

AMENIDADES LOCAIS VERSUS OPORTUNIDADES ECONÔMICAS: UM RANKING DA QUALIDADE DAS AMENIDADES PARA AS REGIÕES METROPOLITANAS DO BRASIL

Roberta de Moraes Rocha
Doutoranda em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)
PIMES; Bolsista do CNPq

Resumo

O artigo estima a propensão marginal a pagar pelas amenidades locais e estabelece um *ranking* da qualidade das amenidades ou qualidade de vida para as regiões metropolitanas brasileiras. O referencial teórico é baseado no modelo de Roback (1982) e três métodos são utilizados para calcular o índice de qualidade das amenidades, a abordagem hedônica; o abordagem de Kahn (1995); e os métodos de escolha discreta. O exame usa três principais bases de dados, a Pesquisa Anual de Amostra e Domicílio (PNAD-2004); os dados de clima do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET-1990 a 2006); e os dados de poluição do Centro de Tempo e Estudos Climáticos (CPTEC – 2004 e 2005). Os resultados sugerem que os consumidores têm preferências heterogêneas pelo consumo das amenidades e que a Região Metropolitana do Rio de Janeiro e as localizadas nas regiões norte e nordeste estão mais bem servidas com as amenidades consideradas do exame.

Palavras-Chaves: Índice de Qualidade das Amenidades; Ranking Qualidade de Vida Local; Abordagem Hedônica; Métodos de Escolha Discreta

Classificação JEL: R13

Abstract

This article estimates the marginal willingness to pay (MWTP) to local amenities and construct a ranking of quality of life in Brazilian Metropolitan Regions (MRs). The theoretical approach is based in Roback's (1982) model and three methods are used to calculate the amenity quality index, the Hedonic method; Kahn (1995) method; and discrete choice methods, conditional logit and mixed logit. The exam used three major source data, the dataset about worker characteristics and housing attributes is based on National Household Survey (PNAD-2004); the climate information in Meteorology National Institute (INMET - 1990 to 2006), and Pollution Data in Climatic Studies and Weather Prevision Center (CPTEC – 2004 e 2005). The results suggest that consumers have heterogeneity preferences for consume of amenities and that Rio de Janeiro region and north and northeast regions are better served with amenities considered in the exam than the others MRs.

Key-Words: Amenity Quality Index; Local Quality of Life Ranking; Hedonic Approach; Discrete Choice Methods

Classification JEL: R13

Área 9 - Economia Regional e Urbana

Amenidades Locais versus Oportunidades Econômicas: Um Ranking da Qualidade das Amenidades para as Regiões Metropolitanas do Brasil

1. Introdução

Um ponto de debate que emerge da literatura econômica sobre o crescimento econômico das cidades e das disparidades regionais de renda gira em torno do *tradeoff* entre oportunidades econômicas e qualidade de vida local¹, o qual condiciona a escolha locacional dos agentes produtivos. Neste contexto, examinar algumas questões de pesquisa pode contribuir para um melhor entendimento da distribuição dos agentes no espaço, tais como: O quê determina uma área ser mais atraente para morar do que as demais, as oportunidades econômicas ou os atributos específicos locais? Qual a importância das amenidades locais para a escolha locacional dos agentes? Porque um indivíduo moraria em uma localidade que lhe oferece um menor retorno ao seu capital humano do que outra localidade qualquer?

Sem dúvida os fatores econômicos têm tido um papel central em estudos que objetivam examinar a escolha locacional dos indivíduos (Krugman, Fujita e Vernables, 2001; Fujita e Thisse, 2002 e Vernables, 1996). Apesar da importância destes fatores, 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, alguns atributos locais “consumidos” pelos indivíduos, como as amenidades naturais², também deveriam ser incorporados na função de utilidade dos consumidores. Contudo, mesmo que esta suposição fosse assumida como verdadeira, um questionamento emerge: como seria possível mensurar monetariamente os atributos locais, “bens” que não possuem valor monetário e que não são comercializados diretamente no mercado.

Neste sentido, a literatura econômica tem dado significativas contribuições à valoração dos atributos locais que não possuem valor de mercado (Rosen, 1974; McFadden, 1974) e para a construção de um índice de qualidade de vida baseado nas preferências dos consumidores (Rosen 1979; Roback, 1982). Roback (1982) fornece pioneiramente uma mensuração de um índice de qualidade de vida com um embasamento teórico em torno dos diferenciais compensatórios de renda e custo de habitação. A tese defendida pela autora parte do pressuposto de que os indivíduos atribuem valor ao consumo de amenidades locais, e pagam para usufruírem delas através de menores salários e maior preço da habitação. Assumindo, portanto, que a escolha locacional dos indivíduos é condicional a sua maximização de utilidade, resultaria que regiões pobres em amenidades teriam que oferecer salários compensadores e um menor custo de habitação para atrair os trabalhadores. Da mesma forma, nas regiões ricas em amenidades, estas amenidades já seriam fatores a favor da aglomeração, e tais localidades tenderiam a ofertar menores salários e maior custo de habitação. Como resultado, sob as hipóteses do modelo, em uma situação de equilíbrio, diferenciais de salários e custo de moradia entre as localidades poderiam persistir para levar a equalização do bem-estar entre as localidades. Roback (1982) sugere que tais diferenciais de renda e do custo da habitação podem refletir os diferentes níveis de qualidade de vida que caracterizam as regiões e, a partir deles, constrói um indicador de qualidade de vida local.

A partir das contribuições pioneiras de Rosen (1979) e Roback (1982) para a construção de um índice de qualidade de vida, Blomquist et. al. (1988) e Gyourko and Tracy (1991) relaxam algumas das hipóteses do modelo básico de Roback (1982). Blomquist et. al. (1988) fazem variar as amenidades dentro de uma área urbana e assume que as economias de aglomeração podem influenciar as condições de produção da firma. Gyourko e Tracy (1991) incorporam no modelo os atributos fiscais que caracterizam cada região,

¹ Aqui o conceito de qualidade de vida local está relacionado com a ideia de Roback (1982), no qual a qualidade de vida de uma localidade depende dos atributos específicos locais, tais como os atributos de clima. Portanto quando o texto se referir ao termo “qualidade de vida” terá esta interpretação. Contudo, no presente trabalho os termos índice de qualidade de vida (IQV) e índice de qualidade das amenidades (IQA) serão utilizados como sinônimos.

² Um exemplo das amenidades naturais ou puras são as amenidades de clima.

respaldando-se na hipótese de que há atributos locais, como os serviços de segurança e educação, que os indivíduos pagam através de tributos, e, portanto, este custo teria que ser incluído nas despesas das famílias. Contudo, a despeito das extensões propostas para o modelo básico de Roback (1982) proporcionarem modelos teóricos mais realísticos, a abordagem hedônica ainda apresenta limitações para a implementação empírica do cálculo de um índice de qualidade de vida. Talvez a principal limitação seja a endogeneidade dos preços, o que pode ocorrer porque a verdadeira função de preço hedônico não é observada, os atributos sejam observados com erro pelo pesquisador ou o economista não seja capaz de observar todos os atributos importantes do produto, o que faz com que o preço do produto em estudo venha a ser correlacionado com o erro (Cropper et. al., 1993).

Respaldando-se nas dificuldades das estimações hedônicas, as quais dependem diretamente da observação de todos os atributos importantes das regiões, Kahn (1995) propõe um método muito simples para a obtenção de um *ranking* da qualidade de vida entre as localidades, seguindo a linha de trabalhos que se baseia na abordagem da preferência revelada. O autor parte da idéia de equilíbrio proposta por Rosen (1979) e Roback (1982) e constrói um índice de qualidade de vida a partir dos diferenciais de salário e custo da habitação, calculados apenas em função das características dos trabalhadores e do imóvel, respectivamente. A vantagem deste método reside na não dependência dos dados de amenidades para o cálculo do índice de qualidade de vida, já que tais indicadores são muitas vezes não observáveis. Por outro lado, não é possível determinar qual a propensão marginal a pagar por cada amenidade e, mais importante, o autor supõe que todo diferencial de salário e custo da habitação – controlado por um conjunto de características dos trabalhadores e dos imóveis – reflete em diferenciais de qualidade de vida.

Outros autores mais recentemente, embora que utilizando outro referencial teórico e método de estimação, constroem um índice de qualidade de vida incorporando a idéia dos diferenciais compensatórios de Roback (1982)– lugares bens servidos de amenidades tendem a oferecer menores salários e maiores custos de habitação – com base nos métodos de escolha discreta (Cragg e Kahn, 1997) ou a partir de dados de migração (Greenwood et. al., 1991).

Os modelos de escolha discreta vêm sendo utilizados como uma alternativa a abordagem hedônica para a valoração das amenidades locais (Cragg e Kahn, 1997; Bayer et. al., 2003, 2006; Timmis, 1999). Cragg and Kahn (1997) sugerem um índice de qualidade de vida baseado no modelo *logit* condicional proposto por McFadden (1974). Em modelos tais como o de Cragg e Kahn (1997), modelos de escolha discreta aplicado a um contexto de produtos diferenciados, viés nas estimações podem persistir derivadas da presença da endogeneidade dos preços e da existência da heterogeneidade das preferências dos consumidores (Berry, 1994).

Outra limitação empírica presente em estudos que buscam valorar atributos locais está na dificuldade de isolar o efeito das variáveis exploratórias. Um bom exemplo é as variáveis que tentam mensurar o nível da poluição local, no qual é razoável esperar que a poluição de uma localidade seja correlacionada com o nível da atividade econômica local, e esta correlação pode implicar em resultados não esperados (Bayer et. al., 2006).

Para evitar este tipo de viés, o presente trabalho tem como objetivo central estimar a propensão marginal a pagar pelas amenidades naturais, tais como clima, e estabelecer um *ranking* da qualidade de vida local, considerando que os indivíduos têm preferências heterogêneas pelo consumo das amenidades e que o pesquisador pode não ser capaz de observar todos os atributos importantes dos imóveis.

