

**DIFERENCIAIS DE CUSTOS DE VIDA ENTRE OS ESTADOS BRASILEIROS: UMA APLICAÇÃO DE PREÇOS HEDÔNICOS A PARTIR DOS DADOS DA PNAD\***

**Marcello Luiz de Souza Junior**

Departamento de Economia, Administração e Sociologia. Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP)  
E-mail: marcello.luiz.souza@usp.br

**Alexandre Nunes de Almeida**

Departamento de Economia, Administração e Sociologia - ESALQ /USP  
E-mail: alex.almeida@usp.br

**João Gomes Martines Filho**

Departamento de Economia, Administração e Sociologia - ESALQ /USP  
E-mail: martines@usp.br

**Maria Cristina Galvão**

Departamento de Economia, Administração e Sociologia - ESALQ /USP  
E-mail: galvao.mariacristina@usp.br

**RESUMO:** Este estudo tem como objetivo estimar o diferencial de custo de vida entre as unidades federativas do país a partir de um modelo de preços hedônicos. Para isso, utilizam-se as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2015 disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. O modelo proposto apresenta uma abordagem de regressão quantílica e tem como variável dependente os gastos com aluguel, considerados uma *proxy* para o custo de vida, e variáveis independentes relacionadas às características físicas e locacionais dos imóveis. Os resultados obtidos estão de acordo com a literatura existente e revelam divergências significativas nos custos de se viver nos mais diferentes locais, considerando todos os quantis analisados. Notou-se que as unidades federativas que compõem a região nordeste apresentam os menores custos de vida do país para todos os quantis. Já Distrito Federal, São Paulo, Rio de Janeiro e Santa Catarina despontam como os estados mais caros. As estimativas aqui apresentadas podem ser utilizadas por agentes econômicos como deflatores regionais, de modo a contribuir para análises futuras acerca da paridade de poder de compra nas diferentes localidades.

**Palavras-chave:** Custos de vida; Aluguel; Preços hedônicos; Regressão quantílica.

**Classificação JEL:** O18; R10; R32.

**COST OF LIVING DIFFERENTIALS BETWEEN BRAZILIAN STATES: AN APPLICATION OF THE HEDONIC THEORY FROM A NATIONAL HOUSEHOLD SAMPLE SURVEY**

**ABSTRACT:** This paper aims to evaluate the cost of living differentials between Brazilian states using a hedonic price model and data from National Household Sample Survey for 2015. The identification strategy proposed is a quantile regression. Rent expenses are considered as a dependent variable, proxy for cost of living, while physical and locational characteristics are considered as independent variables. For all the quantiles analyzed, the results are in line with the literature and reveal significant divergences in the costs of living in different places. States located in the Northeast region have the lowest life costs of the country for any quantile, while Distrito Federal, São Paulo, Rio de Janeiro and Santa Catarina are considered as the most expensive states. These findings can be used by economic agents as regional deflators, contributing to analyses regarding to purchasing power parity in different locations.

**Keywords:** Cost of living; Rent; Hedonic prices; Quantile regression.

**JEL Codes:** O18; R10; R32.

## 1. Introdução

Ao se deslocar entre as diversas localidades do país, é possível identificar diferenças significativas no que diz respeito ao clima, à disponibilidade de recursos naturais, à dotação de fatores de produção, aos aspectos culturais, aos hábitos de consumo e à renda da população. Em conjunto, esses fatores contribuem para a formação de sistemas de produção e estruturas de demanda peculiares a cada região, acarretando assim dinâmicas econômicas distintas entre as unidades federativas (FERREIRA; DINIZ, 1995; GODIM et al., 2007).

De fato, quando se compara o PIB *per capita* dos estados brasileiros, a disparidade de renda entre as várias regiões do país é expressiva. Por exemplo, se a renda *per capita* no Distrito Federal é de aproximadamente R\$ 58 mil por ano; em Minas Gerais, esse valor é de cerca de R\$ 18,3 mil; enquanto no Piauí não ultrapassa R\$ 8 mil<sup>1</sup> (IPEA, 2011). Contudo, como aponta Menezes (1999), para ser possível afirmar que regiões mais ricas são, de fato, as mais caras para se viver, maiores investigações são necessárias.

Nesse sentido, o diferencial de custo de vida entre localidades não só representa uma área dinâmica de estudo para discussões acadêmicas, como também apresenta desdobramentos importantes no processo de decisão de alocação de recursos por parte dos agentes econômicos e no oferecimento de subsídios para políticas públicas (ALMEIDA; AZZONI, 2016). Assim, analisar os diferentes custos de vida pode ser útil para: auxiliar indivíduos na decisão de migrar para outro local; fornecer informações para que o Estado defina um nível de salário mínimo ideal; amparar a decisão de empresas em investir em determinadas regiões; servir de referência para o repasse de recursos federais para as demais esferas públicas; e tornar justo o mecanismo de tributação progressiva e políticas de transferência de renda (WILLIAMS, 1940).

Diante dos benefícios advindos da estimação do diferencial de custo de vida entre regiões, alguns países têm construído índices regionais que captam essas informações. Os Estados Unidos têm sido referência neste aspecto, uma vez que o *Bureau of Economic Analysis* (BEA), a partir de dados do índice de preços ao consumidor e do *Bureau of Labor Statistics* (BLS), estima, anualmente, a paridade regional de preços para 38 áreas no país<sup>2</sup>.

No que diz respeito à experiência brasileira, Cavalcanti (2014) cita o Índice de Custo de Vida entre Regiões (ICVR) calculado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE). Além do autor mencionado, alguns outros trabalhos têm sido dedicados ao estudo do custo de vida no Brasil, como, por exemplo: Azzoni, Carmo e Menezes (2003), Menezes, Moreira e Azzoni (2007), Seabra e Azzoni (2015), Almeida e Azzoni (2016) e Azzoni e Seabra (2018).

Embora exista um número significativo de trabalhos que abordaram o tema, a ausência de dados atualizados dificulta a realização de novas pesquisas. Isso ocorre porque o cômputo de um índice de custo de vida requer informações de dispêndio domiciliar disponibilizadas pelas onerosas e pouco frequentes Pesquisas de Orçamentos Familiares (POF) e informações dos escassos vetores de preços disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para regiões metropolitanas selecionadas (ALMEIDA; AZZONI, 2016).

A fim de superar a indisponibilidade de dados supracitada, Menezes, Moreira e Azzoni (2007), Cavalcanti (2014) e Seabra e Azzoni (2015), adotando embasamento teórico que aponta a alta correlação entre gastos com habitação e custo de se viver em determinada região, utilizaram aluguéis como uma *proxy* para o custo de vida, com base nas informações da POF 2002/2003 e do Censo 2010.

Nesse sentido, o objetivo deste estudo consiste em estimar o diferencial de custo de vida entre as 27 unidades federativas do país, considerando os níveis distintos de renda da população, a partir dos valores de aluguéis obtidos na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD-Domicílios) em 2015<sup>3</sup> (IBGE, 2015). Para tanto, a estratégia empírica incide em adotar um método de estimação

<sup>1</sup> Valores a preços de 2010.

<sup>2</sup> Para maiores informações, ver Aten, Figueroa e Martin (2012).

<sup>3</sup> A PNAD-Domicílios de 2015 corresponde à pesquisa mais recente em termos de informações acerca de aluguéis e características físicas de imóveis em âmbito nacional.

quantílico, de modo a melhor representar a distribuição condicional do aluguel em relação às variáveis independentes utilizadas. O uso desse método de estimação não só reduz problemas relacionados à má especificação da forma funcional, como também permite identificar como a localização de um imóvel influencia no valor do aluguel e, conseqüentemente, no custo de vida, nas diferentes faixas de aluguel presentes na amostra.

Ressalta-se que este trabalho contribui à literatura de diferenciais de custos de vida, uma vez que explora uma base de dados recente e leva em conta diferentes níveis de renda. Não obstante, a abrangência geográfica aqui empregada gera, adicionalmente, informações relevantes para populações de áreas onde não há levantamento de preços sistemáticos realizados pelo IBGE, sendo essa uma das principais motivações do presente estudo.

Este trabalho se divide em mais 5 seções além desta introdução. A Seção 2 apresenta uma breve revisão sobre o uso de aluguel como *proxy* do custo de vida e os aspectos microeconômicos relacionados à teoria de preços hedônicos. A terceira seção detalha a estratégia empírica adotada para calcular o índice de custo de vida proposto. A quarta seção apresenta a base de dados utilizada. A Seção 5 traz e discute os principais resultados obtidos nesta pesquisa e, por fim, a Seção 6 reúne as considerações finais do trabalho.

## 2. Revisão bibliográfica

Esta seção contém duas subseções. A primeira trata da relação existente entre gasto com aluguel e custo de se viver em determinada localidade, demonstrando, a partir de estudos anteriores e evidências empíricas, como tal gasto tem sido empregado como *proxy* do custo de vida. Já a segunda apresenta aspectos da teoria microeconômica acerca do modelo de preços hedônicos e sua aplicação no mercado imobiliário.

### 2.1. O aluguel como *proxy* do custo de vida

O uso de aluguéis como uma *proxy* do real custo de vida tem sido recorrente na literatura nacional e internacional, como pode ser observado nos trabalhos de Menezes, Moreira e Azzoni (2007), Martin, Aten e Figueroa (2011), Cavalcanti (2014) e Seabra e Azzoni (2015).

