ar (%)	Velocidade do Vento (m/s)	Monóxido de Carbono (ppb)	Material Particulado (ug/m3)
Belém	6,10	84,36	1,73	115,32	1,64
Fortaleza	7,81	77,65	3,02	105,50	0,56
Recife	7,04	77,85	2,80	104,10	0,41
Salvador	6,77	80,91	1,80	109,06	0,73
Belo Horizonte	6,70	65,87	1,65	142,03	3,89
Rio de Janeiro	-	73,94	1,11	161,49	6,39
São Paulo	5,07	73,87	2,45	150,85	5,30
Curitiba	5,18	80,76	2,07	177,53	8,01
Porto Alegre	5,74	76,76	1,92	152,55	5,96

Fonte: O Monóxido de Carbono (CO) e Material Particulado decorrentes das queimadas (PM2.5) têm como fonte o CPTEC; e os dados de Insolação (horas), Umidade Relativa do Ar (%), e a Velocidade do Vento (m/s) têm como fonte o INMET.

Nota: *Os dados da qualidade do ar foram observados entre os anos de 2004 a 2006.

**Não foi contabilizada a média da Insolação do Rio de Janeiro porque houve muitos dados não observados na plataforma do Rio de Janeiro.

3 Uma Revisão na Literatura acerca da Valoração das Amenidades

A distribuição irregular dos agentes produtivos no espaço geográfico vem sendo rigorosamente analisada pelos economistas urbanos e regionais (KRUGMAN, FUJITA e THISSE, 2003; FUJITA e THISSE, 2002 e VERNABLES, 1996). Sem dúvida, variáveis econômicas têm tido um papel central nesses estudos. A despeito da importância desses indicadores, as evidências têm mostrado que fatores estritamente econômicos, como a renda monetária, são mensurações imperfeitas do bem-estar dos consumidores (BLOMQUIST, 2004). Ou seja, além dos ganhos monetários esperados e desejados, os atributos específicos locais também devem influenciar positiva ou negativamente a função de utilidade dos indivíduos. Nesse contexto, torna-se substancialmente importante quantificar o valor que os consumidores atri-

buem às amenidades locais - atributos esses que não são comercializados no mercado de bens tradicionais - como estratégia empírica para a valoração das amenidades.

Dessa forma, é possível identificar na literatura duas abordagens principais que se destinam a estimar a propensão marginal a pagar pelas amenidades locais: a abordagem hedônica e a abordagem da escolha discreta. A partir da abordagem hedônica,⁷ o valor que as pessoas estão dispostas a pagar pelas amenidades é obtido indiretamente, em função das escolhas locacionais dos indivíduos, do preço que os consumidores estão propensos a pagar pela habitação e/ou do salário recebido na localidade onde residem (ROSEN, 1974; 1979; ROBACK, 1980; 1982). Ou seja, supõe-se que o consumidor, ao fazer uma escolha do imóvel para residir, está escolhendo simultaneamente o conjunto de amenidades – atributos locais que influenciam no preço do imóvel – que irá consumir e, portanto, no preço do imóvel deve estar embutido o valor que o consumidor atribui ao consumo das amenidades (ROSEN, 1974). Ou, de forma alternativa, ROSEN (1979) parte da suposição de que a escolha locacional dos trabalhadores depende, entre outros fatores, do salário que a localidade oferece e dos atributos locais. Assim, supondo-se que ambos, as amenidades e o salário, são fatores de atração dos trabalhadores, tem-se que a remuneração do capital humano em cada região também pode informar sobre as preferências dos consumidores pelas amenidades.

Unindo os dois mercados, o mercado de trabalho e o de habitação, pode-se dizer que Roback (1980, 1982) fornece pioneiramente um indicador que mensura o valor que as pessoas estão propensas a pagar pelas amenidades a partir de um modelo de escolha locacional. A autora, a partir da propensão marginal a pagar pelas amenidades, constrói uma medida que quantifica a qualidade das amenidades das regiões, a qual denomina de “índice de qualidade de vida local”.

De forma resumida, o modelo de Roback (1980, 1982) é caracterizado por uma situação em que a decisão locacional dos trabalhadores é influenciada pelo *trade-off* entre as oportunidades econômicas ofertadas pelas regiões, traduzidas como o aumento de salário e redução no preço do aluguel, além da qualidade de vida das regiões, ou, de outra forma, da dotação das amenidades das regiões. Em decorrência das hipóteses de equilíbrio do modelo, as regiões com maior dotação de amenidades tendem a ofertar menores salários e maior custo de habitação, de forma a igualar a utilidade entre as regiões. Roback (1982), portanto, a partir da contribuição

7 Gyourko *et al.* 1997 fazem um survey do tema em torno da valoração das amenidades a partir da Abordagem Hedônica.

8 A partir das contribuições pioneiras de Rosen (1979) e Roback (1982) para a valoração das amenidades, estudos empíricos têm avançado ao expandirem o modelo empírico de Roback (1982). (BLONQUIST *et al.*, 1988; GYOURKO *et al.*, 1991; BERGER e BLONQUIST, 1992).

marginal das amenidades para a formação dos salários e aluguéis em cada região, obtém a informação do valor monetário que as pessoas atribuem ao consumo das amenidades.⁸

A respeito do modelo básico de Roback (1982), é preciso considerar as implicações de algumas hipóteses subjacentes ao modelo para a estimação do valor que as pessoas estão dispostas a pagar pelo consumo das amenidades. Uma primeira hipótese que merece ser elucidada para um modelo cujo objetivo central é estimar a demanda por produtos diferenciados, é a do trabalhador representativo.⁹ Ou seja, no modelo está implícito que todos os trabalhadores têm as mesmas preferências pelo consumo das amenidades. Essa hipótese pode representar uma limitação na possibilidade mais provável de que os indivíduos tenham preferências heterogêneas pelas amenidades. Outra hipótese questionada está relacionada à suposição de que há livre mobilidade dos agentes produtivos. Pois, se caso a migração implicar custos para os trabalhadores, esse custo deve influenciar a decisão de migrar dos trabalhadores e, portanto, deve ser incluído como variável explicativa na função de utilidade dos trabalhadores (BAYER *et al.*, 2006).

Ademais, para a estimação da função de preço implícito, é preciso que o pesquisado seja capaz de observar todos os atributos dos imóveis que influenciam no preço do aluguel. Caso contrário, se algum atributo importante do imóvel não for observado pelo pesquisador, ou mesmo seja observado com erro, provavelmente os preços dos imóveis serão correlacionados com o erro estocástico (CROPPER *et al.*, 1993).

Dadas as limitações da abordagem hedônica (ROSEN, 1979; ROBACK, 1980; 1982) para a valoração das amenidades locais, este artigo se propõe a utilizar uma metodologia alternativa às abordagens tradicionais da valoração das amenidades, seguindo a classe dos modelos da escolha discreta (CRAGG E KAHN, 1997; TIMMINS, 1999; BAYER *et al.*, 2006).¹⁰ Recentemente, os modelos de escolha discreta vêm sendo aplicados para valorar os atributos locais que caracterizam as regiões, atributos esses que influenciam o bem-estar dos indivíduos (CRAGG e KAHN, 1997; TIMMIS, 1999; BAYER *et al.*, 2006).¹¹

9 Outros autores como Timmis (1999) também questionam esta hipótese.

10 Cropper *et al.* (1993) e Jonker (2002) fazem uma investigação sobre as diferenças, vantagens e imitações entre a abordagem hedônica e a abordagem discreta, aplicadas para a valoração das amenidades.

11 Com o mesmo propósito de investigação da abordagem hedônica, os modelos de escolha discreta podem ser aplicados para estimar a demanda por produtos diferenciados e, assim, obter evidências a respeito das preferências dos consumidores pelos atributos dos produtos (BERRY, 2004; BERRY, LEVINSOHN).

De um modo geral, para o Brasil, as pesquisas que têm como foco de análise principal a valoração das amenidades com uma aplicação regional ainda são muito incipientes e relativamente escassas. Esta carência é ainda mais substancial para os estudos que utilizam o método da escolha discreta como ferramenta de análise para a valoração das amenidades.