Acredita-se que a proposta de pesquisa do presente artigo – examinar o papel que representa os fatores climáticos para a escolha locacional dos agentes econômicos – venha a contribuir para um melhor entendimento da distribuição dos agentes produtivos do espaço. E, compreender como estes atributos locais influenciam as decisões locacionais dos agentes econômicos torna-se ainda mais relevante para países como o Brasil, caracterizados por grandes disparidades naturais, sociais e econômicas. Contudo, pouco esforço de pesquisa tem sido observado para as regiões brasileiras, com este propósito de pesquisa, a qual, em parte, deve-se à limitação de dados.

Com o objetivo de calcular um índice de qualidade de vida para o Brasil, pode-se considerar que o

trabalho de Silveira Neto (2006) é o primeiro que estabelece um *ranking* de qualidade de vida para as Regiões Metropolitanas (RMs) do Brasil, com um embasamento na escolha locacional dos trabalhadores. O autor, com base na abordagem da preferência revelada propõe uma modificação à metodologia proposta por Kahn (1995) ao considerar os efeitos das amenidades sobre a produtividade dos trabalhadores, e estabelece um *ranking* da qualidade de vida para as RMs do Brasil. Segundo o *ranking* de Silveira Neto (2006) a RM de Recife seria a melhor em qualidade de vida e Curitiba a pior.

Dois outros trabalhos, com o objetivo de estimar a demanda por clima para o Brasil, embora que sem a intenção de estabelecer um *ranking* entre as localidades, merecem destaque, o exame realizado por Timmins (1999) e o de Monte (2004). Timmins (1999), a partir dos dados do Censo Demográfico de 1991, aplica a abordagem da escolha discreta considerando a heterogeneidade das preferências dos consumidores e estima a demanda por clima para as microrregiões do Brasil a partir de dados agregados. Timmins (1999) utiliza dados da média da temperatura e precipitação para três décadas, 1960, 1970 e 1980. Monte (2004), com o mesmo objetivo de pesquisa, mas usando outra base de dados, a Pesquisa de Orçamento familiar (POF), aplica a abordagem hedônica para estimar a demanda por clima para as Regiões Metropolitanas do Brasil com base em dados de clima do ano de 1989.

Dada a importância do tema e a escassez de exames empíricos para o Brasil, o trabalho proposto pretende preencher esta lacuna ao estimar a propensão marginal a pagar pelas amenidades para as RMs brasileiras, e a partir destas estimações, estabelecer um ranking para as RMs. Ressalta-se, porém, que o presente trabalho não pretende construir um índice de qualidade de vida exaurindo todas as possíveis variáveis que devem influenciar a qualidade de vida local.

Três métodos são utilizados: a abordagem hedônica (Roback, 1982); a abordagem da preferência revelada (Khan, 1995); e os métodos da escolha discreta (Cragg e Khan, 1996; Bayer et. al., 2006), o condicional *logit* e o *mixed logit*.

O exame utilizou a Pesquisa Anual de Amostra e Domicílio (PNAD) do ano de 2004 como fonte das características dos trabalhadores e atributos dos imóveis; os dados climáticos têm como fonte o Instituto Nacional de Meteorologia (INMET); os de poluição foram obtidos no Centro de Previsão de Tempo e Estudos Climáticos (CPTEC); e as variáveis geográficas estão reportadas no site do IBGE.

A seguir é apresentado o referencial teórico utilizado como base para o estabelecimento do *ranking* da qualidade de vidas entre as localidades. Na terceira seção, os três métodos de estimação são apresentados, na subseção 3.1, a Abordagem Hedônica é descrita; na subseção 3.2, a abordagem de Kahn (1995); e o método da escolha discreta é descrito na subseção 3.4. A base de dados utilizada é descrita na seção 4. Os resultados estão reportados na quinta seção e as considerações finais na sexta.

2. Modelo de Escolha Locacional: Uma Aplicação para a Valoração das Amenidades

O índice de qualidade de vida construído a partir das três abordagens, a Hedônica, a de Kahn (1995), e a dos modelos de escolha discreta, se baseou na idéia de equilíbrio derivada do modelo de Roback (1982). No modelo de equilíbrio de Roback (1982) é assumido que os fatores de produção, capital e trabalho são perfeitamente móveis entre as cidades, enquanto que o fator terra é fixo. O custo de o indivíduo morar em uma cidade e trabalhar em outra é proibitivo. No equilíbrio os indivíduos e firmas são indiferentes entre as localizações, sendo os diferenciais de salário e preço da terra uma função das amenidades. Como resultado, os diferentes níveis de dotação das amenidades (a) entre as localidades se refletem em diferenciais entre as remunerações dos trabalhadores e do custo com a habitação, necessários para compensar o trabalhador por um menor consumo de amenidades.

Do lado da demanda, os trabalhadores são idênticos, com igual habilidade e mesmas preferências. Cada trabalhador oferta uma unidade de trabalho independentemente do salário. O problema do trabalhador representativo é: dada à quantidade da amenidade " a " da localidade " j " e o preço do composto de bens consumidos " c ", assumido como numerário, escolher a quantidade de c e de terra residencial (h) de forma que satisfaça a sua restrição orçamentária:

$$\text{Max } U(c, h; a) \text{ sujeito a } w + I = c + hp \quad (1)$$

onde w representa o salário, p o preço da terra e I a renda derivada³ de outras fontes que não seja do trabalho.

A função de utilidade indireta derivada de (1), V , se relaciona positivamente com as amenidades e com o salário e é decrescente com o preço do aluguel residencial. No equilíbrio o salário e o preço do aluguel se ajustam para a equalização da utilidade entre as localidades. A condição de equilíbrio do mercado dos trabalhadores pode ser representada por:

$$V(w, p; a) = k \quad (2)$$

onde k é uma constante.

Do lado da produção, X é produzido de acordo com uma função de produção com retornos constante de escala, $X = (H, N; a)$, com H representando o uso da terra na produção e N o total de trabalhadores da localidade. O problema da firma representativa é minimizar o custo sujeito a função de produção. A condição de equilíbrio para a firma é derivada da igualdade entre o custo unitário e o preço do produto, pois de outra forma haveria incentivo para a firma se mover para a localidade que oferecesse o menor custo:

$$C(w, p; a) = 1 \quad (3)$$

a função custo C é crescente com ambos os preços, w e p . Se “ a ” é uma amenidade não-produtiva para a produção, $C_a < 0$, caso contrário, $C_a > 0$.

No equilíbrio, as famílias possuem um mesmo nível de utilidade e as firmas o mesmo custo de produção, para um determinado nível de salário e preço do aluguel, que satisfaz a condição imposta nas equações 2 e 3.

O exame da estática comparativa, para inferir previamente sobre o sinal dos diferenciais de salário e do preço do aluguel, é obtido diferenciando as equações 2 e 3 e resolvendo para dw/da e dp/da , no qual resulta que:

$$\frac{dw}{da} = \frac{1}{V_w C_p - V_p C_w} (V_p C_a - V_a C_p) \quad (4)$$

$$\frac{dp}{da} = \frac{1}{V_w C_p - V_p C_w} (V_a C_w - V_w C_a) \quad (5)$$

O sinal do diferencial do salário e do preço do aluguel dependerá de como a amenidade influenciam o custo de produção das firmas (C). Considerando que “ a ” impacta positivamente o bem-estar do indivíduo e não influencia a produção da firma, a condição de equilíbrio implica que a localidade menos dotada da amenidade deve oferecer um maior salário e menor aluguel do que as demais, de forma a compensar o indivíduo pelo menor consumo da amenidade. Ou de outra forma, os trabalhadores estão propensos a receber um menor salário e pagar um maior preço pelos serviços de habitação, para morar nas localidades que tenham uma maior dotação da amenidade. Considerando agora que a amenidade afete ambos, consumidores e firmas, e seja uma amenidade produtiva para a firma ($C_a > 0$), o equilíbrio de mercado implica que a localidade com maior nível de “ a ” tende a oferecer um maior preço do aluguel residencial enquanto que o diferencial de salário é indefinido, pode ser positivo ou negativo.

³ Por simplificação, será considerado que $w + I$ equivale a renda do trabalho (w).

3. Métodos de Estimação

3.1. Abordagem Hedônica

A valoração das amenidades locais a partir da abordagem hedônica proposta por Roback (1982) é derivada do diferencial total da equação 2, no qual é possível obter a propensão marginal a pagar pelas amenidades. Portanto, do diferencial total da função de utilidade indireta e fazendo o uso da identidade de Roy, obtêm-se o preço implícito das amenidades base para a construção do índice de qualidade de vida sugerido por Roback (1982)⁴:

$$f_a = Vz/Vw = hdp/da - dw/da \quad (6)$$

onde h representa a quantidade de terra consumida por uma família, comumente normalizada para um, (dp/da) é o diferencial do preço da terra de equilíbrio e (dw/da) é o diferencial salarial de equilíbrio. A função, f_a , é denominada de função de preço implícito, a qual multiplicada pelo nível de cada amenidade na localidade j nos fornece o índice de qualidade de vida (IQV) proposto por Roback (1982):

$$IQV_j = \sum_a f_a a_j \quad (7)$$

Os diferenciais de salário e do preço do aluguel são obtidos a partir da estimação das equações de salário e do aluguel, como:

$$\ln w_{ij} = \beta_0 + X_i \beta_1 + Z_i \beta_2 + u_{ij} \quad (8)$$

$$\ln r_{ij} = \theta_0 + Q_i \theta_1 + Z_j \theta_2 + v_{ij} \quad (9)$$

onde w_{ij} é o salário que o indivíduo “ i ” recebe na localidade “ j ”; r_{ij} é o aluguel pago pelo indivíduo “ i ” na localidade “ j ”; X_i é um vetor das características individuais dos trabalhadores, Q_i é um vetor das características estruturais do imóvel, Z_j é um vetor dos atributos locais, e u_{ij} e v_{ij} são os termos estocásticos.

3.2. Abordagem de Kahn (1995)

Kahn (1995) propõe um simples método para o cálculo do índice de custo de vida com base na abordagem da preferência revelada. O método relaxa duas hipóteses da abordagem hedônicas, o que representa duas vantagens para o estabelecimento de um *ranking* de qualidade de vida. A primeira se refere à não necessidade da utilização de dados de amenidades, a qual constitui uma vantagem quando tais atributos não são observáveis. Em adição, a abordagem faz variar os preços, o salário e o aluguel residencial entre as localidades.