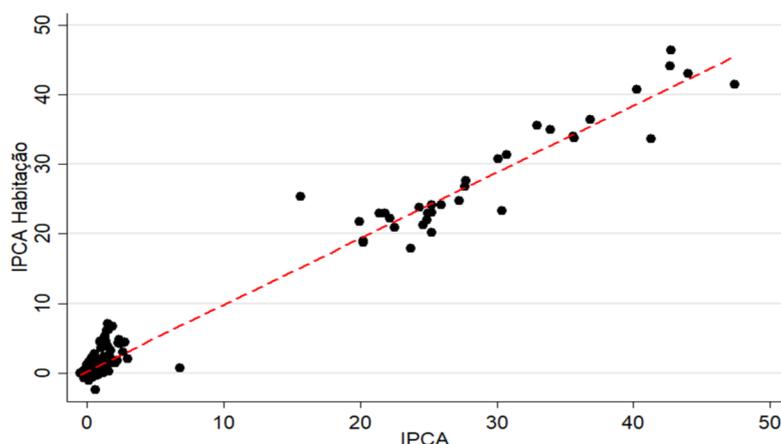
Na década de 1980, Fava (1984) apontou para a correlação existente entre os gastos com habitação e o custo de vida de uma população. Segundo a autora, a evolução do montante dispendido com moradia impacta direta e indiretamente famílias de todas as classes de renda. Diretamente, pois o aluguel é um item de grande representatividade na cesta básica de consumo e indiretamente em virtude dos efeitos marginais ocasionados nas demais rubricas dos orçamentos familiares, como transporte, alimentação e outros serviços.

No que se refere às conseqüências verificadas nos custos com transporte, Galvão et al. (2016) argumentam que à medida que os aluguéis aumentam, as populações de mais baixa renda são forçadas a ocuparem as regiões periféricas dos grandes centros, gerando assim maiores distâncias para deslocamento e conseqüente aumento nos gastos com mobilidade urbana.

Quanto à alimentação e demais serviços, Biderman (2001) esclarece que os aluguéis, por representarem parte dos custos de empresas e estabelecimentos prestadores de serviços, apresentam movimentos diretamente proporcionais aos preços dos bens finais. Essa dinâmica caracteriza um efeito de repasse dos aluguéis nos preços finais da economia.

Diante desse embasamento teórico, Azzoni, Menezes e Moreira (2007) afirmam que o aluguel pode ser considerado uma aproximação eficiente do custo de vida de uma população, sobretudo em regiões urbanas. A título de ilustração, a Figura 1 apresenta a dispersão ente o IPCA e o IPCA – Habitação entre setembro de 1991 e julho de 2017. Para o intervalo analisado, a correlação registrada foi de 0,9751.

**Figura 1 – Relação entre IPCA Habitação e IPCA entre Set. de 1991 e Jul. de 2017**



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do IBGE (2017).

O estudo desenvolvido por Menezes, Moreira e Azzoni (2007), ao utilizar dados de gastos com aluguéis da POF 2002/2003, estimou um índice de custo de vida entre os estados brasileiros a partir de um modelo de preços hedônicos. Além dos atributos físicos empregados como controles, os pesquisadores incluíram também *dummies* para áreas geográficas (rural, urbana, regiões metropolitanas e capitais), estados e faixas de renda (baixa, média, alta). Os autores concluíram que o custo de vida para as capitais são os mais elevados, seguidos das regiões metropolitanas, das outras áreas urbanas e da zona rural, independentemente do nível de renda familiar considerado. Outra constatação relevante foi o fato de que indivíduos com diferentes rendas apresentam percepções distintas quanto ao diferencial de custo de vida entre os estados.

Já Cavalcanti (2014) calculou o diferencial de custo de vida entre 283 municípios brasileiros a partir da aplicação da metodologia *Weighted-Country-Product-Dummy* (WCPD). Os dados utilizados foram os valores de aluguéis publicados pelo Censo 2010. O autor apontou São Caetano do Sul-SP, Rio das Ostras-RJ e Balneário Camboriú-SC como as três cidades mais caras do país. Em contrapartida, os três municípios com menores custos de vida foram Garanhuns-PE, Codó-MA e Paulo Afonso-BA.

Por fim, o estudo realizado por Seabra e Azzoni (2015) mensurou o diferencial de custo de vida intracitadino nos 100 municípios mais populosos do país. Os autores empregaram uma variação da metodologia CPD a partir de dados de aluguéis disponibilizados pelo Censo de 2010. Dentre os principais resultados, destacam-se aqueles observados para a cidade de São Paulo. Segundo os autores, o centro expandido da capital paulista apresenta um custo de vida até 468% mais caro do que a média nacional, ao passo que em regiões periféricas das zonas norte e sul esse indicador é 5,4% menor do que no restante do país.

## 2.2. O modelo de preços hedônicos

Em virtude da estratégia empírica adotada no presente estudo, apresenta-se nesta seção a definição de preços hedônicos, sua origem e os aspectos microeconômicos relacionados a sua aplicação na literatura econômica (LANCASTER, 1966, 1971; ROSEN, 1974; GOODMAN, 1978; WITTE et al., 1979; CAN; MEGBOLUGBE, 1997).

O modelo de preços hedônicos surge a partir de um esforço realizado para incorporar a importância dos atributos presentes em um bem para a decisão de consumo e produção na análise microeconômica. Nesse contexto, a concepção de que o ferramental neoclássico tradicional se mostra ineficiente para representar as reais interações entre bens e consumidores levou Lancaster (1966) a propor uma interpretação alternativa da problemática. Essa nova interpretação baseia-se na hipótese de que a utilidade advinda do hábito de consumo é derivada das propriedades intrínsecas do bem e não do simples fato de adquirir o produto, tal como prega a teoria neoclássica.

Apesar de Lancaster (1966) ser um dos principais autores que atuaram na estruturação da teoria hedônica, a literatura atribui a Waught (1928) o pioneirismo na valoração de atributos de um bem. Em seu estudo, Waught buscou mensurar o impacto que certas características de tomates, aspargos e pepinos apresentavam em seus preços finais. Para tanto, o autor inspecionou 200 locais de vendas em Boston, Estados Unidos, entre os meses de maio e junho de 1927. Cabe ressaltar que, já naquela época, o pesquisador havia antecipado o que seria sugerido anos depois por Rosen (1974), ao afirmar que a preocupação em monetizar as propriedades intrínsecas de um bem não é benéfica apenas para compreender a demanda de uma população, mas também para planejar a oferta das firmas, uma vez que o ajuste entre oferta e demanda se dá pela quantidade e qualidade dos produtos transacionados.

Rosen (1974) também contribuiu para estruturar a teoria dos preços hedônicos, contextualizando-a ao ambiente de mercado. Esse autor define preços hedônicos como sendo preços implícitos de características que são reveladas aos agentes econômicos a partir de cotações de bens relativamente heterogêneos e quantidades de atributos relacionadas a cada produto.

Assim como a teoria neoclássica, o modelo de preços hedônicos assume que indivíduos são maximizadores de utilidade e que, nesse processo de otimização, enfrentam restrições orçamentárias. Contudo, para esse particular caso, a função utilidade definida apresenta como variáveis independentes  $n$  propriedades, tal que  $U(\mathbf{x}, z_1, z_2, \dots, z_n)$ , em que  $\mathbf{x}$  representa todos os demais bens consumidos e o vetor  $\mathbf{z}$  consiste em uma série de atributos.

De maneira simétrica, Rosen (1974) admite que as firmas maximizam o lucro a partir da produção de cestas de características. Desse modo, o autor assume  $\mathbf{M}(\mathbf{z})$  como sendo a quantidade de atributos  $\mathbf{z}$  produzida por uma firma. Tem-se ainda, segundo os mesmos princípios da teoria tradicional, que uma função custo é estimada a partir do processo de minimização de custos sujeito a um determinado nível de produção. A equação de custos encontrada para esse modelo é representada por  $C(\mathbf{M}, \mathbf{z}; \boldsymbol{\omega})$ , em que  $\mathbf{M}$  e  $\mathbf{z}$  são a quantidade e os atributos produzidos e  $\boldsymbol{\omega}$  é um parâmetro que faz referência aos fatores de produção empregados no processo produtivo e seus respectivos preços. Por fim, define-se que o lucro será maximizado quando a receita marginal se igualar ao custo marginal, tal que  $\partial Mp(\mathbf{z}) = \partial C(\mathbf{M}, \mathbf{z}; \boldsymbol{\omega})$ .

Para prosseguir com a análise de equilíbrio, torna-se necessário igualar a equação de demanda  $Q^d(\mathbf{z})$ , derivada do procedimento de maximização da utilidade, à equação de oferta  $Q^s(\mathbf{z})$ , encontrada a partir do comportamento de otimização do lucro das firmas. Nessa condição de equilíbrio, os preços de mercado de um bem em questão podem ser relacionados aos diversos atributos que o compõem, de modo a estabelecer uma regressão de preços hedônicos, tal como explicitado na Expressão 1:

$$p(\mathbf{z}) = p(z_1, z_2, z_3, \dots, z_n). \quad (1)$$

No contexto do mercado imobiliário, Can e Megbolugbe (1997) apresentam uma forma geral para a regressão hedônica, explicitando os componentes físicos e locacionais que impactam no preço de mercado dos imóveis, de modo que:

$$\mathbf{P} = f(S\boldsymbol{\beta}, N\boldsymbol{\gamma}) + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2)$$

em que, especificamente,  $\mathbf{P}$  refere-se a um vetor contendo o valor de mercado das moradias,  $S$  é uma matriz que representa as características estruturais do domicílio,  $N$  é uma matriz que contempla atributos geográficos e amenidades locais relacionadas à localização do imóvel,  $\boldsymbol{\beta}$  e  $\boldsymbol{\gamma}$  são os respectivos vetores de coeficientes a serem estimados e  $\boldsymbol{\varepsilon}$  é o erro.