No entanto, destaca-se a investigação realizada por Timmis (1999), a qual representa um primeiro esforço de pesquisa para o Brasil, no sentido de valorar as amenidades de clima tomando como unidade geográfica de análise as microrregiões. Contudo, pode-se afirmar que a principal contribuição do autor está na utilização de um modelo de escolha discreta que pode ser aplicado a dados agregados, quando os preços dos imóveis não são observados. Timmis (1999) parte da ideia geral do modelo de Roback (1982) e, com base nas equações dos salários e dos preços dos imóveis, deriva uma forma reduzida para a função de utilidade de forma que não dependa da observação do preço dos imóveis, e sim dos parâmetros que explicam a formação do preço dos imóveis. Assim, a partir de um modelo de escolha discreta, Timmis (1999) estima a propensão marginal a pagar por atributos climáticos, explorando principalmente dados de temperatura e precipitação. Os resultados encontrados por Timmis (1999) indicaram que as microrregiões com verões menos quentes e primaveras com temperaturas mais elevadas são preferidas para nelas fixarem residência. O autor também encontra indicações de que, em geral, o incremento da precipitação tem um impacto negativo no bem-estar dos trabalhadores que moram no Brasil, especialmente em meses com elevadas temperaturas.

Diferenciando-se do trabalho de Timmis (1999), ao aplicar um modelo de escolha discreta que pode ser utilizado a partir de dados desagregados ao nível dos trabalhadores, o modelo proposto a seguir flexibiliza três pressupostos do modelo de Roback (1982): A hipótese de livre mobilidade dos agentes produtivos é relaxada incluindo o custo de migração na função de utilidade na forma proposta por Bayer *et al.* (2006); a segunda hipótese relaxada refere-se à suposição de que o pesquisador é capaz de observar todos os atributos importantes do imóvel. Com base em Villas-Boas e Winer (1999), e em Blundell e Powell (2001), é incorporado na função de utilidade um fator de correção (v) para os atributos não observáveis do imóvel; além dessas, a hipótese de que os indivíduos têm preferências homogêneas pelas amenidades é relaxada aplicando o método de estimação discreto, o *mixed logit*, através do qual é possível modelar a heterogeneidade das preferências dos consumidores (TRAIN, 2003).

4 Abordagem Discreta da Escolha Locacional

O modelo de escolha locacional discreta é descrito por uma situação em que cada trabalhador “*i*” escolhe a localidade para morar de forma a maximizar a sua função de utilidade. Desse modo, o modelo é derivado a partir de uma situação de equilíbrio parcial e da escolha locacional dos trabalhadores. Assim como na abordagem hedônica, a mesma ideia de equilíbrio de mercado é imposta aos trabalhadores, os quais, no equilíbrio, não têm ganhos de bem-estar advindos da migração.

Contudo, diferenciando-se da abordagem Hedônica, a aplicação dos métodos discretos para a valoração das amenidades requer que uma forma funcional para a função de utilidade seja especificada. A forma funcional da função de utilidade, adotada na presente pesquisa, segue a literatura de organização industrial que objetiva estimar elasticidades demandas por produtos heterogêneos (NERVO, 2000): a função de utilidade do trabalhador “*i*” que mora na localidade “*j*” depende de uma “função” consumo, obtida pela diferença entre a renda do trabalho e o preço do aluguel, a qual representa o gasto com os outros bens que não seja a habitação.¹² de um vetor dos atributos locais; do custo de migração; e dos atributos locais que influenciam no preço individual do imóvel e na função de utilidade dos trabalhadores, mas que não observados pelo pesquisador, na forma:

$$V_{i,j} = g(I_i - p_j)\alpha_c + Z_j \beta_Z + M_{i,j} \beta_M + v \beta_v + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

onde $g(\cdot)$ representa uma função flexível, a qual pode assumir qualquer forma funcional, conforme exposto em Nervo (2000); $(I_i - p_j)$ é a diferença entre a renda do trabalho e o preço do aluguel pago pelo trabalhador “*i*” que mora na localidade “*j*”, denominada de “função” consumo; Z_j é um vetor dos atributos locais, $M_{i,j}$ é o custo de migração, e v representa os atributos locais que influenciam no preço individual do imóvel e que não são observados pelo pesquisador.

A forma assumida para o custo de migração segue a adotada por Bayer *et. al.* (2006), na qual o custo de migração é mensurado por duas variáveis *dummies*: uma assume valor igual a 1 se o estado em que o indivíduo reside é diferente do estado em que ele nasceu (igual a zero, caso contrário); e outra é igual a 1 se o indivíduo

¹² A função consumo é um indicador da renda disponível depois de descontado o preço do aluguel; preço este que mensura os gastos com a habitação nas Regiões Metropolitanas. Desta forma, entende-se que a função consumo é uma aproximação da renda real, do salário depois de descontado um “índice de preço”, o preço do aluguel. Menezes *et al.* (2007), utilizando dados da POF, encontram evidências de que o preço do aluguel é uma boa aproximação do custo de vida nas Regiões Metropolitanas Brasileiras.

reside em outra macrorregião diferente da localidade em que nasceu (igual a zero, caso contrário).

A respeito do custo de migração, a mesma argumentação utilizada por Bayer *et al.* (2006) para justificar a variável “custo de migração” é defendida pela presente pesquisa: as pessoas, em geral, mantêm laços de afetividade nas regiões onde nasceram, o que pode representar uma barreira à migração. Desse modo, um resultado intuitivo seria que o trabalhador, ao tomar uma decisão locacional - deve permanecer no estado em que nasceu ou não, por exemplo -, leve em consideração o impacto dessa decisão para o seu bem-estar. Contudo, reconhece-se que tais variáveis são *proxies* para custo de migração e que o impacto para a função de utilidade do trabalhador deve depender da idade que o trabalhador tinha ao migrar.

Seguindo Villas-Boas e Winer (1999), Blundell e Powell (2001), e Petrin e Train (2002), a estimação do termo de correção de erro (v) é obtida regredindo-se o preço do aluguel do imóvel em função dos atributos dos imóveis. E os resíduos (v) dessa estimação são incluídos como variável explicativa na função de utilidade.

Ou seja, no primeiro estágio, o preço do aluguel (p_{ij}) pago pelo indivíduo “ i ” na localidade “ j ” é regredido em função dos atributos observados dos imóveis, aplicando o método de mínimos quadrados ordinários, como:

$$p_{ij} = X\beta + v_{ij} \quad (2)$$

onde X inclui os atributos dos imóveis e v_{ij} são os resíduos.

A justificativa para a inclusão dessa variável está na suposição de que há atributos locais, específicos às Regiões Metropolitanas, que influenciam no preço do imóvel e na função de utilidade dos trabalhadores, mas que não são observados pelo pesquisador. Dessa forma os resíduos obtidos pela estimação da equação 2 seria um variável controle para tais atributos locais.

No segundo estágio, os resíduos (v_{ij}) da equação estimada no primeiro estágio são incluídos como variável explicativa na função de utilidade descrita em (1). Assim, supondo que a função “ g ” é linear tem-se:

$$V_{i,j} = (I_i - p_j)\alpha_c + Z_j\beta_z + M_{i,j}\beta_M + \hat{v}\beta_v + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

Portanto, supondo uma forma funcional para a função de utilidade, o modelo da escolha locacional dos trabalhadores pode ser aplicado para inferir sobre as prefe-

rências dos trabalhadores pelo consumo das amenidades, através da propensão marginal a pagar por tais atributos locais. Assim, da função de utilidade descrita na equação (1) é derivada a propensão marginal a pagar pelas amenidades, dada pela razão entre a utilidade marginal do atributo local (V_c) e a utilidade marginal da função consumo (V_z):

$$PMg = \frac{V_z}{V_c} = \frac{\beta_z}{\alpha_c} \frac{1}{g'(I_{ij} - p_{ij})} \quad (4)$$

onde g' representa a derivada da função genérica “ g ”.

Pela observação da expressão acima, nota-se que a propensão marginal a pagar pelos atributos locais, obtida a partir do modelo de escolha discreta, dependerá da forma funcional especificada para a função de utilidade. Supondo-se, por exemplo, que a função “ g ” é linear, hipótese essa adotada na presente pesquisa, a propensão marginal a pagar pelo atributo local “ Z ” será igual ao quociente entre o coeficiente estimado do atributo (β_z) e o da função consumo (α_c).¹³

Considerando-se que a propensão marginal a pagar (PMg) pode ser utilizada como uma medida de “qualidade” (BAYER *et al.*, 2006), o presente artigo emprega esse conceito para construir um índice que avalia a qualidade das amenidades das Regiões Metropolitanas Brasileiras. Desse modo, utilizando-se a mesma ideia do índice de qualidade de vida de Roback (1982), propõe-se um índice de qualidade das amenidades (IQA).¹⁴, o qual é igual ao somatório da multiplicação entre a propensão marginal a pagar (PMg) por cada atributo local “ Z ” e a respectiva dotação do atributo em cada localidade “ j ”.