Para cada localidade “ j ”, o salário do trabalhador (w) que mora em “ j ” é regredido em função de suas características e o aluguel pago (r) é regredido em função dos atributos dos imóveis, na forma:

$$w_{ij} = X_i \beta_j + \eta_{ij} \quad (10)$$

$$r_{ij} = Q_i \theta_j + \mu_{ij} \quad (11)$$

onde η_{ij} e μ_{ij} são os termos estocásticos.

⁴ Para efeito do cálculo do índice de qualidade proposto por Roback (1982), a autora considera que as amenidades afetam apenas a função de utilidade das famílias, pois para a implementação empírica do método não teria como quantificar o impacto das amenidades para o custo de produção das firmas.

Semelhantemente as variáveis incluídas nas equações hedônicas de salário e aluguel, o vetor X_i representa as características do trabalhador i e Q_i os atributos do imóvel. Como apenas é observado o salário recebido e o aluguel pago pelo indivíduo na localidade em que ele reside, Kahn (1995) propõe estimar o salário potencialmente ganho e o aluguel pago em cada localidade a partir dos coeficientes obtidos pela estimação das equações 10 e 11. Portanto, é calculado para cada trabalhador o salário potencialmente ganho nas outras localidades e o custo com a habitação:

$$\overline{w}_{ij} = X_i \overline{\beta}_j \quad (12)$$

$$\overline{r}_{ij} = Q_i \overline{\theta}_j \quad (13)$$

onde $\overline{\beta}_j$ e $\overline{\theta}_j$ são os coeficientes obtidos para cada localidade j pela estimação das equações 10 e 11; \overline{w}_{ij} é o salário que cada indivíduo i receberia se morasse na localidade j e \overline{r}_{ij} é o aluguel.

Kahn (1995) com base nos diferenciais de salário e do preço do aluguel, entre o observado e os estimados, propõe uma medida para estabelecer um *ranking* da qualidade de vida entre as localidades baseado no percentual dos trabalhadores que moram nas js localidades e que poderiam aumentar o seu salário e diminuir o aluguel pago migrando para a localidade c . Este “índice” representa uma medida do percentual de pessoas que ganhariam com a migração, o que significa dizer que as localidades com maiores percentuais teriam menor qualidade de vida. Desta forma, considerando uma amostra de “ b ” localidades com “ k ” pessoas residindo em cada j localidade, o índice de qualidade de vida é calculado como:

$$k_j^{-1} \sum_{i=1}^{K_j} 1 * ((\overline{w}_{ic} - w_{ij}) > 0) * 1((\overline{w}_{ic} - w_{ij}) < 0) \quad (14)$$

se a seguinte condição é verdade, $1 * ((\overline{w}_{ic} - w_{ij}) > 0) * 1((\overline{w}_{ic} - w_{ij}) < 0)$, então $1(0) = 1 -$ o produto igual a 1 – uma pessoa aumentaria seu salário e diminuiria seu aluguel se movendo de “ j ” para “ c ”, caso contrário o produto seria igual a zero. Os percentuais calculados a partir da expressão acima nos dão o índice de qualidade vida proposto por Kahn (1995), no qual representa a porcentagem de pessoas de todas as localidades que movendo para “ c ” poderiam aumentar o seu salário e diminuir o preço do aluguel pago.

Conforme o próprio autor reconhece, com base na argumentação de Rauch (1993)⁵, tal medida apresenta uma desvantagem por não considerar o impacto da concentração do capital humano da localidade para a produtividade do trabalhador, pois localidades com a média de educação acima da média nacional tenderiam a oferecer salários mais elevados e custo da habitação mais alto e não necessariamente uma baixa qualidade de vida.

Estabelecendo um *ranking* da qualidade de vida para as Regiões Metropolitanas do Brasil, Silveira Neto (2006) com base em Kahn (1995) propõe uma modificação à expressão (14) ao considerar a existência das externalidades produtivas advindas da concentração de capital humano na localidade. Para o estabelecimento do *ranking* da qualidade de vida a partir do percentual dos indivíduos que poderiam ganhar com a migração, o autor inclui além daqueles considerado por Khan (1995) na expressão (14) – com salário potencial maior e menor preço do aluguel – os trabalhadores cujo salário obtido com a migração superasse o aumento do aluguel conforme a seguinte expressão:

$$K_j^{-1} \sum_{i=1}^{K_j} 1 * ((\overline{w}_{ic} - w_{ij}) > 0) * 1((\overline{r}_{ic} - r) < 0) + \sum_{i=1}^{K_j} 1 * ((\overline{w}_{ic} - w_{ij}) - (\overline{r}_{ic} - r) > 0) * 1((\overline{r}_{ic} - r) > 0) \quad (15)$$

⁵ Com base nas evidências empíricas de Rauch (1993)

3.3. Métodos Discretos

Um método alternativo à abordagem de preços hedônicos proposta por Rosen (1979) e Roback (1982) para a valoração de bens públicos são a classe dos modelos de escolha discreta (Cragg e Kahn, 1997; Timmins, 1999; Bayer et. al., 2003, 2006).

Diferentemente da abordagem Hedônica, a aplicação da abordagem discreta para a valoração das amenidades requer que seja adotada uma forma funcional para a função de utilidade. No modelo proposto nesta seção serão relaxadas três hipóteses do modelo básico de Roback (1982). Uma se refere à hipótese de que não há barreira a mobilidade locacional dos agentes econômicos⁶. Segunda hipótese relaxada; é assumido que o pesquisador não é capaz de observar todos os atributos importantes do imóvel, e é incluído um fato de correção (v) para os atributos não observáveis na função de utilidade indireta com base em Villas-boas e Winer (1999) e Blundell e Powell (2001). E, é assumido que os trabalhadores têm preferências heterogêneas pelo consumo das amenidades⁷.

Para a implementação empírica da abordagem discreta, o fator terra do modelo de Roback (1982) é normalizado para um e assume-se a seguinte forma funcional para a função de utilidade⁸:

$$V_{i,j} = \alpha_c g(I_i - p_j) + \beta_Z Z_j + \beta_M M_{i,j} + \beta_v v + \varepsilon_{ij} \quad (16)$$

Cada indivíduo escolhe a localidade para morar de forma a maximizar a sua função de utilidade conforme especificada acima. A utilidade do indivíduo i recebida por morar na localidade j depende da “função” consumo (C), dado pela renda do trabalho menos o preço do aluguel ($I_i - p_j$), o qual representa o gasto com os outros bens que não seja a habitação; de um vetor de características da localidade Z_j ; do custo de migração $M_{i,j}$. E, “ v ” representa um termo de correção de erro para os atributos não observáveis do imóvel e ε_{ij} é o termo estocástico. A função $g(\cdot)$ representa uma função flexível conforme exposto por Nervo (2002).

A forma assumida para o custo de migração segue a adotada por Bayer et. al. (2006) onde o custo de migração é dado por:

$$\tilde{M}_{i,j} \equiv f_M(d_{i,j}; \mu) = \tilde{\mu}_{REG} d_{i,j}^{REG} + \tilde{\mu}_{EST} d_{i,j}^{EST} \quad (17)$$

onde $d_{i,j}^{EST} = 1$ se o estado que o indivíduo reside é diferente do que nasceu (igual a zero para outro caso); e $d_{i,j}^{REG} = 1$ se o indivíduo reside em outra grande-região diferente da que nasceu (igual a zero para outro caso).

O termo de correção de erro (v) é calculado seguindo a abordagem “Função Controle” proposta por Villas-boas e Winer (1999) e Blundell e Powell (2001), e utilizado por Petrin e Train (2002). No qual o preço do aluguel do imóvel é regredido em função das variáveis exógenas observadas que influenciam o preço do imóvel. E, os resíduos (v) obtidos a partir desta estimação são incluídos como variável explicativa

⁶ Bayer et. al. (2006) mostra que quando há barreiras à migração, os diferenciais do custo da habitação e da remuneração dos trabalhadores podem não refletir o verdadeiro valor dos diferenciais da dotação das amenidades entre as localidades. Incluindo o custo de migração (M) no modelo básico de Roback (1982) o autor chega a seguinte propensão marginal a pagar pelas amenidades $f_A = V_z/V_w = hdp/dA - dw/dA - V_M/V_w dM/dA$, a qual difere do modelo de Roback (1982) pelo termo $V_M/V_w dM/dA$.

⁷ Exames empíricos têm mostrado que os indivíduos têm diferentes preferências pelo consumo de amenidades. (Timmins, 1999, 2005)

⁸ A forma funcional da função utilidade adota segue a literatura de organização industrial que objetiva estimar elasticidades demandas. (Nervo, 2002)

na função de utilidade.

Da função de utilidade descrita na equação 16, deriva-se a propensão marginal a pagar do indivíduo i por cada atributo local (z):

$$MWTP_i = Vz/Vc = \beta_z / \alpha_c g'(I_i - p_j) \quad (18)$$

Como é observada na equação acima, a propensão marginal a pagar obtida a partir do modelo de escolha discreta dependerá da forma formal funcional adotada para a função de utilidade.

A propensão marginal a pagar pode ser utilizada como uma medida da qualidade de vida das localidades (Bayer et. al., 2006). O presente artigo propõe construir um índice com base na propensão marginal a pagar apresentada na equação 18. Cragg e Kahn (1997)⁹ a partir da propensão marginal a pagar pelas amenidades, constroem um índice com base no quanto as pessoas teriam de ser compensadas para não migrar da localidade em que reside se a dotação das amenidades da localidade mudasse para a média nacional. Aqui, propõe-se um índice de qualidade das amenidades obtido pelo somatório da multiplicação da propensão marginal a pagar por cada atributo local (z) pela respectiva dotação em cada RM. Portanto, dada à especificação da função de utilidade assumida, o índice de qualidade das amenidades é:

$$IQA = \sum_{k=1}^K [\beta_z / \alpha_c (Z_j^k)] \quad (19)$$

onde os atributos locais estão indexados por “k”.