Assim como em Menezes, Moreira e Azzoni (2007), o presente estudo adota uma variação do modelo de Rosen (1974), com o intuito de definir a influência que a localidade do imóvel em determinado estado brasileiro exerce no valor do aluguel, uma vez controlados os atributos físicos.

### 3. Metodologia

A estratégia empírica empregada neste trabalho consiste na aplicação de um modelo de preços hedônicos a partir de dados de aluguéis disponibilizados pela PNAD-Domicílios. Essa estratégia possibilita a construção de um índice de custo de vida que identifica o diferencial de aluguéis existente entre as 27 unidades federativas do país, considerando ainda as diversas faixas de aluguéis observadas na amostra.

Vale argumentar também que, assim como em Menezes, Moreira e Azzoni (2007) e Seabra e Azzoni (2015), o escopo da análise foi delimitado a imóveis alugados em virtude da disponibilidade de informações. Desse modo, apesar de existir a possibilidade de ocorrer um problema de seleção amostral decorrente do fato de domicílios alugados diferirem em característica daquelas que não o são, tal viés impactaria somente o coeficiente das características estruturais do imóvel. Assim, uma vez que essas variáveis são incorporadas ao modelo apenas para controle, pode-se concluir que a estratégia empírica não apresenta nenhum prejuízo à confiabilidade dos resultados que são apresentados posteriormente (MENEZES; MOREIRA; AZZONI, 2007). Logo, o modelo econométrico a ser estimado é descrito na Expressão 3:

$$\ln(p) = \alpha + \beta Z + \delta \ln(y) + \theta G + \varepsilon \quad (3)$$

em que o termo dependente é o logaritmo neperiano do preço do aluguel dos 19.984 imóveis analisados,  $Z$  é uma matriz que contém as 9 características físicas empregadas como mecanismos de controle,  $\beta$  é o vetor de parâmetros referentes à matriz  $Z$ ,  $\ln(y)$  é o logaritmo neperiano da renda domiciliar e  $\delta$  é seu respectivo parâmetro,  $G$  é uma matriz que retrata 27 variáveis *dummies* de propriedades locais dos imóveis analisados - sendo 26 referentes ao estado em que a moradia está localizada e 1 representando a situação censitária do imóvel (urbano ou rural),  $\theta$  é o vetor de parâmetros relacionado à matriz  $G$  e  $\varepsilon$  é o termo de erro aleatório.

Com o intuito de melhor caracterizar a relação entre as *dummies* estaduais e o logaritmo neperiano dos aluguéis nos diferentes segmentos da distribuição condicional da variável independente, a Expressão 3 será estimada a partir de uma regressão quantílica, tal como explicitado por Koenker e Bassett (1978)<sup>4</sup>. Segundo Koenker (2005), além de mitigar questões relacionadas à má especificação da forma funcional, esse método reduz o efeito de *outliers* sob os coeficientes obtidos e atenua os problemas relacionados à heterocedasticidade.

Especificamente, a estimação do modelo se dá a partir da minimização da soma ponderada dos desvios absolutos, em que o critério de ponderação consiste em aplicar penalizações em situações de super e sub predições, tal como explicitado na Expressão 4.

$$\min_{\beta_\tau \in R} \left[ \sum_{y \geq X'\beta} \tau |y - X'\beta_\tau| + \sum_{y < X'\beta} (1 - \tau) |y - X'\beta_\tau| \right] \quad (4)$$

em que  $\tau$  é o quantil analisado e  $\tau \in [0,1]$ ,  $y$  se refere à variável dependente ( $\ln(p)$ ) e  $X'\beta_\tau$  é a especificação ( $\alpha + \beta Z + \delta \ln(y) + \theta G$ ) descrita na Expressão 3, analisada no quantil  $\tau$ . O cômputo da Expressão 4 é realizado por meio de um algoritmo de otimização proposto por Hunter e Lange (2000).

A Expressão 3 é estimada considerando  $\tau = \{0,10; 0,25; 0,50; 0,75; 0,90\}$ , de modo a permitir a identificação do impacto das variáveis independentes, em especial as *dummies* locais, em toda a distribuição do logaritmo neperiano dos aluguéis e não apenas na média condicional. Não obstante, testes de Wald são realizados para investigar a possibilidade de igualdade entre os coeficientes obtidos nos diferentes quantis reportados (WOOLDRIDGE, 2010).

<sup>4</sup> Agradecemos a um dos pareceristas anônimos por sugerir métodos alternativos que melhor se adequam à distribuição dos dados.

Por fim, tem-se que o uso da regressão quantílica como estratégia de estimação permite identificar a variabilidade do custo de vida apurado para um estado entre os diferentes níveis de aluguéis observados e, conseqüentemente, nas distintas faixas de renda da população. Não obstante, os parâmetros calculados a partir do método de Mínimos Quadrados Ordinários são também reportados a título de comparação. As estimações foram obtidas usando o *software* estatístico Stata 14.

#### 4. Base de dados

No ano de 2015, a PNAD entrevistou 151.189 unidades domiciliares distribuídas por todo o território nacional. Desse total, 19.984 (13,2%) imóveis são considerados na presente análise. Ao adotar o fator de expansão disponibilizado pela pesquisa, a amostra utilizada neste estudo representa aproximadamente 92.123.169 domicílios em todo o país.

Dentre as características dos imóveis empregadas no modelo a ser estimado, destacam-se as propriedades físicas, tais como número de cômodos, dormitórios e banheiros, e locais, como a situação censitária do domicílio. A Tabela 1 descreve os atributos selecionados para análise<sup>5</sup>.

**Tabela 1 – Características utilizadas como controles no modelo**

Variável	Descrição	Média	Desvio Padrão
<i>Dependente</i>			
Valor do aluguel <sup>+</sup>	Aluguel mensal pago no mês de referência.	586,74	501,41
<i>Independentes</i>			
Nº cômodos	Número de cômodos no imóvel.	5,77	1,99
Dormitórios	Número de cômodos que servem como dormitórios.	1,84	0,79
Banheiros	Número de banheiros no imóvel.	1,35	0,71
Renda domiciliar <sup>+</sup>	Rendimento mensal familiar (exclusive rendimentos mensais de pensionistas e empregados domésticos).	3.144,16	4.365,94

Nota: <sup>+</sup> Valores referentes a setembro de 2015.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da PNAD-Domicílios 2015.

Além dos atributos representados na Tabela 1, foram utilizados como variáveis independentes *dummies* relacionadas ao material de construção do imóvel, acesso à água, rede de esgoto, internet e tipo de domicílio (casa, apartamento ou cômodo). Ademais, foram incluídas *dummies* locais referentes à situação censitária e às unidades federativas em que o domicílio está situado, a fim de captar a diferença de custos entre os estados brasileiros.

Vale ressaltar que o plano amostral realizado pela PNAD utiliza como unidade de análise o domicílio, de modo que o processo de seleção da amostra realizado em 3 estágios (municípios, setores censitários e, por fim, domicílios) busca contemplar a heterogeneidade intraestadual, minimizando eventuais erros de medida que os dados possam apresentar.

#### 5. Resultados econométricos

Os resultados obtidos a partir da estimação da Expressão 4 representam o diferencial do custo de vida observado entre os estados brasileiros nos diferentes quantis analisados ( $q_{10}$ ,  $q_{25}$ ,  $q_{50}$ ,  $q_{75}$ ,  $q_{90}$ ) e na média condicional, Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), para o ano de 2015. Cabe mencionar ainda que a análise considera o Distrito Federal (DF) como base de

<sup>5</sup> A definição de cada variável e a forma como estão descritas e apresentadas na Tabela 1 são baseadas nas notas explicativas da PNAD-Domicílios 2015.

comparação<sup>6</sup> e que os coeficientes retratados na Tabela 2 encontram-se em sua forma exponencial<sup>7</sup>. Os erros padrão, robustos para heterocedasticia, foram estimados pelo método de *bootstrap* usando 100 replicações, seguindo sugestão de Davidson e MacKinnon (2000).

Apesar de o presente estudo ter como variáveis de interesse as *dummies* estaduais, é interessante discutir os coeficientes das características físicas dos imóveis. Primeiramente, cabe destacar que todas as relações encontradas para os diferentes quantis da distribuição condicional estão em concordância com a literatura (MENEZES; MOREIRA; AZZONI, 2007; CAVALCANTI, 2014). Em resumo, percebe-se que maiores números de cômodos, dormitórios e banheiros atuam no sentido de elevar o valor do aluguel. Nota-se também que propriedades construídas em alvenaria ou madeira são mais caras do que aquelas edificadas a partir de materiais não duráveis, sendo que essa diferença se reduz à medida que são considerados aluguéis mais elevados. As amenidades relacionadas à infraestrutura da vizinhança também contribuem para a elevação do aluguel. Tem-se ainda que apartamentos apresentam aluguéis entre 33 e 46% mais elevados do que os de casas e que o incremento de um ponto percentual na renda domiciliar aumenta o preço do aluguel entre 0,20% a 0,23%.