Assim, se a forma funcional adotada para a função consumo (g) é a linear, o índice de qualidade das amenidades pode ser especificado como:

$$IQA = \sum_{k=1}^K [PMg(Z_j^k)] = \sum_{k=1}^K \left[\frac{\beta_z}{\alpha_c} (Z_j^k) \right] \quad (5)$$

onde os atributos locais estão indexados por “ k ”.

13 De forma alternativa, análises de “bem-estar” também podem ser realizadas respondendo a seguinte pergunta: quanto o indivíduo deveria deixar de consumir para que seu bem-estar permanecesse inalterado, devido a uma mudança na amenidade “ Z ”? (FREEMAN, 2003). Aplicando essa condição, Cragg e Kahn (1997) estimam um índice de qualidade de vida para os estados norte-americanos, de forma a ordená-lo junto à qualidade de vida.

14 No presente artigo, utiliza-se a expressão “Índice de Qualidade das Amenidades” (IQA), enquanto Roback (1982) chama de Índice de Qualidade de Vida (IQV).

5 Método de Estimação

Da contextualização do problema do trabalhador descrito na seção anterior, a maximização da função de utilidade do trabalhador “ i ” sujeita a sua escolha locacional implica que: se j' é preferido à alternativa disponível j'' , significa que a utilidade obtida pelo trabalhador por morar na localidade j' ($V_{ij'}$) é maior do que a que ele teria se morasse na localidade j'' ($V_{ij''}$). Dessa forma, a probabilidade de o indivíduo i escolher a localidade j' para morar é dada por:

$$p[V_{ij'} > V_{ij''}] = p[(v_{ij'} + \varepsilon_{ij'}) > (v_{ij''} + \varepsilon_{ij''})] \text{ onde } j' \neq j'' \quad (6)$$

onde $v_{i,j} = g(I_i - p_j)\alpha_c + Z_j \beta_z + M_{i,j} \beta_M + \hat{v} \beta_v$ e os resíduos têm distribuição do tipo “valor extremo” $F(\varepsilon_{ij}) = \exp(-e^{-\varepsilon_{ij}})$. Nesse caso a probabilidade de a região j' ser escolhida é dada por.¹⁵

$$L_{i,j} = \text{Prob}(Y_i = j') = \frac{\exp(v_{ij'})}{\sum_{j=1}^J \exp(v_{ij})} \quad (7)$$

onde Y_i representa a escolha do indivíduo “ i ” e J é o número de escolhas possíveis.

O método de estimação descrito acima, o *logit* condicional, impõe que a relação da probabilidade de escolha entre duas alternativas quaisquer não dependa das demais alternativas disponíveis. Esse resultado é conhecido na literatura econômica como propriedade da Independência das Alternativas Irrelevantes (WOOLDRIDGE, 2002). Contudo, tal hipótese pode representar uma limitação se os coeficientes das variáveis do modelo variarem na população. Nesse caso, o termo de erro estocástico será correlacionado sobre as alternativas (REVELT e TRAIN, 1998; REVELT e TRAIN, 1999).

Uma solução para esse possível problema é dada pelo método de *mixed logit*. O *mixed logit* relaxa a hipótese de coeficientes fixos do *logit* condicional e, portanto, a hipótese da Independência das Alternativas Irrelevantes passa a não ser mais uma hipótese intrínseca ao modelo (TRAIN, 2003).¹⁶

¹⁵ Ver McFadden (1974).

¹⁶ O *mixed logit* tem uma importante aplicação em estudos realizados na área de economia industrial, quando o objetivo de pesquisa é estimar elasticidades demanda por produtos diferenciados (BERRY, 1994; BERRY, LEVINSOHN e PAKES (BLP), 1995; REVELT e TRAIN 1997; 1998; NERVO, 2000).

No modelo *mixed logit*, a probabilidade de cada indivíduo “*i*” escolher a localidade “*j*” é dada pela equação (7), como no *logit* condicional. Contudo, relaxar a hipótese de coeficientes fixos do *logit* condicional significa que o vetor dos coeficientes dos atributos locais vai variar sobre a população. Ou seja, fazendo uso da notação de Revelt e Train (1998), o vetor de coeficientes, β_{zi} , que descreve as preferências dos trabalhadores pelas amenidades, varia na população com densidade $f(\beta|\theta)$, onde θ contém os parâmetros que descrevem a densidade de β_i .

Para o caso do exame empírico do presente artigo, a probabilidade de cada uma das nove Regiões Metropolitanas ser escolhida, dadas as demais alternativas de escolha disponíveis, é igual ao produtório da probabilidade do *logit* condicional avaliada para cada alternativa de escolha, na forma:

$$S_i(\beta_i) = \prod_{j=1}^9 L_{ij}(\beta_i) \quad (8)$$

onde $S_i(\beta_i)$ é a probabilidade de o indivíduo observar todas as nove alternativas de escolha locacional.

Contudo, como o vetor “ β ” para cada indivíduo é desconhecido, é preciso integrar a probabilidade do *logit* condicional sobre todos os possíveis valores de “ β ” para obter a probabilidade de escolha do *mixed logit*. Assim, o valor esperado da probabilidade de escolha do *logit* condicional pode ser representada como:

$$P_i(\theta) = \int S_i(\beta_i) f(\beta_i|\theta) d\beta_i \quad (9)$$

onde $f(\beta_i|\theta)$ é a função densidade. A função densidade pode tomar diferentes distribuições a depender das variáveis em estudos (TRAIN, 2003). Logo, a função log-verossimilhança é dada por:

$$LL(\theta) = \sum_i \ln P_i(\theta) \quad (10)$$

Dado que a probabilidade de escolha do *mixed logit* ($P_i(\theta)$) não pode ser resolvida analiticamente e, portanto, a função log-verossimilhança não pode ser maximizada,

o método de simulação descrito em Revelt e Train (1997) e em Train (2003) é utilizado para obter a função log-verossimilhança simulada, $LL(\theta)$.¹⁷

Dessa forma, a função de probabilidade simulada, $P_i(\theta)$, é aproximada em três etapas: primeiro, para um dado valor dos parâmetros de $P_i(\theta)$, no caso da distribuição normal, hipótese assumida na presente pesquisa, a média (b) e a covariância (ω), o valor de β é extraído desta distribuição; utilizando este β_i , é calculado o produto da probabilidade do modelo logit padrão ($L_{i,j}$). As etapas 1 e 2 são repetidas várias vezes, e a média dos resultados é utilizada como uma aproximação de $P_i(\theta)$:

$$\tilde{P}_i(\theta) = \frac{1}{N} \sum_n S_i(\beta_i^n) \quad (11)$$

onde N é o número de repetições; β_i^n é o n ésimo valor de β construído com base na função de densidade $f(\beta_i | \theta)$. $\tilde{P}(\theta)$ é o estimador de $P_{ij}(\theta)$ e representa a probabilidade simulada da sequência de escolhas dos indivíduos.¹⁸

6 Base de Dados

A base de dados utilizada na pesquisa foi construída a partir de três fontes principais: a pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de onde foram extraídos os dados das características e da ocupação dos trabalhadores, assim como dos atributos dos imóveis; as informações climáticas foram fornecidas pelo Instituto Nacional de Meteorologia, para o período de 1990 a 2006; e os dados sobre o nível de poluição foram concedidos pelo Centro de Previsão de Tempo e Estudos Climáticos (CPTEC).

A unidade geográfica de análise é a Região Metropolitana, incluindo as Regiões Metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre. A amostra definida para o exame empírico é composta por todos os chefes da família (declarados na PNAD como pessoa de referência da família), que trabalham em atividades não agrícolas, com mais de 15 anos, com algum ganho positivo na semana de referência que foi entrevistado e que mora em imóvel alugado. A amostra final foi de 5.636 pessoas, a qual, expandida

17 Train (2003) discute as propriedades de eficiência dos estimadores que maximizam a função de log-verossimilhança simulada, e fornece as linhas de programação do algoritmo para a estimação do *mixed logit* no Gauss em <http://elsa.berkeley.edu/~train>.