Dada a contextualização descrita acima, a maximização da utilidade indireta do indivíduo i sujeita a escolha da localidade j implica que se j é preferido à alternativa disponível j' , significa que v_{ij} é maior do que $v_{ij'}$, de forma que a probabilidade do indivíduo i escolher j é dada por:

$$p[V_{ij} > V_{ij'}] = p[(v_{ij} + \varepsilon_{ij}) > (v_{ij'} + \varepsilon_{ij'})] \text{ onde } j \neq j' \quad (20)$$

McFadden (1974) mostra que se os erros da função de utilidade são identicamente e independentemente distribuídos e tem uma função de distribuição do tipo “*extreme-value*”, a probabilidade da localização j ser escolhida é:

$$L_{i,j} = \Pr ob(Y_i = j) = e^{v_{ij}} / \sum_{j=1}^J e^{v_{ij}} \quad (21)$$

onde J é o número de escolhas possíveis.

Para a estimação do *logit* condicional padrão definido da equação 21, também é necessário conhecer o salário e o aluguel que cada indivíduo receberia e pagaria, respectivamente, em cada localidade. Portanto, a estimação dos salários potencialmente ganhos e os alugueis pagos são computados com base em Kahn (1995). O *logit* condicional considera que todos os indivíduos têm as mesmas preferências pelo consumo das amenidades. Tal hipótese parece ser bastante restritiva em um contexto de produtos heterogêneos (Berry, 1994). Portanto, a hipótese de coeficientes fixos será relaxada com o uso do *mixed logit*¹⁰.

Considerando o modelo *mixed logit* e fazendo uso da notação de Train (2003), temos agora que o vetor dos coeficientes de β_i é não observado para os indivíduos e varia na população com densidade $f(\beta_i, \theta)$, a qual representa as preferências dos indivíduos. O θ contém os parâmetros que descrevem a

⁹ O índice de qualidade de vida proposto por Cragg e Kahn (1997), considerando a forma funcional da função de utilidade adotada pelos autores, é dado por: $\beta_z (Z_j - \bar{Z}) / \beta_c$ com \bar{Z} representando a média nacional da amenidade.

¹⁰ O modelo, conhecido na literatura como *Mixed Logit*, é uma generalização do *logit* condicional, no qual relaxa a hipótese dos parâmetros fixos do modelo *logit* para captar a heterogeneidade das preferências dos consumidores. (Train, 2003)

densidade de β_i . Como no modelo padrão, a probabilidade de cada indivíduo “ i ” escolher a localidade “ j ” é dada pela equação 21.

Tomando o somatório das probabilidades das escolhas dos indivíduos para todas as alternativas condicionais a β_i , tem-se que:

$$S_i(\beta_i) = \prod L_{ij}(\beta_i) = \prod_{j=1}^9 \frac{\exp(V_{ij})}{\sum_{j'=1}^9 \exp(V_{ij'})} \quad (22)$$

A probabilidade não condicional, resultado da integral da probabilidade acima é dado por:

$$P_i(\theta) = \int S_i(\beta_i) f(\beta_i | \theta) d\beta_i \quad (23)$$

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* derivada da probabilidade não condicional é:

$$LL(\theta) = \sum_i \ln P_i(\theta) \quad (24)$$

Como a integral acima não pode ser resolvida analiticamente, é utilizado o método de simulação descrito em Revelt e Train (1998) e em Train (2003). Para um dado valor dos parâmetros em θ , no caso da distribuição normal, a média (b) e a covariância (ω), o valor de β_i é extraído desta distribuição. Utilizando este β_i , é calculada a probabilidade do modelo logit padrão (L). As etapas 1 e 2 são repetidas varias vezes e a média dos resultados é utilizado como uma aproximação de P.

4. Descrição da Base de Dados

O exame utilizou a Pesquisa Nacional de Amostra e Domicílio (PNAD) do ano de 2004 como fonte de dados para as características dos trabalhadores e dos atributos dos imóveis. Os dados de clima são do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), foram utilizadas as médias das observações do ano de 1990 a 2006. E, os dados de poluição são do Centro de Tempo e Estudos Climáticos (CPTEC) para o ano de 2004 e 2005.

O exame foi realizado ao nível das Regiões Metropolitanas, incluindo a região metropolitana de Belém, Fortaleza, Recife, Belo Horizonte, Rio e Janeiro, São Paulo, Curitiba, e Porto Alegre. A composição da amostra e o recorte geográfico ao nível das RMs se justifica pela inexistência de outra base de dados com um maior nível de desagregação geográfica que disponibilize informações do custo de habitação.

Para a estimação das equações de salários e aluguel foram consideradas todas as famílias em que o chefe da família é homem, com idade entre 20 e 80 anos, com algum ganho positivo durante o ano de 2004, e que mora em imóvel alugado. A variável dependente da equação de salários é a renda mensal do trabalho do chefe da família e da equação da habitação é o aluguel pago mensalmente.

As variáveis *AGRIC*, *CONST*, *COMERC*, *SERV*, são *dummies* para o setor de trabalho, o agrícola, o de construção, o setor de comércio, e o de serviços, respectivamente, no qual se omitiu o setor industrial. As variáveis, empregado com carteira assinada (EMCART), funcionário público (FUNCPUB), conta própria (CONTPROP), e empregador (EMPREG), são *dummies* para as categorias do trabalho; a categoria “empregado sem carteira assinada” foi omitida. Em seqüência vem a variável idade, idade ao quadrado, e uma dummy para a raça do indivíduo (1 se é branca e 0 outro caso). As variáveis EST1A3, EST4A7, EST8A10, EST11A14, EST15MAIS, são *dummies* para anos os de estudo, de 1 a 3 anos de estudos, de 4 a 7, de 8 a 10, de 11 a 14, e com 15 ou mais anos de estudo, respectivamente, com a omissão das pessoas com menos de 1 ano de estudo.

A variável *DUMMYCAS* é igual a 1 se o imóvel é uma casa (0 caso contrário); *NBANH* quantifica o número de banheiros do imóvel; *NCONDORM* é o número de cômodos do imóvel que serve como dormitório; *NCOMOD* representa o número de cômodos do imóvel; *PAR.ALV* é igual a 1 se o material da parede do imóvel é de alvenaria (0 caso contrário); a dummy *ELA* toma o valor 1 se o imóvel é servido pelos três serviços, abastecimento de água de rede geral de distribuição, coleta direta do lixo direta, e se o imóvel está ligado a rede coletora de esgoto ou pluvial (0 caso contrário).

As variáveis “dREG” e “dEST” seguidas do código do estado das RMs são as *dummies* para captar o custo de migração interagidas com as *dummies* da escolha locacional do agente

No exame empírico foi incluída a média mensal das observações da precipitação (mm) do mês de março (RMAR) e do mês de agosto (RAUG); a média mensal da temperatura (°C) do mês de janeiro (TJAN), mês mais quente do ano, e do mês de julho (TJUL), mês mais frio do ano; a média da umidade relativa (%) (UANUAL); a média das observações da precipitação (RANUAL); e a distância da cidade da RM mais próxima para o mar (km) (DISTMAR)¹¹. Acrescenta-se que foram utilizadas as observações das Plataformas de Coleta de dados de Clima do INMET localizadas nas capitais dos respectivos estados das RMs. Além destas variáveis, foi incluída no exame uma variável *proxy* do nível de poluição da RM, Material Particulado decorrente de queimadas (PM)¹², um dos componentes da poluição. As estatísticas descritivas da base de dados estão reportadas nas tabelas A1 e A2 no apêndice.

5. Análise dos Resultados

5.1. Estimação da Propensão Marginal a Pagar pelas Amenidades

A estimação dos quatro modelos, o hedônico, o de Kahn (1995), o *logit* condicional, e o *mixed logit*, se baseou na mesma amostra de trabalhadores e imóveis definidas na seção 4. A seguir são apresentados os resultados das regressões das equações dos salários e alugueis base para a construção do índice de qualidade de vida hedônico.

No geral, os coeficientes das variáveis das características dos trabalhadores obtidos a partir da estimação da equação de salários para todas as nove RMs apresentaram sinais esperados, corroborando com as evidências de que o aumento da educação impacta positivamente à remuneração do trabalhador; o trabalhador de raça branca ocupa uma melhor posição no mercado de trabalho, no sentido de que há um diferencial de salário a favor dos trabalhadores de cor branca em relação as demais raças; os trabalhadores sem carteira assinada tendem a receber um menor salário do que os demais; a remuneração aumenta com a idade mas a taxas decrescentes; e os trabalhadores empregados no setor industrial apresentam um diferencial positivo de salário em relação aos demais setores.

Os coeficientes dos atributos dos imóveis também se comportaram como o esperado, no qual, o fato do imóvel ser uma casa tende a baixar o preço do aluguel; o aumento do número de banheiros, dos cômodos dos imóveis, e dos cômodos servindo de dormitórios, tem um impacto positivo no aluguel; o material da parede do imóvel (alvenaria) valoriza o imóvel; e o acesso à prestação dos três serviços básicos de saneamento, esgoto, coleta de lixo, e água, também valorizam o imóvel.

Com relação aos coeficientes dos atributos locais, de acordo com a abordagem hedônica, é esperado que, se o atributo local representa uma amenidade para o trabalhador, os lugares mais dotados deste atributo devem oferecer menores salários e um maior custo de habitação para os indivíduos. Portanto, um aumento marginal no atributo deve reduzir o salário e aumentar o preço do aluguel na localidade, se este atributo é uma amenidade para os trabalhadores, caso contrário, um aumento deve impactar positivamente o salário e negativamente o preço do aluguel residencial. Desta forma, há a expectativa de que o aumento da distância

¹¹ Esta variável tem como fonte Monte (2004)

¹² O material particularizado apresentou baixa correlação com o nível da atividade econômica das RMs, um índice de correlação 0.40.

para o mar (DISTMAR); o aumento da poluição (PM); o aumento da umidade relativa do ar (UANUAL) e da temperatura de janeiro (TJAN); venha a ter um impacto negativo para a função de utilidade dos trabalhadores. Com relação aos demais atributos, é possível que o aumento da temperatura do mês de julho venha a ser desejado pelos residentes da região sul, principalmente, mas indesejado pelos residentes das regiões norte e nordeste, o que dificulta fazer priores previsões a respeito do sinal desta variável. E, dada a irregularidade das médias da precipitação para as RMs, também é difícil fazer previsões sobre os sinais das variáveis de precipitação. Contudo, é razoável esperar que os indivíduos prefiram residir em localidades que tenham uma razoável frequência de precipitação, mas com baixa densidade.