Considerando a situação censitária dos domicílios, os resultados obtidos revelam que a zona rural é mais barata do que a urbana, independente do quantil analisado. Esse resultado está de acordo com a literatura, dada a falta de amenidades existentes, entre outros atributos exclusivos das áreas urbanas (WINTERS, 2009). Para efeitos de comparação, pode-se afirmar que, dada uma determinada tipologia de imóvel, seu valor é 59,43% mais caro caso se situe em uma cidade e não no meio rural, no caso de  $q_{10}$  e 27,73% em  $q_{90}$ .

Admitindo o gasto de aluguel como uma *proxy* do custo de vida, tem-se que os coeficientes encontrados para as *dummies* estaduais sugerem divergências significativas nos custos de se viver nos mais diferentes estados, considerando os variados níveis de aluguéis e, por consequência, de renda.

Com o intuito de verificar a igualdade entre os valores estimados para cada estado nos diferentes quantis, foram realizados testes F de significância conjunta para as variáveis de interesse, cujos resultados são reportados na Tabela A.1 (apêndice). Os testes apontam que há diferenças no impacto que a localização de um domicílio exerce sobre o valor do aluguel para as seguintes unidades federativas: Amazonas, Pará, Tocantins, Maranhão, Piauí, Ceará, Paraíba, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Mato Grosso do Sul. Para os demais estados, não houve rejeição da hipótese nula de igualdade dos coeficientes de cada quantil, indicando, portanto, que o efeito da localização do imóvel em relação ao valor do aluguel (i.e., custo de vida) se mantém ao longo de toda a distribuição condicional da variável dependente. A título de representação gráfica, a Figura A.1 (apêndice) apresenta os coeficientes e intervalos de confiança obtidos a partir do modelo quantílico para os casos em que houve rejeição de  $H_0$  no teste F de significância conjunta.

A Figura 2 exibe o índice de custo de vida computado a partir dos exponenciais dos coeficientes das *dummies* estaduais para  $q_{10}$ ,  $q_{50}$ ,  $q_{90}$  e a média condicional, com o intuito de representar o comportamento desse indicador para as diferentes faixas de aluguel presentes na amostra.

Nota-se que as curvas apresentam formato similar, sendo que, para grande parte dos estados, a linha referente ao quantil 90 se sobrepõe às demais, indicando que, de fato, indivíduos de maior renda possuem custos de vida mais elevados, conforme o esperado. Contudo, há situações em que a linha relacionada ao quantil 10 se encontra acima das restantes, como é o caso do Mato Grosso do Sul<sup>8</sup>. Tal fato traz evidências de que, para esse estado, a localização do imóvel impacta em maior intensidade o custo de vida da população de mais baixa renda em comparação a indivíduos que arcam com um maior valor de aluguel ( $q_{90}$ ).

<sup>6</sup> A escolha do DF como base de comparação considera conclusões de estudos anteriores, que apontam essa como a região mais cara do país e tem sido utilizada como *default* desde então.

<sup>7</sup> Com exceção aos coeficientes da renda domiciliar (já se encontra em elasticidade) e do intercepto.

<sup>8</sup> Tal situação também ocorre em AP, AL e ES, porém os resultados do teste F indicam não existir diferença estatística nos coeficientes obtidos para cada quantil.

**Tabela 2 – Resultados das regressões múltipla e quantílica**

*Continua*

Variável	MQO	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
	Ln aluguel					
Constante	3,1262*** (0,0013)	2,4006*** (0,1377)	2,7080*** (0,1514)	3,0041*** (0,1035)	3,4644*** (0,1161)	3,8926*** (0,1714)
Nº Cômodos	1,0583*** (0,0000)	1,0514*** (0,0046)	1,0560*** (0,0039)	1,0631*** (0,0037)	1,0661*** (0,0036)	1,0698*** (0,0048)
Nº Dormitórios	1,0137*** (0,0000)	1,0075 (0,0091)	1,0042 (0,0066)	1,0178*** (0,0055)	1,0237*** (0,0061)	1,0192** (0,0082)
Nº Banheiros	1,2375*** (0,0001)	1,2133*** (0,0106)	1,2048*** (0,0105)	1,2192*** (0,0086)	1,2429*** (0,0108)	1,2811*** (0,0136)
Material Constr.	1,3787*** (0,0011)	1,6445*** (0,1097)	1,4958*** (0,1302)	1,5520*** (0,0837)	1,3869*** (0,0987)	1,2346 (0,1617)
Acesso à água	1,0260*** (0,0002)	1,0469** (0,0189)	1,0602*** (0,0176)	1,0524*** (0,0143)	1,0420** (0,0199)	0,9951 (0,0226)
Acesso à internet	1,1347*** (0,0000)	1,1733*** (0,0129)	1,1382*** (0,0082)	1,1198*** (0,0073)	1,1118*** (0,0072)	1,1041*** (0,0094)
Rede de esgoto	1,1811*** (0,0001)	1,2333*** (0,0139)	1,1969*** (0,0090)	1,1708*** (0,0089)	1,1818*** (0,0093)	1,1730*** (0,0114)
Apartamento	1,3929*** (0,0001)	1,3446*** (0,0130)	1,3368*** (0,0081)	1,3544*** (0,0083)	1,4027*** (0,0107)	1,4681*** (0,0140)
Cômodo	1,0217*** (0,0004)	1,0190 (0,0560)	0,9805 (0,0485)	1,0167 (0,0370)	0,9850 (0,0357)	0,9635 (0,0470)
Renda Domiciliar	0,2232*** (0,0000)	0,2304*** (0,0097)	0,2384*** (0,0070)	0,2293*** (0,0063)	0,2187*** (0,0067)	0,2013*** (0,0075)
Zona urbana	1,4715*** (0,0005)	1,5943*** (0,0485)	1,5068*** (0,0322)	1,4065*** (0,0326)	1,2815*** (0,0356)	1,2773*** (0,0423)
RO	0,7352*** (0,0003)	0,6907*** (0,0457)	0,7510*** (0,0265)	0,7487*** (0,0265)	0,7373*** (0,0302)	0,7289*** (0,0301)
AC	0,7258*** (0,0004)	0,6728*** (0,0644)	0,7304*** (0,0512)	0,7602*** (0,0380)	0,7269*** (0,0396)	0,7029*** (0,0351)
AM	0,8002*** (0,0003)	0,7329*** (0,0337)	0,7653*** (0,0283)	0,7875*** (0,0306)	0,8374*** (0,0320)	0,8758** (0,0648)
RR	0,7771*** (0,0004)	0,7638*** (0,0492)	0,7933*** (0,0354)	0,7771*** (0,0383)	0,7894*** (0,0428)	0,7982*** (0,0560)
PA	0,7365*** (0,0004)	0,7112*** (0,0381)	0,7430*** (0,0235)	0,7525*** (0,0216)	0,7812*** (0,0243)	0,8213*** (0,0350)
AP	0,7963*** (0,0005)	0,8178*** (0,0581)	0,8366*** (0,0640)	0,7844*** (0,0560)	0,8128*** (0,0391)	0,7414*** (0,0721)
TO	0,7071*** (0,0003)	0,6423*** (0,0486)	0,6932*** (0,0486)	0,7004*** (0,0271)	0,7477*** (0,0296)	0,7458*** (0,0233)
MA	0,6537*** (0,0004)	0,6149*** (0,0565)	0,6299*** (0,0336)	0,6394*** (0,0329)	0,6983*** (0,0496)	0,7211*** (0,0405)
PI	0,5262*** (0,0005)	0,4453*** (0,0869)	0,5014*** (0,0770)	0,5566*** (0,0477)	0,5478*** (0,0475)	0,6272*** (0,0629)

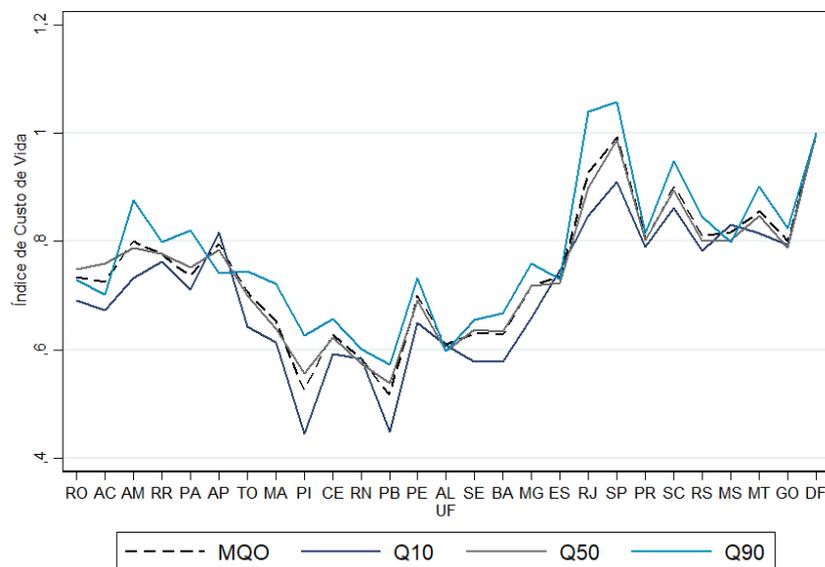
**Tabela 2 – Resultados das regressões múltipla e quantílica**