18 O algoritmo utilizado para a estimação do *mixed logit* na presente pesquisa foi desenvolvido por Train *et al.* (1996) em Gauss e está disponível em <http://elsa.berkeley.edu/~train>.

pelo peso da PNAD, representa 4% da população total das Regiões Metropolitanas consideradas na pesquisa.

Com relação à amostra considerada para o exame empírico, composta apenas pelos trabalhadores que moram em imóveis alugados, deve-se reconhecer que esta amostra pode não ser representativa da população, caso o comportamento destes trabalhadores não reflita o comportamento da população. Contudo, espera-se que no caso do trabalhador possuir bens “imóveis” na localidade onde mora, bens estes de baixa liquidez, venha a gerar vínculos com a localidade, o que pode ser entendido como uma barreira à migração. Assim, se de fato os proprietários de imóveis se comportarem como previsto acima, incluir na amostra apenas os trabalhadores que moram em imóveis alugados – considerando que o modelo é derivado da hipótese de livre mobilidade dos trabalhadores –, possibilitando minimizar o viés que pode ser gerado pelas *proxies* de migração, caso tais variáveis não estejam captando o real custo da existência de barreiras à migração. Ainda que não possamos assegurar como verdadeira a hipótese acima referida, é possível intuir sobre as diferenças no comportamento entre os migrantes e não migrantes que moram em imóveis alugados; pela comparação do percentual da população de migrantes.¹⁹ que moram em imóveis alugados e o percentual de não migrantes que moram em imóveis alugados. De fato, observando estes percentuais, verifica-se que apenas 18% dos não migrantes moram em imóveis alugados, contra 27% dos migrantes que moram em imóveis alugados.²⁰

A variável “Consumo”, obtida pela diferença entre a renda e o aluguel para cada trabalhador “i” em cada localidade “j”, foi estimada com base em Kahn (1995), já que esses dados apenas são observados nas regiões onde o trabalhador mora.

Quanto aos dados das amenidades naturais incorporados no exame empírico, são consideradas as médias dos indicadores do nível da precipitação (mm), da temperatura média mensal (C°), e da umidade relativa do ar (%), observadas no período de 1990 a 2006.²¹ Com respeito aos atributos climáticos, cabe salientar que alguns destes atributos são significativamente correlacionados. Desta forma, houve a preocupação em escolher, além dos que representassem, intuitivamente, uma maior importância para o bem-estar dos trabalhadores, e também que são mais heterogêneos para as Regiões Metropolitanas Brasileiras - como pode ser constatado pelos dados descritos na seção 2 do artigo -, os atributos que apresentaram os menores coeficientes parciais de correlação entre os atributos escolhidos para o exame empírico. Incluiu-se na análise a média mensal da temperatura do mês de janeiro e a média da temperatura do mês de julho, respectivamente, mês mais quente e mais

19 Como migrantes, considerou-se apenas os trabalhadores que moram em um Estado diferente do que nasceu.

frio do ano para a maior parte das Regiões Metropolitanas. Com relação aos meses escolhidos, espera-se que aqueles com temperaturas mais extremas tenham uma maior influência para o bem-estar dos indivíduos do que aqueles com temperaturas mais amenas.

Com o propósito de explorar um indicador “médio” e outro indicador que captasse a variação da precipitação, a média das observações da precipitação anual e a média das observações da precipitação do mês de setembro foram as variáveis de precipitação consideradas na análise. Outra variável climática incorporada no exame empírico foi a média dos registros da umidade relativa do ar durante o período em análise. Esse atributo climático influencia na sensação térmica e, por isso, é sempre utilizado em estudos desta natureza (CRAGG e KAHN, 1997; TIMMIS, 1999).

Além dessas variáveis, no exame empírico também considerou-se outros dois importantes atributos locais: uma variável de proximidade para a costa, distância da capital para a praia mais próxima (km); e uma variável *proxy* do nível da poluição do ar, o Material Particulado decorrente de queimadas calculado com base em Freitas *et al.* (2005).²², um dos componentes da poluição do ar.

Em paralelo, um modelo foi estimado incluindo, além das amenidades naturais descritas acima, a latitude, variável significativamente correlacionada com o IDH.²³ Além desses, um terceiro modelo foi estimado incluindo a densidade demográfica, a qual pode ser considerada uma *proxy* das amenidades sociais ou das amenidade negativas geradas pelo congestionamento dos bens públicos.

Quanto aos coeficientes estimados dos atributos locais, espera-se que se o atributo representar uma amenidade para os trabalhadores, o aumento marginal do mesmo deve impactar positivamente a função de utilidades destes indivíduos. Caso contrário, se o incremento marginal do atributo influenciar negativamente a função de utilidade dos trabalhadores, o sinal do coeficiente da variável será negativo, indicando que os trabalhadores estão propensos a pagar por uma redução marginal no atributo.

20 Com base na PNAD do ano de 2006.

21 Esse período foi escolhido porque é provável que o indivíduo, ao fazer avaliações sobre o clima de tem região, tome como referência os anos recentes. Além disso, são utilizadas as médias do período de 1990 a 2006 de forma a suavizar os dados para os anos atípicos, com elevadas ou baixas temperaturas que poderiam distorcer a média histórica.

22 Além de o material particulado decorrente de queimadas, dados esses que foram concedidos pela equipe do CPTEC, apresentar uma baixa correlação com a renda per capita das RMs, um índice de correlação 4%, segundo a Pesquisa de Meio Ambiente Municipal do IBGE realizada no ano de 2002, entre as causas apontadas da poluição do ar nos municípios brasileiros, a poluição decorrente das queimadas apresentou a maior participação no total dos municípios.

23 Contudo, é importante registrar que a latitude e o IDH apresentaram um índice de correlação significativamente elevado, um coeficiente negativo de 84%.

7 Análise dos Resultados

Três modelos foram estimados. No modelo 1, foram incluídos os seguintes atributos de clima, variáveis geográficas e da poluição do ar: o material particulado do ar (PM); a distância para o mar (DISTMAR); a média dos registros da precipitação durante o período em análise (RANUAL); a umidade média (UANUAL); a precipitação média do mês de setembro (RSET); a temperatura média do mês de janeiro (TJAN); e a temperatura média do mês de Julho (TJUL). Um segundo modelo foi estimado incluindo, além dos atributos que foram incorporados no modelo 1, a variável LATITUDE. Da mesma forma, foi estimado um terceiro modelo com a inclusão da variável DENSIDADE. Além das variáveis descritas acima, em todos os três modelos estimados incluiu-se como variável explicativa o fator de correção de erro, v , para os atributos locais “não observados”, e as variáveis *dummies* de migração.²⁴

Primeiramente, o modelo 1 foi estimado aplicando-se o método *logit* condicional, a partir do qual a hipótese de coeficientes fixos foi testada através do teste de Hausman e foi rejeitada ao nível de confiança de 5%.²⁵ Corroborando com esses resultados, o teste de razão verossimilhança, aplicado ao modelo, rejeitou o *logit* condicional em favor do *mixed logit*.²⁶ Sendo assim, o *mixed logit* foi adotado. Através dele, é relaxada a hipótese de coeficientes fixos do *logit* condicional.

Para a estimação dos três modelos, assumiu-se que os coeficientes dos atributos locais distribuem-se sobre a população a partir de uma função de distribuição normal, com média (β) e desvio-padrão (σ). Contudo, foi imposta a condição de coeficiente fixo para a variável “consumo”.²⁷

A tabela 2 apresenta os parâmetros, a média e o desvio-padrão, dos coeficientes estimados das variáveis explicativas incluídas nos modelos estimados: na primeira coluna, os resultados do modelo 1; na segunda, do modelo 2; na terceira, do modelo 3.²⁸

24 As variáveis de migração para os trabalhadores que moram em um estado diferente do que nasceram estão indicadas pela sigla dEST mais o código do estado do trabalhador e, de forma semelhante, foram definidas as *dummies* para os trabalhadores que moram em uma macrorregião diferente da que nasceram.