Tendo-se em conta esta idéia, ambas as equações estimadas, de salário e do preço aluguel, apresentaram resultados contrário do esperado.

Tabela 01 – Resultados das Regressões Hedônicas de Salário e Aluguel para Nove RMs do Brasil

| Regressão Hedônica do Salário | | | Regressão Hedônica do Aluguel | | |
|-------------------------------|--------------|-------------|-------------------------------|--------------|-------------|
| Variáveis | Coefficiente | Erro Padrão | Variáveis | Coefficiente | Erro Padrão |
| AGRIC | -0,4847 | 0,0062 | NBANH | 0,1875 | 0,0008 |
| CONST | -0,1544 | 0,0019 | DUMMYCAS | -0,3277 | 0,0008 |
| COMERC | -0,0986 | 0,0014 | NCONDORM | 0,0363 | 0,0006 |
| SERV | -0,0075 | 0,0013 | NCOMOD | 0,1392 | 0,0003 |
| EMPCART | 0,1714 | 0,0015 | PAR,ALV | 0,1033 | 0,0019 |
| FUNCPUB | 0,4101 | 0,0025 | ELA | 0,2093 | 0,0009 |
| CONTPROP | 0,2035 | 0,0017 | | | |
| EMPREG | 0,8149 | 0,0025 | | | |
| IDADAE | 0,0398 | 0,0003 | | | |
| IDADE2 | -0,0004 | 0,0000 | | | |
| CORPELE | 0,1349 | 0,0011 | | | |
| EST1A3 | 0,0893 | 0,0034 | | | |
| EST4A7 | 0,2172 | 0,0029 | | | |
| EST8A10 | 0,3916 | 0,0029 | | | |
| EST11A14 | 0,6914 | 0,0029 | | | |
| EST15MAI | 1,5205 | 0,0032 | | | |
| DISTMAR | -0,0010 | 0,0000 | DISTMAR | -0,0029 | 0,0000 |
| PM | 0,0057 | 0,0006 | PM | 0,0301 | 0,0004 |
| RANUAL | 0,2110 | 0,0025 | RANUAL | 0,3602 | 0,0016 |
| UANUAL | -0,0117 | 0,0003 | UANUAL | -0,0339 | 0,0002 |
| RMAR | -0,0457 | 0,0009 | RMAR | -0,0837 | 0,0006 |
| RAUG | -0,1051 | 0,0014 | RAUG | -0,1449 | 0,0009 |
| TJAN | 0,0116 | 0,0011 | TJAN | 0,0040 | 0,0007 |
| TJUL | -0,0339 | 0,0006 | TJUL | -0,0450 | 0,0004 |
| Constante | 5,8680 | 0,0319 | Constante | 7,1905 | 0,0214 |
| N. de Observações | 1.456.045 | | N. de Observações | 1.456.045 | |
| R2 | 0,459 | | R2 | 0,585 | |

Fonte: Estimativas próprias da autora.

Nota: Todos os coeficientes são estatisticamente significantes a 5%.

A expectativa de que o aumento da distância para o mar e do nível da poluição sejam indesejados pelos trabalhadores não foi confirmada, as variáveis, DISTMAR e UANUAL, estão correlacionadas negativamente com o salário. E, dois outros atributos, a temperatura do mês de Janeiro (TJAN), mês mais quente do ano, e o nível da poluição, representado pela variável PM, as quais deveriam atuar reduzindo o preço do aluguel, apresentaram sinais positivos. Os coeficientes estimados para as demais variáveis, RANUAL, RMAR, RAUG, TJUL, a partir das duas equações estimadas, nos leva a interpretações contraditórias; a variável RANUAL impactando positivamente ambos, o salário e o preço do aluguel, e as

variáveis, RMAR, RAUG, TJUL, negativamente. Contudo, a priori, poucas conclusões podem ser tiradas do sinal destas variáveis conforme já foi exposto, pois, apesar do mês de julho ser o mês mais frio do ano para a média das RMs, este mês ainda é considerado um mês muito quente para as RMs do Norte e Nordeste. E, dada a irregularidade observada da precipitação ao longo do período em análise para as RMs – a média da precipitação para as RMs apresentou-se bastante discrepantes (ver Tabela A1 e A2 no apêndice) – acredita-se que poucas previsões podem ser realizadas à respeito dos sinais destas variáveis.

Os resultados das estimações dos diferenciais de salários e aluguéis para cada RM utilizados para o estabelecimento do *ranking* da qualidade de vida local proposto por Kahn (1995) encontram-se no Apêndice, Tabelas A3 e A4. Os coeficientes das características dos trabalhadores e dos atributos dos imóveis estimados para cada RM também apresentaram sinais esperados. Contudo, algumas diferenças a nível regional podem ser observadas nas tabelas A3 e A4. Vale destacar, apenas a magnitude do coeficiente da “qualidade” dos três serviços básicos de saneamento, abastecimento de água, esgoto e coleta de lixo, para a Região Metropolitana de Fortaleza, o qual apresentou-se quatro vezes maior do que o coeficiente para as demais RMs.

Na tabela a seguir estão expostos os resultados dos modelos estimados com base no método de escolha discreta. A primeira coluna apresenta o resultado do *logit* condicional padrão e a segunda coluna o *logit* condicional incluindo o termo de correção de erro (v). A terceira e quarta coluna estão os resultados do *mixed logit*, com seus respectivos coeficientes estimados, a média e desvio padrão. E, na quinta e sexta colunas estão os resultados do *mixed logit* com a inclusão do fator de correção de erro (v).

Para a estimação do *mixed logit* assumiu-se que o coeficiente da variável umidade relativa é fixo, ou seja, é o mesmo para todos os indivíduos. O coeficiente da variável “função consumo” também foi assumido ser fixo. Os coeficientes das demais amenidades, DISTMAR, PM, RANUAL, UANUAL, RJAN, RJUL, TJUN E TSET, foram especificados com distribuição normal.¹³

Os coeficientes obtidos pela estimação dos quatro modelos mostraram-se significantes a 5% de significância com poucas exceções (Tabela 02). E, inclusive, os desvios padrão das variáveis dos atributos locais estimados a partir do *mixed logit* são na quase totalidade significantes, indicando que os indivíduos têm preferências heterogêneas pelo consumo destes atributos.

Primeiramente, comparando os resultados do modelo *logit* condicional com e sem correção para os atributos não observáveis do imóvel, constata-se que a inclusão do fator de correção de erro “ v ” não resultou em grandes variações nos coeficientes estimados. A mesma constatação não foi verificada para o *mixed logit*, no qual a inclusão de “ v ” inverteu os sinais de três variáveis, duas variáveis do nível de precipitação, RMAR e RANUAL, e a variável TJUL. Por outro lado, como já foi afirmado anteriormente, não se pode tirar afirmações conclusivas a respeito dos sinais destas variáveis. Contudo, baseando-se na argumentação de que os indivíduos em geral devam preferir morar em regiões que tenha uma periodicidade de precipitação, mas com baixa intensidade, seria razoável esperar que o coeficiente da variável RANUAL apresentasse o sinal positivo. E, os resultados obtidos a partir da estimação do *mixed logit* com a correção para os atributos não observáveis dos imóveis indicam que um aumento na média das observações da precipitação para o período de tempo considerado no exame tem um impacto positivo para a função de utilidade dos trabalhadores, enquanto que o aumento da média da precipitação do mês de março é indesejado.

Os coeficientes dos atributos, DISTMAR, UANUAL, PM, TJAN, obtidos a partir da estimação dos quatro modelos, o *logit* condicional e o *mixed logit*, sem a inclusão de v e com a incorporação de v , indicam que o aumento da DISTMAR, UANUAL, PM, TJAN, impacta negativamente a função de utilidade dos trabalhadores; e o aumento da variável RAUG impacta negativamente a função de utilidade, o que corrobora com priores expectativas.

¹³ A escolha das variáveis, consumo e umidade relativa, para terem coeficientes fixos, se justifica pela maior facilidade de conseguir convergência do algoritmo de estimação.

Tabela 02 – Coeficientes Estimados dos Modelos de Escolha Discreta, Logit Condicional (LC) e Mixed Logit