Variável	<i>Conclusão</i>					
	OLS Ln aluguel	Q10 Ln aluguel	Q25 Ln aluguel	Q50 Ln aluguel	Q75 Ln aluguel	Q90 Ln aluguel
CE	0,6290*** (0,0002)	0,5923*** (0,0309)	0,6263*** (0,0204)	0,6236*** (0,0206)	0,6441*** (0,0213)	0,6569*** (0,0226)
RN	0,5849*** (0,0003)	0,5829*** (0,0518)	0,5893*** (0,0418)	0,5749*** (0,0298)	0,5889*** (0,0304)	0,6008*** (0,0432)
PB	0,5176*** (0,0003)	0,4493*** (0,0430)	0,5082*** (0,0445)	0,5385*** (0,0263)	0,5535*** (0,0271)	0,5723*** (0,0357)
PE	0,6995*** (0,0002)	0,6492*** (0,0286)	0,6846*** (0,0218)	0,6917*** (0,0211)	0,7075*** (0,0232)	0,7329*** (0,0194)
AL	0,6097*** (0,0003)	0,6079*** (0,0544)	0,6192*** (0,0344)	0,5983*** (0,0302)	0,6166*** (0,0303)	0,5980*** (0,0352)
SE	0,6312*** (0,0003)	0,5787*** (0,0471)	0,6062*** (0,0391)	0,6372*** (0,0239)	0,6440*** (0,0251)	0,6546*** (0,0398)
BA	0,6287*** (0,0002)	0,5789*** (0,0326)	0,6288*** (0,0202)	0,6332*** (0,0197)	0,6267*** (0,0216)	0,6686*** (0,0205)
MG	0,7190*** (0,0002)	0,6595*** (0,0306)	0,7141*** (0,0154)	0,7191*** (0,0186)	0,7358*** (0,0169)	0,7603*** (0,0199)
ES	0,7368*** (0,0003)	0,7476*** (0,0415)	0,7278*** (0,0265)	0,7239*** (0,0256)	0,7247*** (0,0338)	0,7314*** (0,0270)
RJ	0,9277*** (0,0002)	0,8483*** (0,0260)	0,8866*** (0,0178)	0,8990*** (0,0172)	0,9439*** (0,0198)	1,0400* (0,0211)
SP	0,9929*** (0,0001)	0,9111*** (0,0230)	0,9615*** (0,0154)	0,9868 (0,0172)	1,0004 (0,0157)	1,0569*** (0,0172)
PR	0,8039*** (0,0002)	0,7909*** (0,0316)	0,8037*** (0,0160)	0,8033*** (0,0187)	0,7888*** (0,0211)	0,8152*** (0,0222)
SC	0,9017*** (0,0002)	0,8625*** (0,0289)	0,8532*** (0,0272)	0,8946*** (0,0203)	0,9101*** (0,0230)	0,9472* (0,0310)
RS	0,8100*** (0,0002)	0,7821*** (0,0301)	0,8192*** (0,0190)	0,8004*** (0,0163)	0,7987*** (0,0193)	0,8455*** (0,0197)
MS	0,8169*** (0,0002)	0,8315*** (0,0480)	0,8383*** (0,0192)	0,8025*** (0,0261)	0,7889*** (0,0222)	0,7984*** (0,0275)
MT	0,8566*** (0,0003)	0,8152*** (0,0555)	0,8548*** (0,0193)	0,8467*** (0,0239)	0,8770*** (0,0248)	0,9008*** (0,0270)
GO	0,8006*** (0,0002)	0,7933*** (-0,0290)	0,7985*** (0,0171)	0,7879*** (0,0172)	0,7931*** (0,0196)	0,8237*** (0,0232)
R <sup>2</sup>	0,6064	-	-	-	-	-
Pseudo R <sup>2</sup>	-	0,3435	0,3557	0,3814	0,4111	0,4375
<i>Bootstrapping</i>	-	100	100	100	100	100
Nº Observações	19.984	19.984	19.984	19.984	19.984	19.984

Nota: Erro-padrão entre parênteses. Os símbolos \*\*\*, \*\*, \* representam valores significantes a 1%, 5% e 10%, respectivamente, no teste *t*.

Fonte: Elaborado pelos autores.

**Figura 2 – Diferencial de custo de vida entre os estados, considerando a média condicional e os quantis  $q_{10}$ , mediana ( $q_{50}$ ) e  $q_{90}$**



Fonte: Elaborado pelos autores.

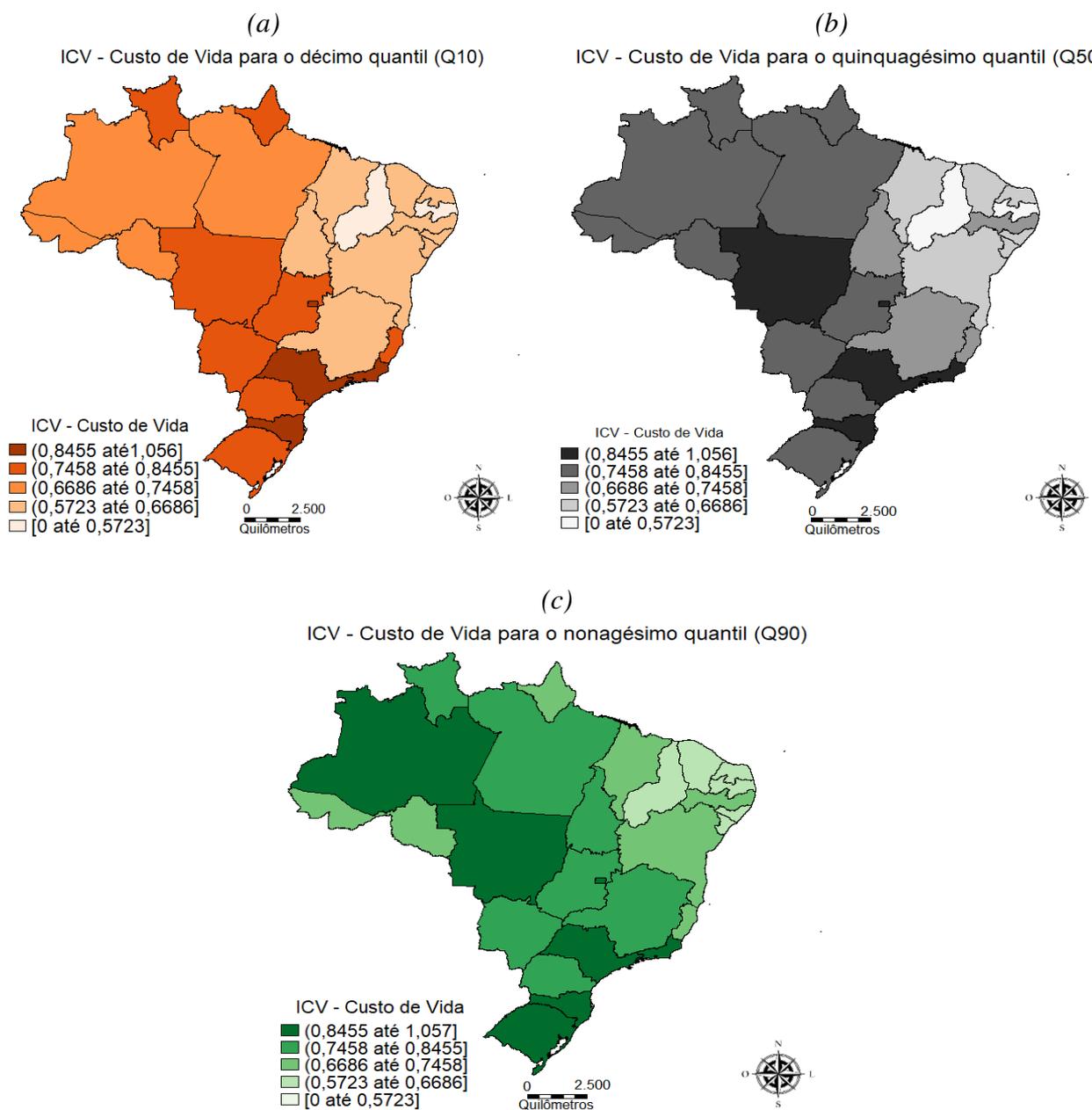
Para as famílias que pagam baixos aluguéis ( $q_{10}$ ), os estados com maiores custos de vida são Distrito Federal<sup>9</sup> (1,00), São Paulo (0,911), Santa Catarina (0,862), Rio de Janeiro (0,848) e Mato Grosso do Sul (0,831), ao passo que os mais baratos são Sergipe (0,579), Paraíba (0,449) e Piauí (0,445). Ao considerar o *ranking* das unidades federativas na mediana ( $q_{50}$ ), tem-se a seguinte classificação: Distrito Federal (1,00), São Paulo (0,987), Rio de Janeiro (0,899), Santa Catarina (0,895) e Mato Grosso (0,847) nas primeiras posições e Rio Grande do Norte (0,575), Piauí (0,557) e Paraíba (0,539) nas últimas. Por fim, ao analisar os indivíduos com maiores gastos com aluguel ( $q_{90}$ ), nota-se que São Paulo (1,057) assume a posição de estado mais caro, seguido de Rio de Janeiro (1,040), Distrito Federal (1,00), Santa Catarina (0,947) e Mato Grosso (0,901). Já para os estados mais baratos, tem-se Rio Grande do Norte (0,601), Alagoas (0,598) e Paraíba (0,572).