25 O teste, aplicado ao modelo 1, foi realizado retirando da amostra os residentes da Região Metropolitana de São Paulo e omitiram-se duas variáveis *dummies* de migração. A hipótese da Independência das Alternativas Irrelevantes (IIA) foi rejeitada: a estatística qui-quadrada excedeu o valor crítico, $\chi^2(21) = (b-B)[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 26801.45$ com $\text{Prob} > \chi^2 = 0.00$, onde “b” se refere ao vetor dos coeficientes do modelo restrito e “B”, ao modelo irrestrito.

26 O teste da razão da verossimilhança, aplicado ao modelo 1, $2(4091133-3670217) = 420916$, com 23 graus de liberdade e com um nível crítico a 5% (35.17), rejeitou o *logit* padrão em relação ao *mixed logit*.

27 Outros estudos também impõem a condição de coeficiente fixo para a variável de “preço” (REVELT e TRAIN, 1998; REVELT e TRAIN, 1999).

28 Para efeitos de comparação, os três modelos também foram estimados a partir do *logit* condicional e os resultados podem ser visualizados no Apêndice.

Uma primeira constatação com relação aos resultados dos modelos trabalhados refere-se à significância dos coeficientes estimados, os quais se mostraram significantes a 5%, com algumas exceções (ver a Tabela 2). Cabe destacar que o coeficiente do termo de correção de erro dos atributos não observáveis (ν) é significativo a 5%, demonstrando a importância de incluir a referida variável nos modelos estimados.

Antes de prosseguir, é interessante destacar as diferenças na interpretação dos resultados do *mixed logit* com relação ao *logit* condicional. Como já discutido anteriormente, através do método *mixed logit* é possível flexibilizar a hipótese de coeficiente fixo imposta pelo *logit* condicional, especificando uma função de distribuição para os parâmetros do modelo que não seja a função de distribuição “degenerada”.

Dessa forma, a partir do *mixed logit* são estimados os parâmetros populacionais que descrevem as preferências individuais pelo objeto em estudo, os quais dependem da função de distribuição especificada para os coeficientes. Para o caso do presente artigo, assume-se que os atributos locais são distribuídos a partir de uma função de distribuição normal, de tal sorte que os parâmetros estimados são a média e o desvio-padrão. Isso porque é razoável se esperar que em média os trabalhadores atribuam um valor próximo para o consumo dos atributos locais, com uma dispersão para mais ou para menos em torno da média.

Dessa forma, tomando-se como referência a média da distribuição das preferências dos trabalhadores pelo consumo dos atributos locais incluídos no exame empírico, afirma-se que os resultados obtidos, a partir da estimação dos três modelos, são coerentes com as previsões realizadas sobre o sinal das variáveis, tendo-se como referência os dados de clima observados nas Regiões Metropolitanas em análise.

O coeficiente negativo da variável Material Particulado (*PM*) corrobora as expectativas de que tal atributo é uma “amenidade negativa”; o aumento do material Particulado no ar, um dos poluentes do ar, impacta negativamente o bem-estar dos trabalhadores. Os resultados também sugerem que os trabalhadores preferem morar nas Regiões Metropolitanas próximas ao mar (*DISTMAR*), resultado que não foi corroborado pelo modelo 3. A respeito da umidade relativa do ar (*UANUAL*), há indicações de que o incremento deste atributo influencia negativamente a função de bem-estar dos trabalhadores.

De acordo com os quatro modelos, as Regiões Metropolitanas, consideradas na análise, com menores índices médios de precipitação anual (*RANUAL*) são preferidas pelos trabalhadores. Contudo, o aumento do índice de precipitação do mês de setembro (*RSET*) tem um efeito positivo no bem-estar dos trabalhadores, indi-

cando que as regiões com as maiores médias de precipitação neste mês apresentam vantagens aglomerativas em relação às demais.

Quanto à média da temperatura do mês de janeiro (*TJAN*), mês com a temperatura média mais elevada nas Regiões Metropolitanas do Brasil, os resultados sugerem que o aumento da temperatura deste mês é indesejado pelos trabalhadores, pois impacta negativamente no bem-estar destes indivíduos. Mas um incremento marginal na temperatura do mês de julho (*TJUL*), mês mais frio do ano para a maioria das unidades geográficas em análise, influencia positivamente a função de utilidade dos trabalhadores.

Com relação ao sinal dos coeficientes estimados das variáveis *dummies* de migração, o sinal negativo sugere que os trabalhadores que moram em um estado diferente daquele em que nasceram tiveram uma maior perda de utilidade advinda da migração, quando comparados com aqueles que nasceram em São Paulo e migraram para outro estado. A mesma interpretação vale para as *dummies* de migração dos trabalhadores que moram em uma grande região diferente daquela em que nasceram. Assim, como todos os coeficientes das variáveis *dummies* de migração apresentaram sinal negativo, à exceção do coeficiente da variável *dummy* “*dREG15*”, os resultados sugerem que os trabalhadores que moram em um estado ou grande região, diferente daquela em que nasceram, tiveram um maior custo de migração, ou uma maior perda de bem-estar, comparados com os trabalhadores que nascerem em São Paulo e moram em outro estado, ou fora da Região Sudeste.

Tabela 2 - Resultados dos Modelos Estimados Aplicando-se o Método *Mixed Logit*

Variáveis	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Média	σ	Média	σ	Média	σ
PM	-0,0387	-0,00997	-0,2958	-0,002*	-0,0218	0,3416
DISTMAR	-0,0048	-8,8E-05	-0,0074	-0,0041	0,0033	0,0017
RANUAL	-0,3534	-0,02284	-0,4302	0,0482	-0,5298	0,0112
UANUAL	-0,2328	-0,00292	-0,1919	-0,0002*	0,0161	-0,0166
RSEP	0,5873	-0,01652	0,5286	0,0740	0,2436	0,1660
TJAN	-0,2080	-0,00563	-0,6895	-0,0052	0,0975	-0,0087
TJUL	0,1231	0,00628	0,5364	-0,0147	-0,0344	0,0080
LATITUDE	-	-	-0,2591	-0,1353	-	-
DENSIDADE	-	-	-	-	0,0011	0,0008
CONSUMO	0,0008	-	0,0009	-	0,0009	-
ν	13,996	95,859	11,757	123,370	11,543	0,0008
dEST15	-19,402	-0,0566*	-26,292	-0,1180	-26,783	-0,4083
dEST23	-52,118	-46,921	-50,496	-48,380	-53,972	-50,911
dEST26	-25,589	11,353	-23,342	-11,238	-32,781	23,496
dEST29	-11,128	-0,1679	-16,030	0,5361	-16,528	0,3522
dEST31	-30,358	19,533	-42,170	32,806	-42,259	30,244
dEST33	-11,231	-0,0826	-11,033	-0,0124*	-11,288	-0,0526
dEST41	-0,9366	-0,0248	-0,6125	0,1179	-0,6964	0,1169
dEST43	-16,134	-0,0388	-16,620	-0,0542	-17,472	-0,1202
dREG15	0,3779	0,0121*	0,1782	0,3923	0,2980	-0,1202
dREG23	-52,757	0,2643*	-59,178	-0,9090	-62,413	-0,4015
dREG26	-45,951	2,0767*	-56,920	-26,572	-43,425	-0,4015
dREG29	-24,469	0,0825	-32,113	-0,9121	-32,741	-13,577
dREG31	-24,531	-0,1516	-30,195	-0,2026	-29,702	0,5088
dREG33	-0,4934	0,2404*	-0,5649	0,5213	-0,5158	-0,8249
dREG41	-19,237	-0,1905	-21,193	0,1892	-23,546	0,2890
dREG43	-0,185	-0,1850	-23,641	0,1998	-26,006	-0,0063*
Log-Verossimilhança	-3670217,4		-3646759,9		-3651031,51	

Fonte: Elaboração própria com base na PNAD-2006, INMET e CPTEC.

Nota: * Indica que os coeficientes são não significantes a 5%. Todos os demais são significantes a 5%.

Além disso, o sinal negativo da variável “LATITUDE”, adicionada no modelo 2, sugere que as RMs com menores latitudes são preferidas para fixação de residência pelos trabalhadores. A respeito da variável densidade demográfica (DENSIDADE), o sinal positivo da variável indica que os trabalhadores preferem morar nas Regiões Metropolitanas com maior densidade demográfica, o que indica que os efeitos posi-

tivos de morar em locais densamente povoados superam os efeitos negativos, como os gerados pela “congestão” dos bens públicos.