| Variáveis | LC | LC (incluindo v) | Mixed Logit | | Mixed Logit (incluindo v) | |
|-----------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------------|----------------------|
| | Coeficiente | Coeficiente | Média | DP | Média | DP |
| RMAR | -0,1025 (0,0016) | -0,1164 (0,0017) | 0,0081* (0,0082) | -0,1008 (0,0017) | -0,0091** (0,0052) | 0,0076* (0,0111) |
| RAUG | -0,0435 (0,0025) | -0,0697 (0,0026) | -0,0096 (0,0026) | -0,0408 (0,0028) | -0,1154 (0,0018) | -0,0093 (0,0027) |
| TJAN | -0,3545 (0,0020) | -0,3522 (0,0020) | -0,0040* (0,0043) | -0,3572 (0,0022) | -0,0685 (0,0027) | -0,0033* (0,0052) |
| TJUL | 0,0697 (0,0010) | 0,0604 (0,0011) | 0,0077 (0,0032) | 0,0672 (0,0012) | -0,3549 (0,0020) | 0,0118 (0,0042) |
| UANUAL | -0,1675 (0,0005) | -0,1739 (0,0005) | -0,0778 (0,0057) | - | -0,0066** (0,0040) | - |
| RANUAL | -0,0673 (0,0047) | -0,0022* (0,0050) | -0,0148 (0,0013) | -0,0074 (0,0034) | 0,0017 (0,0001) | -0,0088 (0,0014) |
| DISTMAR | -0,0095 (0,0000) | -0,0100 (0,0000) | -0,1665 (0,0005) | 0,0007 (0,0000) | -0,1733 (0,0006) | 0,0007 (0,0000) |
| PM | -0,0124 (0,0012) | -0,0065 (0,0012) | -0,0097 (0,0001) | 0,0016 (0,0002) | -0,1960 (0,0051) | -0,0103 (0,0001) |
| v | - | -0,1834 (0,0049) | - | - | 0,0062 (0,0018) | - |
| CONSUMO | 0,0007 (0,0000) | 0,0007 (0,0000) | 0,0054 (0,0016) | - | 0,0569 (0,0012) | - |
| dREG15 | -0,0392* (0,0341) | -0,0299* (0,0342) | -0,8843 (0,0653) | 1,3241 (0,0453) | -0,9015 (0,0659) | 1,3479 (0,0455) |
| dREG23 | -1,9038 (0,0221) | -1,8889 (0,0221) | -1,9401 (0,0268) | 0,2393 (0,0638) | -1,9243 (0,0268) | 0,2386 (0,0641) |
| dREG26 | -2,0134 (0,0207) | -2,0002 (0,0207) | -2,3049 (0,0267) | 0,3362 (0,0365) | -2,3087 (0,0270) | 0,3220 (0,0358) |
| dREG29 | -1,5312 (0,0189) | -1,5197 (0,0189) | -1,5524 (0,0210) | 0,1277 (0,0495) | -1,5521 (0,0216) | 0,1693 (0,0457) |
| dREG31 | -1,0680 (0,0170) | -1,0564 (0,0170) | -3,4021 (0,1146) | -2,4963 (0,0742) | -3,6552 (0,1235) | -2,6704 (0,0782) |
| dREG33 | -0,7711 (0,0086) | -0,7682 (0,0086) | -0,7703 (0,0087) | 0,0271* (0,0230) | -0,7675 (0,0087) | 0,0313* (0,0228) |
| dREG41 | -1,2991 (0,0136) | -1,2864 (0,0136) | -1,5771 (0,0287) | -0,7777 (0,0369) | -1,5624 (0,0288) | -0,7756 (0,0373) |
| dREG43 | -2,4362 (0,0237) | -2,4239 (0,0237) | -2,5426 (0,0304) | -0,4024 (0,0468) | -2,5292 (0,0305) | -0,4035 (0,0472) |
| dEST15 | -1,4910 (0,0320) | -1,4914 (0,0320) | -1,6154 (0,0384) | -0,4926 (0,0420) | -1,6279 (0,0391) | -0,5167 (0,0427) |
| dEST23 | -1,0235 (0,0155) | -1,0176 (0,0155) | -1,0234 (0,0155) | -0,0241* (0,0425) | -1,0171 (0,0155) | -0,0195* (0,0430) |
| dEST26 | -0,9958 (0,0143) | -0,9930 (0,0143) | -2,2696 (0,0515) | -1,8465 (0,0407) | -2,3392 (0,0523) | -1,9106 (0,0408) |
| dEST29 | -0,8011 (0,0146) | -0,7982 (0,0146) | -0,8684 (0,0300) | -0,3997 (0,0770) | -0,9120 (0,0349) | -0,5184 (0,0717) |
| dEST31 | -1,2526 (0,0143) | -1,2484 (0,0143) | -1,2699 (0,0149) | 0,1053 (0,0301) | -1,2682 (0,0151) | 0,1206 (0,0308) |
| dEST33 | -0,5841 (0,0080) | -0,5804 (0,0080) | -0,5883 (0,0081) | -0,0973 (0,0190) | -0,5848 (0,0081) | -0,1016 (0,0196) |
| dEST41 | -0,2868 (0,0116) | -0,2822 (0,0116) | -0,2906 (0,0117) | -0,0378* (0,0272) | -0,2857 (0,0117) | -0,0388* (0,0271) |
| dEST43 | -1,0522 (0,0144) | -1,0485 (0,0144) | -1,4061 (0,0423) | 0,8810 (0,0524) | -1,3956 (0,0417) | 0,8715 (0,0520) |
| LL | -2333803,1 | -2369054,3 | -2332174,77 | | -2331407,00 | |

Fonte: Elaboração própria da autora. PNAD 2004. Erro padrão dos respectivos coeficientes está em parênteses.

*Insuficiente a 5% de significância; ** Significante a 10% de significância; as demais variáveis são significantes a 5%.

Estes resultados podem ser interpretados em duas direções. Primeiro, considerando o modelo proposto, se a hipótese para a presença de heterogeneidade das preferências dos consumidores for aceita, não considera-la no exame pode levar as interpretações erradas da preferência dos indivíduos pelo consumo das amenidades. Segundo, os resultados apontam para a sensibilidade dos coeficientes estimados a respeito do método de estimação adotado e das variáveis explicativas incluídas no modelo.

Dois testes de especificação foram realizados com o objetivo de escolher o modelo mais robusto. O Teste de *Hausman*¹⁴ foi aplicado e a hipóteses de coeficientes fixos foi rejeitada, indicando que o *mixed logit* é o mais adequado para o exame. Agregando-se aos resultados do teste de *Hausman*, o teste da razão Verossimilhança apontou para a rejeição do *logit* condicional em relação ao *mixed logit*.

5.2. Construção do Índice de Qualidade das Amenidades ou Índice de Qualidade de Vida

Os *rankings* do índice de qualidade das amenidades construído a partir das equações 7, 14, 15, 19, encontram-se na tabela 03. Ressalva-se, porém, que os índices construídos a partir das três metodologias não são inteiramente comparáveis, dada às discrepâncias entre as metodologias, tanto no modelo teórico quanto no método de estimação. O índice obtido a partir da abordagem hedônica é construído com base na função de preço implícito, na propensão marginal a pagar pelos atributos locais obtidos a partir das estimações da equação de salário e do aluguel. O índice proposto por Kahn (1995) não se baseia no conceito da propensão marginal a pagar e é derivado apenas em função dos diferenciais de salários e preço do aluguel, controlados pelas características dos trabalhadores e atributos dos imóveis, respectivamente. E, a estimação do índice com base na abordagem discreta baseia-se diretamente na propensão marginal a pagar pelos atributos locais, derivados da função de utilidade indireta. Acrescenta-se ainda que os índices construídos a partir da abordagem hedônica e da discreta dependem das variáveis, os atributos locais, que foram incorporados no exame. Portanto, os *rankings* obtidos com base nestas duas abordagens devem ser associados diretamente com a dotação dos atributos locais que foram incorporadas no exame, ou seja, a média das observações da precipitação do mês de março e agosto, a média anual das observações da precipitação, a média da temperatura do mês de janeiro e julho, a média anual da umidade relativa do ar, a média anual do material particularizado emitidos a partir das queimadas e a distância da cidade da RM mais próxima ao mar.

Como mostra a tabela 03, os cinco *rankings* estabelecidos apresentam diferenças significativas.

Embora que os índices não sejam comparáveis, duas constatações podem ser feitas com relação aos resultados encontrados. Primeiro, a despeito da variabilidade do ranking entre as RMs a partir das abordagens, constata-se que a RM do Rio de Janeiro nas três metodologias, a de Kahn (1995), o *logit* condicional e o *mixed logit*, ocupou a segunda colocação no ranking. Este fato indica que os indivíduos residentes da RM do Rio de Janeiro estão bem mais servidos com estas amenidades do que os demais. Segundo, comparando com os resultados obtidos a partir da abordagem de Kahn (1995) com aqueles encontrados por Silveira Neto (2006), constata-se que mesmo utilizando a mesma base de dados do autor Silveira Neto, com poucas diferenças nas variáveis das características dos trabalhadores e atributos dos imóveis incorporados no exame, ainda assim houve diferenças significativas entre os *rankings* obtidos no presente exame e os encontrados por Silveira Neto.

Considerando agora os resultados do modelo *mixed logit*, pois mostrou-se superior aos demais modelos, constata-se a superioridade dos estados do norte e nordeste no ranking, além da RM do Rio de Janeiro. Estes resultados indicam que tais RMs estão bem mais servidas dos atributos locais considerados no exame do que as demais RMs.

¹⁴ O teste foi realizado retirando a amostra dos residentes da RM de São Paulo e duas variáveis *dummies*, dEST33 e dREG33. A hipótese das IIA foi rejeitada, a estatística qui-quadrada excedeu o valor crítico, $\chi^2(20) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 72596.72$ com $\text{Prob} > \chi^2 = 0.00$.

A teste da razão da verossimilhança, $2(2369054.3 - 2331407.0) = 4700461$, com 23 graus de liberdade e com um nível crítico a 5% (35.17), rejeita o *logit* padrão em relação ao *mixed logit*.

Tabela 03 – Ranking do Índice e Qualidade das Amenidades (IQA ou IQV) a partir das três abordagens, a Hedônica, a de Kahn (1995) e dos Métodos de Escolha Discreta, o Logit Condicional e o Mixed Logit

| Abordagem Hedônica | | Abordagem Kahn (1995) | | Abordagem Kahn modificada Silveira Neto (2006) | | Logit Condicional (incluindo v) | | Mixed Logit (incluindo v) | |
|--------------------|----------------|-----------------------|----------------|--|----------------|---------------------------------|----------------|---------------------------|----------------|
| IQA | Ranking | IQA | Ranking | IQA | Ranking | IQA | Ranking | IQA | Ranking |
| -1,95 | Porto Alegre | 8% | São Paulo | 25% | Recife | 1837,19 | São Paulo | -278 | Belém |
| -2,51 | Curitiba | 13% | Rio de Janeiro | 30% | Fortaleza | 1618,99 | Rio de Janeiro | -299 | Rio de Janeiro |
| -2,63 | São Paulo | 21% | Porto Alegre | 32% | Rio de Janeiro | 80,27 | Belo Horizonte | -337 | Recife |
| -2,81 | Belo Horizonte | 21% | Recife | 33% | Curitiba | -13,72 | Porto Alegre | -362 | Salvador |
| -2,87 | Rio de Janeiro | 24% | Belém | 35% | Salvador | -97,62 | Recife | -366 | Fortaleza |
| -3,52 | Recife | 27% | Fortaleza | 38% | São Paulo | -381,31 | Curitiba | -461 | São Paulo |
| -3,6 | Salvador | 29% | Salvador | 38% | Belém | -454,65 | Fortaleza | -549 | Porto Alegre |
| -4,1 | Belém | 33% | Curitiba | 40% | Porto Alegre | -593,67 | Salvador | -739 | Curitiba |
| -4,22 | Fortaleza | 33% | Belo Horizonte | 43% | Belo Horizonte | -1995,5 | Belém | -1322 | Belo Horizonte |

Fonte: Elaboração própria da autora.