Cabe destacar que, dentre os estados em que  $H_0$  do teste F de significância conjunta foi rejeitada, os maiores desvios-padrão nos coeficientes estimados foram observados em São Paulo, Piauí, Amazonas e Rio de Janeiro. Já os menores desvios foram apurados em Tocantins, Rio Grande do Sul e Mato Grosso do Sul.

A análise dos mapas (Figura 3) revela que os custos de vida mais elevados se concentram na região Centro-Sul do país. Para o quantil  $q_{10}$ , destacam-se os custos de vida observados no Distrito Federal, na região Sudeste (representada por São Paulo e Rio de Janeiro), no estado de Santa Catarina, no Sul, e na região Centro-Oeste como um todo. Cabe ressaltar o elevado custo de vida apurado para Amapá e Roraima, ambos na região Norte. Esse fator pode ser explicado em virtude da menor infraestrutura (acesso à internet, água e rede de esgoto) existente nestes dois estados, de modo que, ao controlar o valor dos aluguéis por essas variáveis, obteve-se um coeficiente mais elevado do que a média regional.

<sup>9</sup> O valor do índice para o Distrito Federal é a unidade, visto que é a base de comparação.

**Figura 3 – Custo de vida entre os estados brasileiros considerando os quantis  $q_{10}$  (a),  $q_{50}$  (b) e  $q_{90}$  (c)**



Nota: A legenda do mapa se refere ao exponencial dos coeficientes das *dummies* estaduais apresentados na Tabela 2.  
 Fonte: Elaborado pelos autores.

Ao considerar o quantil  $q_{50}$ , nota-se que os estados de Mato Grosso do Sul, Goiás, Roraima e Amapá apresentam um menor custo de vida quando comparados ao caso anterior, entre 15,45% e 25,42% mais baratos do que a capital. Verifica-se ainda que os estados de Minas Gerais, Tocantins e Pernambuco tornam-se relativamente mais caros, passando a participar da faixa de estados que são entre 25,42% e 33,14% mais baratos do que o Distrito Federal.

Para o último quantil analisado ( $q_{90}$ ), destaca-se a posição assumida pelo estado do Amazonas, cujo valor encontrado indica um custo de vida 12,42% mais barato do que o DF. Vale ressaltar que, como mencionado anteriormente, esse estado apresentou elevado desvio-padrão entre os coeficientes estimados nos diferentes quantis, de modo a indicar uma elevada amplitude na percepção do custo de vida para a população residente. Por fim, a região mais barata do Brasil para todos os casos anteriores é a região Nordeste.

## 6. Considerações finais

A alocação eficiente de recursos em um sistema econômico depende da existência de um fluxo de informações capaz de auxiliar os agentes econômicos a tomarem suas decisões da melhor forma possível. Uma dessas informações diz respeito às diferenças observadas no custo de se viver em localidades distintas. Nesse sentido, ao se embasar no desenvolvimento teórico que atesta a alta correlação existente entre os custos de vida e os gastos com habitação, esta pesquisa construiu um índice de custo de vida, a partir da aplicação de um modelo de preços hedônicos aos dados de gastos com aluguel disponibilizados pela PNAD-Domicílios de 2015.

O modelo quantílico adotado permitiu tratamento mais adequado da distribuição condicional da variável dependente, de modo a aumentar a robustez dos resultados e possibilitar a avaliação dos diferenciais de custos de vida entre os estados brasileiros para diferentes faixas de aluguel e, conseqüentemente, níveis de renda da população. Os resultados revelaram divergências significativas nos custos de se viver nos mais diferentes estados, considerando todos os quantis analisados. Verificou-se ainda que os coeficientes das variáveis estruturais utilizadas como controle apresentaram os sinais esperados.

No que se refere ao coeficiente das *dummies* estaduais, notou-se que o custo de vida apurado para o quantil  $q_{90}$  é mais elevado do que nos demais, indicando que famílias com maiores gastos com aluguel enfrentam um maior custo de vida. Nesse cenário, São Paulo e Rio de Janeiro são considerados mais caros do que o Distrito Federal. Santa Catarina e os estados da região Centro-Oeste também apresentam elevados coeficientes. Por fim, notou-se que as unidades federativas que compõem a região nordeste são as que apresentam os menores custos de vida do país para qualquer quantil analisado. Tais efeitos encontram-se em linha com aqueles obtidos por Menezes, Moreira e Azzoni (2007) e Cavalcanti (2014).

A presente pesquisa contribuiu para a literatura do tema ao empregar uma base de dados recente e pouco utilizada para estimar custos de vida. Assim, foi possível gerar informações relevantes para populações residentes em regiões que não são acompanhadas pelo levantamento de preços do IBGE e diagnosticar empiricamente a heterogeneidade existente no custo de vida das diversas unidades federativas do país, nos diferentes níveis de renda.

Não obstante, os resultados aqui apresentados oferecem suporte para a decisão de agentes econômicos em questões que contemplam desigualdades regionais, uma vez que oferece informações valiosas para avaliar a paridade de poder de compra entre diferentes estados. No que diz respeito à esfera pública, o índice estimado nesta pesquisa traz possibilidades de melhorias para as políticas de transferência de renda existentes e de crédito habitacional, visto que torna possível direcionar recursos para as mais diversas unidades federativas de acordo com o custo de vida apurado em cada região.

Por outro lado, cabe mencionar a limitação apresentada pelo estudo em utilizar aluguel como uma *proxy* do custo de vida em alternativa ao conjunto de gastos com alimentação, transporte, saúde, lazer, educação e habitação realizados por uma família. Contudo, em virtude da inexistência de tais informações para a abrangência regional, optou-se por utilizar o embasamento existente na literatura econômica que sustenta a alta correlação entre aluguel e custo de vida. Por fim, registra-se a importância de estudos futuros que contemplem uma abordagem geográfica municipal, de modo a melhor retratar a heterogeneidade intraestadual existente em cada unidade federativa do país.

## Referências

- ALMEIDA, A. N.; AZZONI, C. R. Custo de vida comparativo das regiões metropolitanas brasileiras: 1996–2014. *Estudos Econômicos*, v. 46, n. 1, p. 253-276, 2016.
- ATEN, B.; FIGUEROA, E.; MARTIN, T. Regional price parities for states and metropolitan areas, 2006-2010. *Survey of Current Business*, v. 92, n. 8, p. 229-242, ago. 2012.
- AZZONI, C. R.; CARMO, H. E.; MENEZES, T. Comparação da paridade do poder de compra entre

- idades: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n. 1, p. 91-126, 2003.
- AZZONI, C. R.; SEABRA, D. M. S. Custo comparativo de aluguéis para cidades e áreas de ponderação. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 12, n. 2, p. 242-260, 2018.
- BIDERMAN, C. Forças de atração e expulsão na Grande São Paulo. Tese (Doutorado em Economia). Fundação Getúlio Vargas. São Paulo, 2001.
- CAN, A.; MEGBOLUGBE, I. Spatial dependence and house price index construction. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, v. 14, n. 1-2, p. 203-222, 1997.
- CAVALCANTI, E. M. *Diferencial de custo de vida entre as regiões: um índice baseado em aluguel*. Dissertação (Mestrado em Economia). Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco. Recife, 2014.
- DAVIDSON, R.; MACKINNON, J.G. Bootstrap tests: How many bootstraps? *Econometric Review*, v. 19, n. 1, p. 55-68, 2000.
- FAVA, V. L. *Urbanização, custo de vida e pobreza no Brasil*. São Paulo: IPE-USP, p. 1-203, 1984.
- FERREIRA, A.; DINIZ, C. Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 15, n. 4, p. 38-56, 1995.
- GALVÃO, M. C.; ALMEIDA, A. N.; SPOLADOR, H. F. S.; AZZONI, C. R. Custo de vida, amenidades e salários nas regiões metropolitanas brasileiras. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 10, n. 2, p. 199-216, 2016.
- GODIM, J. L. B.; BARRETO, F. A.; CARVALHO, J. R. Condicionantes de clubes de convergência no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 37, n. 1, p. 71-100, 2007.
- GOODMAN, A. C.; Hedonic prices, price indices and housing markets. *Journal of Urban Economics*, v. 5, n. 4, p. 471-484, 1978.
- HUNTER, D. R.; LANGE, K. Quantile regression via an MM algorithm. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, v. 9, n. 2, p. 60-77, 2000.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)*. Rio de Janeiro, IBGE, 2015.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Índice Nacional de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA)*. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/economicas/precos-e-custos>. Acesso em: 02 dez. 2017.
- IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *PIB estadual per capita*. Disponível em: <http://ipeadata.gov.br>. Acesso em: 02 dez. 2017.
- KOENKER, R. *Quantile Regression*. Cambridge: University Press, 2005. p. 349
- KOENKER, R.; BASSET, G. Regression Quantiles. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.
- LANCASTER, K. J. A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy*, v. 74, n. 2, p. 132–157, 1966.
- LANCASTER, K. J. *Consumer demand: a new approach*. New York: Columbia U. Press, 1971.
- MARTIN, T.; ATEN, B.; FIGUEROA, E. *Estimating the price of rents in regional price parities*. Bureau of Economic Analysis, 2011. (BEA Working Papers, n. 1278).
- MENEZES, T. *Custo de vida regional e convergência de renda per capita entre as regiões* *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 13, n. 2, p. 223-242, 2019

*metropolitanas brasileiras*. Tese (Doutorado em Economia). Programa Pós-Graduação do Departamento de Economia da Universidade de São Paulo. São Paulo, 1999.