Com base nos coeficientes estimados do *mixed logit*, apresentados na tabela 4, obteve-se a informação sobre a propensão marginal a pagar pelos atributos locais incorporados no exame empírico. Supondo-se a forma linear para a função “*g*”, caso que foi considerado nas estimações, a propensão marginal a pagar (*PMg*) é igual à razão entre o coeficiente estimado do atributo local “*z*” e o coeficiente da função consumo “*c*”, como pode ser visualizado pela expressão 2.

Assim, a tabela 3 apresenta a propensão marginal a pagar pelos atributos locais, calculados a partir dos coeficientes estimados do *mixed logit*; na primeira coluna dos resultados estão as *PMgs* obtidas pela estimação do modelo 1; na segunda coluna, os resultados referentes ao modelo 2; e na terceira coluna estão as *PMgs* calculadas com base no modelo 3.

Analisando-se a propensão marginal a pagar, obtida a partir da estimação dos três modelos, nota-se a variabilidade da magnitude dos coeficientes, embora, como é de se esperar, os sinais dos coeficientes dos modelos sejam consistentes com nossas suposições a respeito da influência dos atributos para o bem-estar dos trabalhadores.

Tabela 3 - Propensão Marginal a Pagar pelos Atributos Locais a partir do *Mixed Logit*

Atributo	Modelo1	Modelo 2	Modelo 3
PM	-46,1601	-346,9	-25,6
DISTMAR	-5,70489	-8,6	3,9
RANUAL	-421,146	504,5	-621,8
UANUAL	-277,392	-225,0	18,9
RSEP	699,7772	619,9	285,8
TJAN	-246,649	-808,6	114,4
TJUL	146,7213	629,0	-40,3
LATITUDE	-	-303,9	-
DENSIDADE	-	-	1,3

Fonte: Elaboração própria com base na PNAD-2006, INMET e CPTEC.

Tomando-se como referência para a análise o modelo 1, os resultados indicam que os trabalhadores estão propensos a pagar uma média de R\$ 46,16 por uma redução marginal do material Particulado no ar; R\$ 5,70 para morar mais próximo ao mar; R\$ 421,15 para reduzir o índice médio da precipitação; e R\$ 246,65 pela redução na

temperatura do mês de janeiro. Por outro lado, os trabalhadores estão propensos a pagar pelo aumento das amenidades: um valor médio de R\$ 699,78, pelo aumento da média das observações da precipitação do mês de Setembro, e R\$ 146,72 pelo aumento da temperatura do mês de julho. Analogamente, os demais resultados têm a mesma interpretação.

Com base na propensão marginal a pagar por cada amenidade, o que indica o peso da importância de cada atributo local para o bem-estar dos trabalhadores, é obtida uma medida para ordenar as Regiões Metropolitanas a respeito da qualidade das amenidades. Os *rankings* estabelecidos a partir dos três modelos estimados estão expostos na Tabela 4.²⁹

A respeito da interpretação do índice da qualidade das amenidades (IQA), obtido com base no modelo de escolha discreta, cabe fazer algumas ressalvas. O índice calculado a partir da abordagem discreta é uma medida relativa que mensura a qualidade dos atributos locais incorporados no exame empírico e, portanto, não pode ser generalizado para avaliar a qualidade de outros atributos que não estão sendo considerados no exame. Como consequência, os resultados estimados a partir da abordagem discreta são sensíveis aos atributos locais incorporados na análise. Por isso, preferiu-se nomear o índice de “índice de qualidade das amenidades”, em vez de “índice de qualidade de vida”.

Entretanto, nota-se que os *rankings* da qualidade das amenidades obtidos apresentaram algumas regularidades no que se refere à ordenação das Regiões Metropolitanas. Nos três *rankings* obtidos, a RM do Rio de Janeiro ficou na primeira colocação, enquanto a RM de São Paulo, em segunda. Esses resultados indicam que, considerando-se a dotação dos atributos locais das Regiões Metropolitanas definidos para o cálculo do IQV, quando ponderados por uma medida que leva em conta o peso que cada atributo representa para o bem-estar dos trabalhadores, a RM do Rio de Janeiro e de São Paulo estão melhores servidas pelo conjunto desses atributos em relação às demais Regiões Metropolitanas.

Do outro lado, de acordo com os *rankings*, há indicações de que as Regiões Metropolitanas localizadas nas Regiões Norte e Nordeste estão pior servidas com respeito aos atributos locais incorporados no exame empírico. Os resultados indicaram a seguinte ordenação das Regiões Metropolitanas, quando considerados apenas atributos climáticos, geográficos e de poluição, pela estimação do modelo 1: a RM do Rio de Janeiro e de São Paulo, nas primeiras colocações, seguidas da RM de Curitiba, Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Salvador, Fortaleza e Belém.

29 Os resultados aplicando o logit condicional encontram-se no apêndice.

Tabela 4 - Ranking do Índice de Qualidade das Amenidades (IQA) Calculado com Base no Mixed Logit

Modelo 1 (Apenas Variáveis Climáticas)		Modelo 2 (Variáveis Climáticas mais a Latitude)		Modelo 3 (Variáveis Climáticas mais a Densidade)	
IQA*	RM	IQA*	RM	IQA*	RM
-23,93	R. de Janeiro	-20,34	R. de Janeiro	4,65	R. de Janeiro
-24,12	São Paulo	-20,38	São Paulo	4,60	São Paulo
-24,74	Curitiba	-21,65	Curitiba	3,45	Porto Alegre
-24,75	B. Horizonte	-21,72	Salvador	3,28	Belo Horizonte
-24,92	Porto Alegre	-21,85	Porto Alegre	3,12	Salvador
-24,93	Recife	-22,33	B. Horizonte	2,70	Curitiba
-25,20	Salvador	-22,87	Recife	2,47	Recife
-25,94	Fortaleza	-24,10	Fortaleza	1,65	Fortaleza

Fonte: Elaboração própria com base na PNAD-2006.

Nota: *Os valores estão divididos por 1.000 apenas para uma melhor visualização.

Com algumas mudanças nas colocações das Regiões Metropolitanas no *ranking*, o modelo 2 indicou a seguinte ordenação: as RMs do Rio de Janeiro e de São Paulo estão na primeira e segunda colocação, respectivamente, seguidas da RM de Curitiba, Salvador, Porto Alegre, Belo Horizonte, Recife, Fortaleza e Belém. Se for considerada, além dos atributos incluídos no modelo 1, a densidade demográfica, como foi o caso do modelo 3, o *ranking* passa a ser o seguinte: as RMs do Rio de Janeiro, São Paulo, Porto Alegre, Belo Horizonte, Salvador, Curitiba, Recife, Fortaleza e Belém.

Desagregando as informações do IQV por Região Metropolitana, a Tabela 5 a seguir informa sobre a contribuição (peso) de cada atributo para a construção dos índices de qualidade das amenidades (IQA), indicado pela propensão marginal a pagar por cada um dos atributos multiplicado pela respectiva dotação das amenidades de cada Região Metropolitana.

Observando-se os dados da Tabela 5, nota-se que o índice de qualidade de amenidades é o resultado da soma das contribuições líquidas de cada amenidade, que estão dispostas na referida Tabela. Comparando-se esses valores, inicialmente vale a ressalva de que, embora a magnitude da contribuição dos atributos diferirem, o que vale em termos de comparação entre a colocação das Regiões Metropolitanas no *ranking* são as diferenças relativas do valor da contribuição de cada atributo, multiplicado pela dotação da Região Metropolitana, em relação às demais. Ou seja, tomando-se como exemplo a Região Metropolitana que obteve melhor colocação (Rio de Janeiro) e a pior (Belém) no *ranking* estabelecido com base no modelo 1, apenas

a contribuição líquida de dois atributos, a poluição (PM2_5) e a média da precipitação do mês de setembro (RSEP), favorecem a RM de Belém com respeito à RM do Rio de Janeiro no estabelecimento do *ranking*. Contudo, as dotações da RM do Rio de Janeiro com relação aos demais atributos favorecem uma melhor posição da RM do Rio de Janeiro no ranking, os quais superam a da poluição (PM2_5) e a média da precipitação do mês de setembro (RSEP), relativo ao IQA da RM de Belém.