5. Considerações Finais

Sem dúvida, dada as grandes disparidades que existem entre as Regiões Metropolitanas do Brasil, tanto em termos econômicos quanto entre as suas dotações de amenidades, examinar o papel que representa as amenidades para a escolha locacional dos agentes econômicos torna-se substancialmente um importante problema de pesquisa. Nesta perspectiva, o artigo teve como objetivo estimar a propensão marginal a pagar pelos trabalhadores pelo consumo dos atributos locais, como as amenidades de clima, e estabelecer um ranking entre as RMs com base nas suas dotações destes atributos.

Foram aplicadas três abordagens, a abordagem hedônica, a abordagem de Kahn (1995), e os modelos de escolha discreta, o *logit* condicional e o *mixed logit*, para a valoração dos atributos locais. Três extensões ao modelo básico de Roback (1982) foram consideradas para a implementação empírica com base no método de escolha discreta. Primeiro, para a estimação empírica dos modelos discretos foram incluídos o custo de migração na forma proposta por Bayer (2006) e um fator de correção para as características não observáveis dos atributos dos imóveis conforme sugere em Petrin e Train (2002). E, a hipótese da homogeneidade das preferências dos indivíduos pelo consumo das amenidades foi relaxada fazendo-se o uso do modelo *mixed logit*.

Os resultados obtidos apontam para a importância de considerar a heterogeneidade das preferências dos consumidores em exames que buscam estimar a propensão marginal a pagar pelas amenidades, pois, tendo-se como base os testes de Hausman e a Razão de Verossimilhança, o *mixed logit* apresenta-se um método mais apropriado para exames desta natureza. Tanto as variáveis de custo de migração quando o fator de correção de erro mostrou-se significantes, indicando que ambos componentes devem ser incorporados no exame.

Com relação ao estabelecimento de um ranking para as RMs, há a evidência de uma sensibilidade dos *Rankings* às abordagens adotadas e as variáveis incluídas no exame, o que nos leva a ter interpretações cautelosas dos resultados encontrados. Contudo, alguns padrões foram observados. A colocação da RM do Rio de Janeiro no ranking, que se manteve em segundo no ranking obtido a partir da abordagem de Kahn (1995), do *logit* condicional e do *mixed logit*. E, considerando o ranking obtido a partir do *mixed logit*, os resultados indicam que as RMs do norte e nordeste, além da RM do Rio de Janeiro, estão mais servidas das amenidades que foram consideradas no exame do que as demais RMs.

Ressalta-se, porém, as limitações do exame com relação à amostra considerada. Primeiro, a amostra base para o exame é composta apenas dos imóveis alugados. Acredita-se que resultados mais robustos poderiam ser obtidos com a expansão da amostra, incluindo também os trabalhadores que moram em

imóveis próprios. Outra se refere aos dados das Plataformas de Coleta de Dados Meteorológicos, Hidrológicos e Ambientais (PCDs); no exame foi utilizado apenas as informações coletadas a partir das plataformas localizadas nas capitais dos estados das RMs.

Como proposta para trabalhos futuros, pretende-se expandir os dados das Plataformas de coleta de dados climáticos. Ou seja, utilizar os dados observáveis das 206 Plataformas de Coleta de Dados Meteorológicos, Hidrológicos e Ambientais (PCDs) existentes em todo o Brasil, e a partir de métodos de análise espacial, extrapolar esses dados para as RMs. Outra proposta é realizar um exame temporal, considerar o efeito das mudanças climáticas ao longo do tempo.

Com base nos resultados recomenda-se que tantos órgãos públicos quanto cientistas econômicos em análises de pobreza e qualidade de vida local, incorporem em suas análises tanto variáveis econômicas quanto variáveis de amenidades, visto que ambas influenciam o bem-estar dos indivíduos.

Referências Bibliográficas

- Bayer, P.; Keohane, N.; Timmins, C. 2006. "Migration and Hedonic Valuation: The Case of Air Quality," NBER Working Papers 12106, National Bureau of Economic Research, Inc. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/12106.html>
- Berry, S. 1994. "Estimating Discrete Choice Models of Product Differentiation", *RAND Journal of Economics*, 25, (2): 242-262.
- Blomquist, G. C., Berger, M. C., e Hoehn, J. P. 1988. "New Estimates of Quality of Life in Urban Areas". *The American Economic Review*. Vol. 78 (1), 1988, 89-107.
- Blundell, R; Powell, J. 2001. "Endogeneity In Semiparametric Binary Response Models". Working Paper, Department of Economics, University College London.
- 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* 42, 261-284 (1997).
- Cropper, L. M.; Deck, L; Kishor, N; McConnell, K. E. 1993. "Valuing Product Attributes Using Single Market Data: A Comparison of Hedonic and Discrete Choice Approaches". *The Review of Economics and Statistics*, 225-232, 1993.
- Fujita, M., and J. F. Thisse. 2002. "Industrial Agglomeration under Marshallian Externalities". In *Economics of agglomeration: Cities, industrial location, and regional growth*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Greenwood, M.; Gary L.; Rickman, D.; Treyz, G. 1991. "Migration, Regional Equilibrium, and the Estimation of Compensating Differentials" *American Economic Review* vol. 81, 1382-1390, December, 1991.
- Gyourko, Joseph and Joseph Tracy. 1991. "The Structure of Local Public Finance and the Quality of Life" *Journal of Political Economy*, vol. 99, 774-806, August, 1991.
- Kahn, M. 1995. "A Revealed Preference Approach for Ranking City Quality Life". *Journal of Urban Economics*, 38, 221-235, 1995.
- Krugman, P.; Fujita, M.; Venables, A. 2001. "The Spatial Economy, Cities, Regions, and International Trade". MIT Press (2001).
- McFadden, D. 1974. "The measurement of urban travel demand," *Journal of Public Economics*, 303-328.
- Monte, Daniel. 2004. "The Amenity Cost of Marginal Climate Change: The Case of Brazil". June, 2004, Yale University.
- Nevo, A. (2000), "A Practitioner's Guide to Estimation of Random-Coefficient Logit Models of Demand," *Journal of Economics & Management Science*, Vol. 9, No. 4, 513-548.
- Petrin, A.; K. Train. 2002. "Omitted Product Attributes in Discrete Choice Models". Manuscript, Department of Economics, University of California, Berkeley, 2002.

- Rauch, James E. 1993. "Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities". *Journal of Urban Economics*, 1993, 34:3, 380–400.
- Revelt D. e Train K. 1998. "Mixed Logit with Repeated Choices of Appliance Efficiency Levels." *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXX, No. 4, 647-657, 1998.
- Roback, Jennifer. 1982. "Wages, Rents and the Quality of Life". *Journal of Political Economy*. December, 1982, 90 (6), 1257- 1278.
- Rosen, Sherwin. 1974. "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition". *Journal Political Economic*. 82, n 1 (January/February), 1974, 34-55.
- Rosen, Sherwin. 1979. "Wage-Based Indexes of Quality of Life". In *Current Issues in Urban Economics*, edited by Peter Mieszkowski and Mahlon Straszheim. Baltimore: Johns Hopkins Univ. Press, 1979.
- Silveira Neto, R. M. 2006. "Preferência Revelada e Arbitragem Espacial: Determinando um *Ranking* de Qualidade de Vida para as Regiões Metropolitanas do Brasil". Anpec Regional Norte-Nordeste, 2006.
- Timmins, C. 1999. "Estimating the Amenity Costs of Global Warming in Brazil: Getting the Most from Available Data". Working Papers 809, Economic Growth Center, Yale University. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/egc/wpaper/809.html>.
- Train, K. 2003. "Discrete Choice Methods with Simulation". New York: Cambridge University Press, 2003.
- Villas-Boas, J., and R. Winer. (1999). "Endogeneity in Brand Choice Models." *Management Science*, 45, 1324-1338.
- Venables, A. (1996). "Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries". *International Economic Review*, v.37, n.2, p.341-359, maio, 1996.

Apêndice

Tabela A1 – Médias Mensais das Observações de Precipitação e Temperatura para as RMs – 1990 a 2006

| Variáveis | | Media | Desvio Padrão | Mínimo | Máximo |
|------------------|------|-------|---------------|--------|--------|
| Chuva (cm) | RJAN | 6,57 | 3,35 | 2,74 | 11,42 |
| | RFEB | 6,39 | 3,26 | 3,71 | 13,81 |
| | RMAR | 7,11 | 3,69 | 3,17 | 14,59 |
| | RAPR | 6,91 | 5,07 | 2,48 | 14,54 |
| | RMAY | 5,44 | 3,76 | 0,95 | 10,08 |
| | RJUN | 4,95 | 4,29 | 0,24 | 13,84 |
| | RJUL | 3,89 | 3,09 | 0,19 | 10,12 |
| | RAUG | 2,80 | 2,13 | 0,51 | 6,75 |
| | RSEP | 3,24 | 1,36 | 0,74 | 5,31 |
| | ROCT | 3,29 | 1,49 | 0,35 | 4,84 |
| | RNOV | 4,08 | 2,25 | 0,36 | 8,09 |
| | RDEC | 5,00 | 3,46 | 0,98 | 10,98 |
| Temperatura (°C) | TJAN | 25,26 | 2,28 | 21,03 | 27,40 |
| | TFEB | 25,30 | 2,33 | 21,08 | 27,75 |
| | TMAR | 24,88 | 2,61 | 20,12 | 27,21 |
| | TAPR | 23,91 | 3,26 | 18,41 | 26,61 |
| | TMAY | 22,14 | 4,48 | 15,18 | 26,65 |
| | TJUN | 21,23 | 4,83 | 14,30 | 26,72 |
| | TJUL | 20,68 | 5,01 | 13,43 | 26,51 |
| | TAUG | 21,35 | 4,54 | 14,60 | 26,76 |
| | TSEP | 22,03 | 4,34 | 15,33 | 26,93 |
| | TOCT | 23,46 | 3,54 | 17,52 | 27,33 |
| | TNOV | 24,19 | 3,14 | 18,90 | 27,64 |
| | TDEC | 24,96 | 2,62 | 20,47 | 27,82 |