MENEZES, T. A.; MOREIRA, G. R. C.; AZZONI C. R. Diferenças em gastos com aluguel entre estados, tipos de área e níveis de renda familiar no Brasil. In: SILVEIRA, F. G.; SERVO L. M.; MENEZES, T.; PIOLA, S. F. (Orgs.) *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: IPEA, v. 2, 2007. p. 329-346.

ROSEN, S. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, v. 82, n. 1, p. 34-55, 1974.

SEABRA, D. M. S.; AZZONI, C. R. Custo de vida comparativo para os distritos das 100 maiores cidades brasileiras. *Informações FIPE, Temas em Economia Aplicada*, n. 417, p. 12-24, 2015.

WAUGH, F. V. Quality factors influencing vegetable prices. *Journal of Farm Economics*, v. 10, n. 2, p. 185-196, 1928.

WILLIAMS, F. M. Factors to be considered in measuring intercity and interregional differences in living costs. *Journal of the American Statistical Association*, v. 35, n. 211, p. 471-482, 1940.

WINTERS, J. V. Wages and prices: are workers fully compensated for cost of living differences? *Regional Science and Urban Economics*, v. 39, n. 5, p. 632-643, 2009.

WITTE, A. D.; SUMKA, H. J.; EREKSON, H. An estimate of a structural hedonic price model of the housing market: an application of Rosen's Theory of implicit markets. *Econometrica*, v. 47, n. 5, p. 1151-73, 1979.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. 2 Ed. Cambridge, MIT Press, 2010.

## ORCID

Marcello Luiz de Souza Junior  <https://orcid.org/0000-0001-6039-0029>

Alexandre Nunes de Almeida  <https://orcid.org/0000-0002-0680-5446>

João Gomes Martines Filho  <https://orcid.org/0000-0002-1320-8586>

Maria Cristina Galvão  <https://orcid.org/0000-0001-6241-9171>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.

## Apêndice

Tabela A.1 – Teste F de significância conjunta da regressão quantílica

Continua

Teste	RO	AC	AM	RR	PA	AP	TO
$H_0[q_{10}=q_{25}=q_{50}=q_{75}=q_{90}]$	F(4, 19946) = 0,91 Prob> F = 0,4540	F(4, 19946) = 1,76 Prob> F = 0,1343	F(4, 19946) = 2,74 Prob> F = 0,0269	F(4, 19946) = 0,33 Prob > F = 0,8566	F(4, 19946) = 2,38 Prob > F = 0,0494	F(4, 19946) = 0,89 Prob > F = 0,4669	F(4, 19946) = 2,46 Prob > F = 0,0430
$H_0 [q_{10}=q_{25}]$	F(1, 19946) = 3,45 Prob> F = 0,0632	F(1, 19946) = 2,46 Prob> F = 0,1167	F(1, 19946) = 2,01 Prob> F = 0,1560	F(1, 19946) = 0,79 Prob > F = 0,3755	F(1, 19946) = 1,66 Prob > F = 0,1975	F(1, 19946) = 0,17 Prob > F = 0,6826	F(1, 19946) = 2,48 Prob > F = 0,1152
$H_0 [q_{10}=q_{50}]$	F(1, 19946) = 2,66 Prob> F = 0,1028	F(1, 19946) = 4,18 Prob> F = 0,0410	F(1, 19946) = 3,54 Prob> F = 0,0601	F(1, 19946) = 0,11 Prob > F = 0,7394	F(1, 19946) = 2,22 Prob > F = 0,1366	F(1, 19946) = 0,40 Prob > F = 0,5266	F(1, 19946) = 3,54 Prob > F = 0,0598
$H_0 [q_{10}=q_{75}]$	F(1, 19946) = 1,73 Prob> F = 0,1888	F(1, 19946) = 1,48 Prob> F = 0,2245	F(1, 19946) = 9,91 Prob> F = 0,0016	F(1, 19946) = 0,32 Prob > F = 0,5688	F(1, 19946) = 4,74 Prob > F = 0,0294	F(1, 19946) = 0,01 Prob > F = 0,9201	F(1, 19946) = 8,35 Prob > F = 0,0039
$H_0 [q_{10}=q_{90}]$	F(1, 19946) = 1,05 Prob> F = 0,3047	F(1, 19946) = 0,43 Prob> F = 0,5116	F(1, 19946) = 6,06 Prob> F = 0,0138	F(1, 19946) = 0,44 Prob > F = 0,5076	F(1, 19946) = 8,17 Prob > F = 0,0043	F(1, 19946) = 1,25 Prob > F = 0,2638	F(1, 19946) = 7,50 Prob > F = 0,0062
$H_0 [q_{25}=q_{50}]$	F(1, 19946) = 0,01 Prob> F = 0,9091	F(1, 19946) = 1,22 Prob> F = 0,2685	F(1, 19946) = 1,26 Prob> F = 0,2625	F(1, 19946) = 0,35 Prob > F = 0,5558	F(1, 19946) = 0,31 Prob > F = 0,5790	F(1, 19946) = 1,24 Prob > F = 0,2663	F(1, 19946) = 0,06 Prob > F = 0,8034
$H_0 [q_{25}=q_{75}]$	F(1, 19946) = 0,26 Prob> F = 0,6103	F(1, 19946) = 0,01 Prob> F = 0,9234	F(1, 19946) = 7,45 Prob> F = 0,0063	F(1, 19946) = 0,01 Prob > F = 0,9136	F(1, 19946) = 3,11 Prob > F = 0,0778	F(1, 19946) = 0,23 Prob > F = 0,6318	F(1, 19946) = 2,24 Prob > F = 0,1344
$H_0 [q_{25}=q_{90}]$	F(1, 19946) = 0,56 Prob> F = 0,4555	F(1, 19946) = 0,53 Prob> F = 0,4660	F(1, 19946) = 4,02 Prob> F = 0,0451	F(1, 19946) = 0,01 Prob > F = 0,9149	F(1, 19946) = 6,50 Prob > F = 0,0108	F(1, 19946) = 2,01 Prob > F = 0,1565	F(1, 19946) = 1,82 Prob > F = 0,1778
$H_0 [q_{50}=q_{75}]$	F(1, 19946) = 0,38 Prob> F = 0,5386	F(1, 19946) = 1,64 Prob> F = 0,2001	F(1, 19946) = 4,91 Prob> F = 0,0267	F(1, 19946) = 0,19 Prob > F = 0,6613	F(1, 19946) = 2,91 Prob > F = 0,0882	F(1, 19946) = 0,62 Prob > F = 0,4315	F(1, 19946) = 4,58 Prob > F = 0,0324
$H_0 [q_{50}=q_{90}]$	F(1, 19946) = 0,59 Prob> F = 0,4429	F(1, 19946) = 3,86 Prob> F = 0,0494	F(1, 19946) = 2,99 Prob> F = 0,0838	F(1, 19946) = 0,27 Prob > F = 0,6046	F(1, 19946) = 6,44 Prob > F = 0,0112	F(1, 19946) = 0,70 Prob > F = 0,4034	F(1, 19946) = 3,25 Prob > F = 0,0714
$H_0 [q_{75}=q_{90}]$	F(1, 19946) = 0,13 Prob> F = 0,7220	F(1, 19946) = 1,01 Prob> F = 0,3161	F(1, 19946) = 0,68 Prob> F = 0,4098	F(1, 19946) = 0,06 Prob > F = 0,8114	F(1, 19946) = 2,46 Prob > F = 0,1167	F(1, 19946) = 2,66 Prob > F = 0,1032	F(1, 19946) = 0,01 Prob > F = 0,9305