Tabela 5 - Componentes do Índice de Qualidade de Amenidades (IQA): Propensão Marginal a Pagar Multiplicada pela Dotação da Respectiva Amenidade de Cada RM

RM	PM2_5	DISTMAR	RANUAL	RANUAL	RSEP	TJAN	TJUL
Belém	-75,5	-426,7	-3499,0	-23401,9	2704,4	-6462,5	3890,2
Fortaleza	-25,8	-13,7	-1957,8	-21540,7	518,8	-6742,6	3821,5
Recife	-19,1	-54,2	-2506,8	-21596,0	2364,3	-6664,0	3545,8
Salvador	-33,9	-28,5	-2244,2	-22445,1	2699,2	-6646,1	3496,8
Belo Horizonte	-179,4	-2799,4	-1815,3	-18271,4	1299,5	-5811,5	2825,6
Rio de Janeiro	-294,7	-55,3	-1434,7	-20511,3	1888,9	-6757,7	3238,9
São Paulo	-244,5	-490,6	-1878,4	-20490,3	2197,3	-5682,1	2471,2
Curitiba	-369,8	-633,2	-1835,0	-22400,8	3717,3	-5188,0	1970,8
Porto Alegre	-275,2	-690,3	-1641,6	-21292,3	3038,0	-6111,9	2050,4

Fonte: Elaboração própria.

Além disso, buscando corroborar os resultados obtidos, com respeito às duas primeiras colocadas nos *rankings*, da Região Metropolitana de Rio de Janeiro e São Paulo, nota-se que, em comparação com as demais RMs, estas têm temperaturas mais amenas durante todo o ano; não são tão quentes e úmidas como as RMs das Regiões Norte e Nordeste e tampouco nelas os meses frios são como na RM de Curitiba e na RM de Porto Alegre. Tais atributos, quando computados no IQA, favorecem as RMs do Rio de Janeiro e de São Paulo em comparação com os demais atributos locais incorporados no exame empírico.

8 Considerações Finais

Dadas as grandes disparidades que existem entre as Regiões Metropolitanas do Brasil, tanto em termos econômicos quanto entre as suas dotações de amenidades, analisar o papel que representam as amenidades para a escolha locacional dos agentes econômicos torna-se um importante problema de pesquisa. Nessa perspectiva,

o artigo teve como objetivo estimar a propensão marginal a pagar pelos trabalhadores pelo consumo dos atributos locais, como as amenidades de clima, para as nove principais Regiões Metropolitanas Brasileiras.

Este artigo proporciona uma primeira aplicação da abordagem da escolha discreta para a valoração das amenidades das Regiões Metropolitanas Brasileiras, considerando-se que os movimentos migratórios implicam custos para os trabalhadores; que o pesquisador não consegue observar ou mensurar todos os atributos importantes dos imóveis; e que os trabalhadores têm preferências heterogêneas pelo consumo dos atributos locais.

Com respeito às extensões impostas ao modelo discreto, a significância dos coeficientes das variáveis *dummies* de migração e do fator de correção de erro para os atributos não observáveis dos imóveis, sugere que tais variáveis são importantes para este tipo de análise. Dessa forma, esses resultados apontam que a não consideração da existência de barreiras à migração e da possibilidade de o pesquisador não observar todos os atributos dos imóveis, quando o objetivo de pesquisa é valorar atributos locais a partir de modelos de escolha locacional, pode gerar resultados não esperados pela teoria econômica.

Além dessas constatações, a hipótese de coeficientes fixos do modelo *logit* condicional foi rejeitada, indicando que os trabalhadores têm preferências heterogêneas pelo consumo dos atributos locais. Esse resultado também foi corroborado pela significância dos coeficientes estimados do desvio-padrão dos atributos locais.

Quanto aos coeficientes obtidos pela estimação dos modelos, como esperado, as Regiões Metropolitanas próximas ao mar, com baixo nível de poluição, baixo índice de precipitação anual e com menores temperaturas no mês de janeiro são preferidas para morar pela média dos trabalhadores em relação às Regiões Metropolitanas incorporadas na análise. Por outro lado, os resultados sugerem que trabalhadores preferem morar nas Regiões Metropolitanas com maiores índices de precipitação do mês de setembro e com temperaturas mais elevadas no mês de Julho. Além disso, os resultados sugerem que as RMs com os maiores índices de desenvolvimento humano apresentam vantagens aglomerativas com relação às demais Regiões Metropolitanas. Também, foram encontradas evidências de que a densidade demográfica atua como uma amenidade para os trabalhadores.

Com base nas estimações da propensão marginal a pagar pelos atributos locais, foram construídos *rankings* da qualidade das amenidades para as Regiões Metropolitanas, os quais indicaram que as Regiões Metropolitanas localizadas nas Regiões Sudeste e Sul estão melhor servidas das amenidades locais consideradas

para o cálculo do Índice de Qualidade das Amenidades. Além disso, os resultados indicaram que a Região Metropolitana do Rio de Janeiro e São Paulo são as RMs que possuem melhor qualidade desses atributos locais.

Para trabalhos futuros, pretende-se realizar uma análise temporal, a fim de captar os efeitos das mudanças climáticas ao longo do tempo. Além deste, outra extensão da pesquisa é estimar os parâmetros para cada Região Metropolitana e, assim, construir um indicador alternativo ao proposto pioneiramente por Roback (1980; 1982) com base na média das preferências dos trabalhadores pelo consumo das amenidades.

Diante dos resultados da pesquisa, da constatação de que os trabalhadores têm preferências heterogêneas pelas amenidades locais, como proposta de políticas públicas, recomenda-se que tanto órgãos públicos quanto cientistas econômicos levem em consideração, além dos indicadores econômicos, as amenidades locais em análises de bem-estar e pobreza. Nessa perspectiva, propõe-se que análises das disparidades regionais realizadas para o Brasil incluam, na função de bem-estar dos indivíduos, não apenas variáveis econômicas, mas também indicadores das amenidades locais.

Referências

- BAYER, P.; KEOHANE, N.; TIMMINS, C. (2006) Migration and Hedonic Valuation: The Case of Air Quality. *National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper no 12106*. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/12106.html>
- BERGER M.; BLOMQUIST, G. (1992) Mobility and Destination in Migration Decisions: The Roles of Earnings, Quality of Life, and Housing Prices. *Journal of Housing Economics* v. 2 (July), p. 37-59.
- BERRY, S. (1994) Estimating Discrete Choice Models of Product Differentiation. *RAND Journal of Economics*, v. 25, no 2, p. 242-262.
- BERRY, S; Levinsohn, J.; Pakes, A. (1995) Automobile Prices in Market Equilibrium. *Econometrica*, no 63, p. 841-890.
- BLOMQUIST, G.; Berger, M.; Hoehn, J. (1988) New Estimates of Quality of Life in Urban Areas. *The American Economic Review*, v. 78 (1), p. 89-107.
- BLUNDELL, R; Powell, J. (2001) Endogeneity in Semiparametric Binary Response Models. *The Review of Economic Studies*, v. 71, July, 655-679.
- BOLMQUIST, C. G. 2004. A Chapter for a Companion to Urban Economics edited by Richard Arnott and Daniel McMillen. (Boston: Blackwell Publishing, forthcoming 2005).