Fonte: Elaboração da autora a partir dos dados do Instituto Nacional de Meteorologia - INMET

Tabela A2 – Médias Anuais das Observações de Oxido de Carbono (CO) e Material Particularizado decorrentes das queimadas (PM 2.5), Insolação (Horas), Umidade Relativa do Ar (%), Velocidade do Vento (m/s), precipitação e temperatura para as RMs – 1990 a 2006

| Clima | Media | Desvio Padrão | Mínimo | Máximo |
|-------------------------------|--------|---------------|--------|--------|
| CO | 135,38 | 27,39 | 104,10 | 177,53 |
| PM2.5 | 3,65 | 2,90 | 0,41 | 8,01 |
| Insolação (Horas)* | 5,60 | 0,95 | 5,07 | 7,81 |
| Umidade Relativa Ar (%) | 76,89 | 5,34 | 65,87 | 84,36 |
| Velocidade Vento (m/s) | 2,06 | 0,60 | 1,11 | 3,02 |
| Geográficas | Media | Desvio Padrão | Mínimo | Máximo |
| Altitude Ponderada pela Área | 283,71 | 375,58 | 14,60 | 808,90 |
| Longitude Ponderada pela Área | -42,54 | 5,73 | -51,21 | -34,93 |
| Latitude Ponderada pela Área | -16,36 | 10,25 | -29,91 | -1,40 |

Fonte: O Carbono (CO) e Material Particularizado decorrentes das queimadas (PM2.5) tem como CPTEC e os dados de Insolação (Horas), Umidade Relativa do Ar (%), e Velocidade do Vento (m/s) o INMET

* Para a contabilização dos dados de Insolação foi retirado a RM do Rio de Janeiro por ter muitas informações não observadas.

Tabela A3 - Resultados das Estimções das Equações de Aluguel para as RMs - 2004

| Variáveis | Belém | Fortaleza | Recife | Salvador | Belo Horizonte | Rio de Janeiro | São Paulo | Curitiba | Porto Alegre |
|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| (Constant) | 4,34 (0,01) | 4,25 (0,01) | 3,91 (0,01) | 3,94 (0,02) | 4,30 (0,01) | 4,88 (0,01) | 4,96 (0,01) | 4,41 (0,01) | 4,92 (0,01) |
| NBANH | -0,01 (0,01) | 0,30 (0,00) | 0,12 (0,00) | 0,40 (0,00) | 0,12 (0,00) | 0,21 (0,00) | 0,16 (0,00) | 0,12 (0,00) | 0,16 (0,00) |
| DUMMYCAS | -0,50 (0,01) | -0,32 (0,00) | -0,40 (0,00) | -0,34 (0,00) | -0,41 (0,00) | -0,35 (0,00) | -0,22 (0,00) | -0,37 (0,00) | -0,46 (0,00) |
| NCONDORM | 0,09 (0,00) | 0,08 (0,00) | 0,03 (0,00) | 0,09 (0,00) | 0,06 (0,00) | 0,02 (0,00) | 0,01 (0,00) | 0,09 (0,00) | 0,07 (0,00) |
| NCOMOD | 0,18 (0,00) | 0,05 (0,00) | 0,13 (0,00) | 0,13 (0,00) | 0,12 (0,00) | 0,16 (0,00) | 0,17 (0,00) | 0,12 (0,00) | 0,08 (0,00) |
| PAR,ALV | 0,31 (0,01) | 0,28 (0,00) | 0,51 (0,01) | 0,06 (0,02) | 0,16 (0,01) | -0,19 (0,01) | -0,34 (0,01) | 0,13 (0,00) | 0,18 (0,00) |
| ELA | 0,17 (0,01) | 4,25 (0,01) | 0,20 (0,00) | 0,17 (0,00) | 0,26 (0,00) | 0,11 (0,00) | 0,26 (0,00) | 0,30 (0,00) | 0,08 (0,00) |
| N. Observações | 27557 | 68871 | 81323 | 66378 | 110221 | 306166 | 623080 | 88595 | 83854 |
| R ² | 0,672 | 0,552 | 0,614 | 0,588 | 0,598 | 0,502 | 0,541 | 0,599 | 0,504 |

Fonte: Elaboração própria da autora.

Tabela A4 - Resultados das Estimções das Equações de Diferenciais de Salários para as RMs - 2004

| Variáveis | Belém | Fortaleza | Recife | Salvador | Belo Horizonte | Rio de Janeiro | São Paulo | Curitiba | Porto Alegre |
|------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| AGRIC | -0,1350 0,0310 | -0,7820 0,0180 | 1,0040 0,0470 | -0,7940 0,0320 | -0,2720 0,0140 | -0,4930 0,0180 | -0,8230 0,0240 | -0,4490 0,0110 | -0,7500 0,0240 |
| CONST | -0,2170 0,0160 | -0,1700 0,0090 | -0,2010 0,0100 | -0,0439 0,0090 | -0,2760 0,0070 | -0,1840 0,0040 | -0,2310 0,0080 | -0,1400 0,0030 | -0,2470 0,0090 |
| COMERC | 0,2100 0,0120 | -0,1190 0,0070 | -0,2660 0,0060 | -0,2160 0,0070 | 0,0385 0,0050 | -0,1600 0,0030 | -0,1340 0,0060 | -0,0796 0,0020 | -0,0919 0,0060 |
| SERV | 0,0231 0,0120 | -0,0705 0,0060 | -0,0838 0,0060 | -0,1340 0,0060 | -0,0355 0,0050 | 0,1070 0,0030 | -0,0117 0,0050 | -0,0637 0,0020 | 0,0218 0,0060 |
| EMPCART | 0,2520 0,0120 | 0,0378 0,0060 | 0,3680 0,0070 | 0,1820 0,0070 | 0,0964 0,0050 | 0,2090 0,0040 | 0,0984 0,0060 | 0,1780 0,0020 | -0,0050 0,0070 |
| FUNCPUB | 0,4430 0,0170 | 0,5920 0,0110 | 0,6320 0,0110 | 0,6260 0,0130 | 0,4830 0,0090 | 0,3580 0,0050 | 0,3930 0,0100 | 0,3810 0,0040 | 0,0142 0,0120 |
| CONTPROP | 0,1180 0,0130 | 0,1090 0,0070 | 0,2970 0,0080 | 0,0146 0,0080 | 0,1500 0,0060 | 0,2330 0,0040 | 0,2050 0,0070 | 0,2670 0,0020 | 0,0173 0,0080 |
| EMPREG | 0,2850 0,0230 | 0,6990 0,0120 | 0,9660 0,0130 | 0,4500 0,0120 | 1,1180 0,0080 | 0,7520 0,0060 | 0,7620 0,0090 | 0,8700 0,0040 | 0,6740 0,0110 |
| IDADE | 0,0103 0,0030 | 0,0532 0,0010 | 0,0166 0,0010 | 0,0532 0,0020 | 0,0073 0,0010 | 0,0348 0,0010 | 0,0155 0,0010 | 0,0452 0,0000 | 0,0352 0,0010 |
| IDADE2 | 0,0000 0,0000 | -0,0005 0,0000 | 0,0000 0,0000 | -0,0004 0,0000 | 0,0000 0,0000 | -0,0003 0,0000 | -0,0001 0,0000 | -0,0004 0,0000 | -0,0003 0,0000 |
| CORPELE | 0,1880 0,0090 | 0,1740 0,0050 | 0,0628 0,0050 | 0,2000 0,0060 | 0,1220 0,0040 | 0,1450 0,0020 | 0,1160 0,0060 | 0,1390 0,0020 | 0,0541 0,0050 |
| EST1A3 | 0,6310 0,0270 | 0,2430 0,0110 | -0,0710 0,0150 | 0,1350 0,0210 | 0,0847 0,0170 | -0,1030 0,0080 | -0,0260 0,0320 | 0,1290 0,0040 | -0,1830 0,0250 |
| EST4A7 | 0,8100 0,0250 | 0,5100 0,0100 | 0,1820 0,0110 | 0,4630 0,0200 | 0,3400 0,0140 | -0,0843 0,0070 | -0,0726 0,0300 | 0,2370 0,0040 | 0,1590 0,0250 |
| EST8A10 | 0,3930 0,0240 | 0,5910 0,0100 | 0,3380 0,0110 | 0,5550 0,0200 | 0,5100 0,0140 | 0,1630 0,0070 | -0,0390 0,0300 | 0,4400 0,0040 | 0,1640 0,0250 |
| EST11A14 | 1,2230 0,0250 | 0,8650 0,0090 | 0,8330 0,0110 | 0,7650 0,0200 | 0,7970 0,0140 | 0,5050 0,0070 | 0,3420 0,0300 | 0,6650 0,0040 | 0,5140 0,0250 |
| EST15MAI | 2,1180 0,0260 | 1,9430 0,0120 | 1,5490 0,0120 | 1,8770 0,0210 | 1,7750 0,0150 | 1,2060 0,0080 | 0,9040 0,0310 | 1,5530 0,0040 | 1,4320 0,0250 |
| CONST, | 4,9900 0,0540 | 4,3410 0,0290 | 4,8840 0,0310 | 4,3700 0,0380 | 5,4770 0,0270 | 5,3280 0,0140 | 5,9510 0,0370 | 4,9730 0,0100 | 5,4330 0,0350 |
| N. Observ, | 27557 | 68871 | 81323 | 66378 | 110221 | 306166 | 623080 | 88595 | 83854 |
| R2 | 0,537 | 0,517 | 0,484 | 0,433 | 0,500 | 0,460 | 0,453 | 0,409 | 0,390 |

Fonte: Elaboração própria da autora.