- CRAGG, M e KAHN, M. (1997) New Estimates of Climate Demand: Evidence from Location Choice. *Journal of Urban Economics*, no 42, p. 261-284.
- CROPPER, L.; DECK, L; KISHOR, N; MCCONNELL, K. (1993) Valuing Product Attributes Using Single Market Data: A Comparison of Hedonic and Discrete Choice Approaches. *The Review of economics and Statistics*, v. 75, no. 2, p. 225-232.
- FREEMAN, A. M. (2003) *The Measurement of Environmental and Resource Values: Theory and Methods/By Myrick Freeman III*". Second Edition. RFF Press (Washington DC).
- FREITAS, S.; LONGO, K.; DIAS, M. DIAS, P. (2005) Emissões de Queimadas em Ecossistemas da América do Sul. *Estudos Avançados*, v. 19, no 53.
- FUJITA, M.; THISSE J. (2002) Industrial Agglomeration under Marshallian Externalities. In *Economics of agglomeration: Cities, industrial location, and regional growth*. Cambridge: Cambridge University Press.
- GOOLSBEE, A.; PETRIN, A (2004) The Consumer Gains from Direct Broadcast Satellites and the Competition with Cable Television. *Econometrica*, vol. 72, no. 2 (March), p. 351-381.
- GYOURKO, J.; KAHN, M.; Tracy J. (1997) Quality of Life and Environmental Comparisons. Capítulo 5 in *The Handbook of Applied Urban Economics*, Edwin S. Mills e Paul Cheshire, Editors. Disponível em: <http://www.newyorkfed.org/research/economists/tracy/handbook.pdf>
- GYOURKO, J.; TRACY, J. (1991) The Structure of Local Public Finance and the Quality of Life. *Journal of Political Economy*, v. 99, no 4 (August), p. 774-806.
- IPCC (2007). Quarto Relatório de Avaliação do Painel Intergovernamental sobre Mudança do Clima in Painel Intergovernamental Sobre Mudança do Clima: Mudança do Clima 2007: Impactos, Adaptação e Vulnerabilidade. Disponível em: http://www6.cptec.inpe.br/mudancas_climaticas/pdfs/IPCCWG2.
- JONKER, N. (2002) Constructing Quality-adjusted Price Indices: A Comparison of Hedonic and Discrete Choice Models. ECB, Working Paper no. 172.
- KAHN, M. (1995) A Revealed Preference Approach for Ranking City Quality Life. *Journal of Urban Economics*, v. 38, p. 221-235.
- MARENGO, J.; NOBRE, C.; SALATI, E.; AMBRIZZI, T. (2007) Mudanças Climáticas Globais e Efeitos sobre a Biodiversidade: Caracterização do Clima Atual e Definição das Alterações Climáticas para o Território Brasileiro ao Longo do Século XXI. Disponível em: http://www6.cptec.inpe.br/mudancas_climaticas.
- MCFADDEN, D. (1974) The Measurement of Urban Travel Demand. *Journal of Public Economics*, v. 3, no 4, p. 303-328.
- MENEZES, T.; AZZONI, C.; MOREIRA, C. (2007) Diferenças em Gastos com Aluguel entre Estados, Tipos de Área e Níveis de Renda Familiar no Brasil. In: Fernando Gaiger Silveira; Luciana Mendes Santos Servo; Tatiane Almeida de Menezes; Sérgio Francisco. (Org.). Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas. Brasília: IPEA, v. 2, p. 329-346.

- NERVO, A. (2000) A Practitioner's Guide to Estimation of Random-Coefficients Logit Models of Demand. *Journal of Economics & Management Science*, v. 9, no. 4, p. 513-548.
- PETRIN, A. (2002) Quantifying the Benefits of New Products: The Case of the Minivan. *Journal of Political Economy*, volume 110 (2002), p. 705-729.
- PETRIN, A.; TRAIN, K. (2002) Omitted Product Attributes in Discrete Choice Models. *National Bureau of Economics Research (NBER), Working Paper* no 9452. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w9452>
- QUADRO, M.; MACHADO, L.; CALBETE, S.; BATISTA, N.; OLIVEIRA, G. (1996) Climatologia de Precipitação e Temperatura no Período de 1986 a 1996 in *Climanálise Especial*. CPTEC/INPE Disponível em: <http://www.cptec.inpe.br/products/climanalise/cliesp10a/index1.shtml>
- REVELT D.; TRAIN K. (1998) Mixed Logit with Repeated Choices of Appliance Efficiency Levels. *Review of Economics and Statistics*, v. LXXX, no. 4, p. 647-657.
- REVELT, D.; TRAIN K. (1999) Customer-Specific Taste Parameters and Mixed Logit" *University of California at Berkeley, Working Paper* no E00-274.
- ROBACK, Jennifer. (1982) Wages, Rents and the Quality of Life. *Journal of Political Economic*, v. 90, no 6 (December), p. 1257- 1278.
- ROSEN, S. (1974) Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal Political Economic*, v. 82, no 1 (January/February), p. 34-55.
- ROSEN, S. (1979) On a Wage Based Index of Urban Quality of Life. In P. Mieszkowski and M. Strassheim (eds.), *Studies in Urban Economics*, Vol. II (Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1979), pp. 74-104.
- TIMMINS, C. (1999). Estimating the Amenity Costs of Global Warming in Brazil: Getting the Most from Available Data. *Working Papers* no 809, *Economic Growth Center, Yale University*. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/egc/wpaper/809.html>
- TIMMINS, C. (2003) Health and Climate Change in the Developing World: The Impact of Global Warming on Brazilian Morbidity Patterns. *Working Paper*. Yale University.
- TRAIN, K. (2003) *Discrete Choice Methods with Simulation*. New York: Cambridge University Press, 2003.
- VILLAS-BOAS, J.; WINER R. (1999). Endogeneity in Brand Choice Models. *MANAGEMENT SCIENCE*, V. 45, NO. 10 (OCTOBER), P. 1324-1338
- WOOLDRIDGE, J. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Edição 1st, Cambridge, Mass.: The MIT Press.

Apêndice

Tabela A1 - Resultados dos Modelos Estimados a partir do Método *Logit* Condicional

Variáveis	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 1	
	β	Erro Padrão	β	Erro Padrão	β	Erro Padrão
PM	-0,026	0,001	-0,090	0,001	-0,038	0,001
DISTMAR	-0,006	0,000	-0,005	0,000	-0,002	0,000
RANUAL	-0,093	0,003	0,086	0,086	-0,235	0,003
UANUAL	-0,210	0,001	-0,135	-0,135	-0,080	0,001
RSEP	0,113	0,002	-0,123	-0,123	-0,008	0,002
TJAN	-0,184	0,001	-0,282	0,282	-0,093	0,001
TJUL	0,045	0,001	0,169	0,169	0,006	0,001
LATITUDE	-	-	-0,104	-0,104	-	-
DENSIDADE	-	-	-	-	4E-04	0,000
CONSUMO	0,001	0,000	0,001	0,001	0,001	0,000
ν	0,392	0,004	-1,710	-1,710	0,204	0,004
dEST15	-1,608	0,030	-0,517	0,010	-1,710	0,030
dEST23	-0,615	0,010	-0,781	0,011	-0,517	0,010
dEST26	-1,040	0,011	-0,678	0,011	-0,781	0,011
dEST29	-0,515	0,011	-1,200	0,011	-0,678	0,011
dEST31	-1,256	0,011	-0,596	0,007	-1,200	0,011
dEST33	-0,645	0,007	-0,181	0,009	-0,596	0,007
dEST41	-0,358	0,009	-1,135	0,012	-0,181	0,009
dEST43	-1,177	0,012	0,443	0,031	-1,135	0,012
dREG15	0,445	0,031	-2,352	0,015	0,443	0,031
dREG23	-2,356	0,015	-2,142	0,017	-2,352	0,015
dREG26	-2,147	0,017	-1,848	0,015	-2,142	0,017
dREG29	-1,856	0,015	-1,174	0,013	-1,848	0,015
dREG31	-1,175	0,013	-0,423	0,007	-1,174	0,013
dREG33	-0,428	0,007	-1,372	0,011	-0,423	0,007
dREG41	-1,373	0,011	-1,911	0,017	-1,372	0,011
dREG43	-1,914	0,018	0,204	0,004	-1,911	0,017
N. Observações	2453947		2453947		2453947	
Log-Verossimilhança	-4091133,3		-4083392,5		-4083392,5	

Fonte: Elaboração própria com base na Pnad do ano de 2006.

Nota: Todos os coeficientes são significantes a 5%.

Tabela A2 - Ranking do Índice de Qualidade das Amenidades (IQA) - Logit Condicional

Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
IQA*	RM	IQA*	RM	IQA*	RM
-27,25	São Paulo	-0,62	São Paulo	-11,89	São Paulo
-27,44	R. Janeiro	-0,88	R. de Janeiro	-12,15	R. de Janeiro
-28,20	B. Horizonte	-1,75	B. Horizonte	-13,02	B. Horizonte
-28,35	Recife	-2,10	Fortaleza	-13,37	Fortaleza
-28,45	Fortaleza	-2,20	Recife	-13,47	Recife
-28,75	Porto Alegre	-2,23	Porto Alegre	-13,50	Porto Alegre
-28,90	Curitiba	-2,30	Salvador	-13,57	Salvador
-29,06	Salvador	-2,59	Curitiba	-13,86	Curitiba
-30,67	Belém	-3,96	Belém	-15,22	Belém

Fonte: Elaboração própria a partir da Pnad do ano de 2006.

Nota: Apenas para uma melhor visualização os valores dos IQA estão divididos por 1.000.