Tabela A.1 – Teste F de significância conjunta da regressão quantílica

Teste	<i>Continua</i>						
	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL
$H_0 [q_{10}=q_{25}=q_{50}=q_{75}=q_{90}]$	F(4, 19946) = 2,54 Prob > F = 0,0377	F(4, 19946) = 4,22 Prob > F = 0,0020	F(4, 19946) = 2,77 Prob > F = 0,0259	F(4, 19946) = 0,32 Prob > F = 0,8616	F(4, 19946) = 6,40 Prob > F = 0,0000	F(4, 19946) = 3,76 Prob > F = 0,0047	F(4, 19946) = 0,77 Prob > F = 0,5469
$H_0 [q_{10}=q_{25}]$	F(1, 19946) = 0,28 Prob > F = 0,5979	F(1, 19946) = 2,62 Prob > F = 0,1055	F(1, 19946) = 5,32 Prob > F = 0,0211	F(1, 19946) = 0,07 Prob > F = 0,7869	F(1, 19946) = 7,45 Prob > F = 0,0064	F(1, 19946) = 4,67 Prob > F = 0,0308	F(1, 19946) = 0,17 Prob > F = 0,6787
$H_0 [q_{10}=q_{50}]$	F(1, 19946) = 0,52 Prob > F = 0,4691	F(1, 19946) = 6,77 Prob > F = 0,0093	F(1, 19946) = 2,94 Prob > F = 0,0862	F(1, 19946) = 0,07 Prob > F = 0,7865	F(1, 19946) = 18,39 Prob > F = 0,0000	F(1, 19946) = 4,49 Prob > F = 0,0340	F(1, 19946) = 0,10 Prob > F = 0,7531
$H_0 [q_{10}=q_{75}]$	F(1, 19946) = 4,10 Prob > F = 0,0428	F(1, 19946) = 4,84 Prob > F = 0,0278	F(1, 19946) = 6,58 Prob > F = 0,0103	F(1, 19946) = 0,04 Prob > F = 0,8456	F(1, 19946) = 21,52 Prob > F = 0,0000	F(1, 19946) = 7,83 Prob > F = 0,0051	F(1, 19946) = 0,06 Prob > F = 0,8106
$H_0 [q_{10}=q_{90}]$	F(1, 19946) = 6,06 Prob > F = 0,0138	F(1, 19946) = 13,34 Prob > F = 0,0003	F(1, 19946) = 8,09 Prob > F = 0,0044	F(1, 19946) = 0,22 Prob > F = 0,6395	F(1, 19946) = 22,47 Prob > F = 0,0000	F(1, 19946) = 12,91 Prob > F = 0,0003	F(1, 19946) = 0,08 Prob > F = 0,7838
$H_0 [q_{25}=q_{50}]$	F(1, 19946) = 0,23 Prob > F = 0,6313	F(1, 19946) = 2,67 Prob > F = 0,1022	F(1, 19946) = 0,05 Prob > F = 0,8195	F(1, 19946) = 0,52 Prob > F = 0,4729	F(1, 19946) = 2,20 Prob > F = 0,1380	F(1, 19946) = 0,30 Prob > F = 0,5840	F(1, 19946) = 1,91 Prob > F = 0,1670
$H_0 [q_{25}=q_{75}]$	F(1, 19946) = 4,69 Prob > F = 0,0303	F(1, 19946) = 1,42 Prob > F = 0,2334	F(1, 19946) = 1,36 Prob > F = 0,2438	F(1, 19946) = 0,00 Prob > F = 0,9865	F(1, 19946) = 3,37 Prob > F = 0,0665	F(1, 19946) = 1,94 Prob > F = 0,1640	F(1, 19946) = 0,01 Prob > F = 0,9080
$H_0 [q_{25}=q_{90}]$	F(1, 19946) = 7,89 Prob > F = 0,0050	F(1, 19946) = 7,69 Prob > F = 0,0056	F(1, 19946) = 3,29 Prob > F = 0,0695	F(1, 19946) = 0,11 Prob > F = 0,7456	F(1, 19946) = 4,51 Prob > F = 0,0336	F(1, 19946) = 7,61 Prob > F = 0,0058	F(1, 19946) = 0,70 Prob > F = 0,4041
$H_0 [q_{50}=q_{75}]$	F(1, 19946) = 4,97 Prob > F = 0,0258	F(1, 19946) = 0,13 Prob > F = 0,7234	F(1, 19946) = 3,24 Prob > F = 0,0717	F(1, 19946) = 0,55 Prob > F = 0,4588	F(1, 19946) = 1,10 Prob > F = 0,2940	F(1, 19946) = 1,31 Prob > F = 0,2518	F(1, 19946) = 1,05 Prob > F = 0,3046
$H_0 [q_{50}=q_{90}]$	F(1, 19946) = 7,63 Prob > F = 0,0057	F(1, 19946) = 3,73 Prob > F = 0,0534	F(1, 19946) = 4,82 Prob > F = 0,0282	F(1, 19946) = 0,71 Prob > F = 0,4002	F(1, 19946) = 2,25 Prob > F = 0,1338	F(1, 19946) = 8,37 Prob > F = 0,0038	F(1, 19946) = 0,00 Prob > F = 0,9914
$H_0 [q_{75}=q_{90}]$	F(1, 19946) = 0,62 Prob > F = 0,4325	F(1, 19946) = 6,32 Prob > F = 0,0120	F(1, 19946) = 0,72 Prob > F = 0,3955	F(1, 19946) = 0,25 Prob > F = 0,6166	F(1, 19946) = 1,10 Prob > F = 0,2944	F(1, 19946) = 2,94 Prob > F = 0,0863	F(1, 19946) = 0,97 Prob > F = 0,3253

Tabela A.1 – Teste F de significância conjunta da regressão quantílica

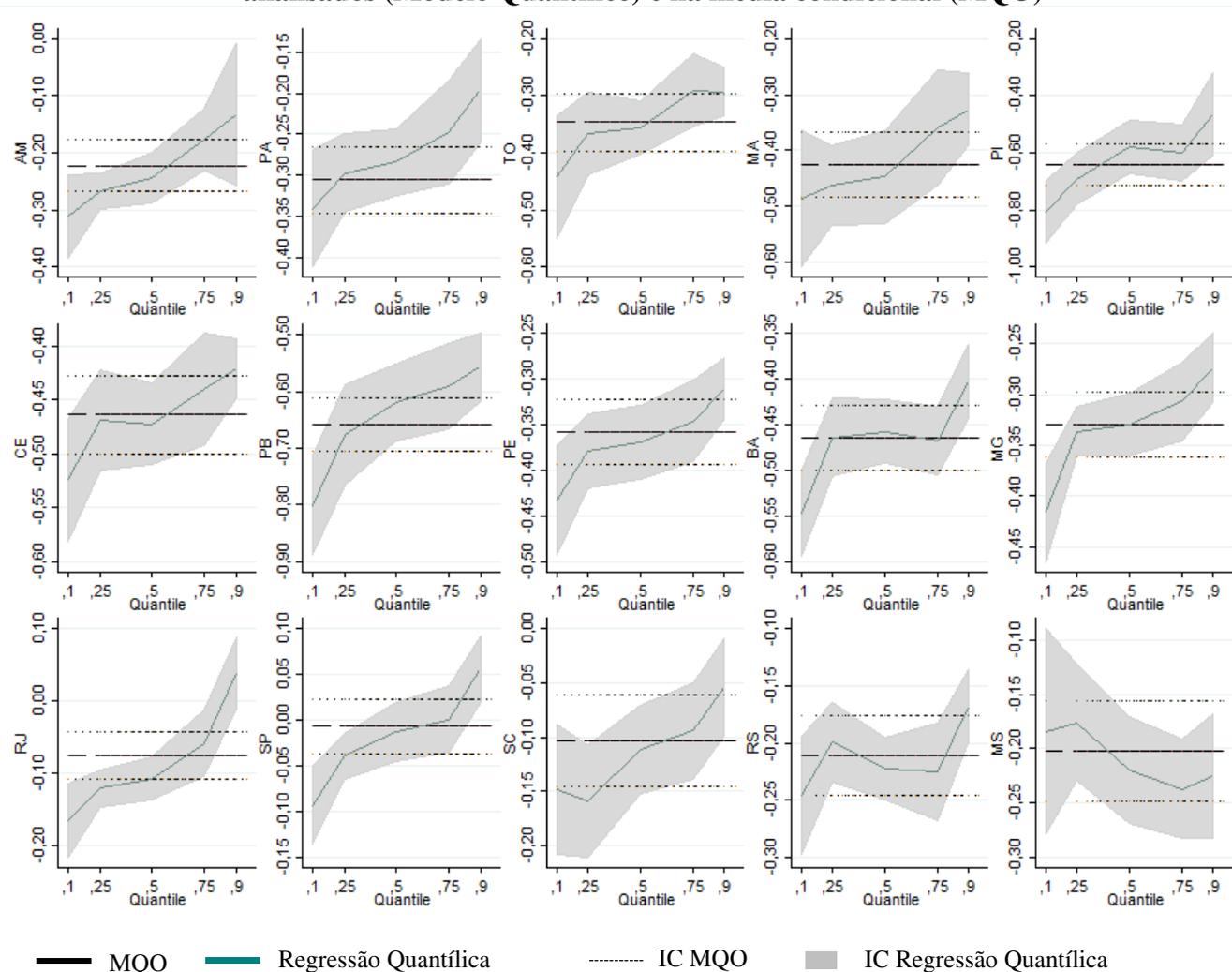
Teste	<i>Continua</i>						
	SE	BA	MG	ES	RJ	SP	PR
$H_0$ [q10=q25=q50=q75=q90]	F(4, 19946) = 1,58 Prob > F = 0,1753	F(4, 19946) = 5,99 Prob > F = 0,0001	F(4, 19946) = 4,14 Prob > F = 0,0024	F(4, 19946) = 0,23 Prob > F = 0,9226	F(4, 19946) = 13,57 Prob > F = 0,0000	F(4, 19946) = 7,67 Prob > F = 0,0000	F(4, 19946) = 0,96 Prob > F = 0,4305
$H_0$ [q10=q25]	F(1, 19946) = 1,35 Prob > F = 0,2458	F(1, 19946) = 9,27 Prob > F = 0,0023	F(1, 19946) = 10,35 Prob > F = 0,0013	F(1, 19946) = 0,65 Prob > F = 0,4219	F(1, 19946) = 4,66 Prob > F = 0,0309	F(1, 19946) = 8,19 Prob > F = 0,0042	F(1, 19946) = 0,38 Prob > F = 0,5373
$H_0$ [q10=q50]	F(1, 19946) = 5,20 Prob > F = 0,0226	F(1, 19946) = 8,19 Prob > F = 0,0042	F(1, 19946) = 8,63 Prob > F = 0,0033	F(1, 19946) = 0,68 Prob > F = 0,4092	F(1, 19946) = 6,11 Prob > F = 0,0135	F(1, 19946) = 12,72 Prob > F = 0,0004	F(1, 19946) = 0,27 Prob > F = 0,6032
$H_0$ [q10=q75]	F(1, 19946) = 5,31 Prob > F = 0,0212	F(1, 19946) = 6,31 Prob > F = 0,0120	F(1, 19946) = 12,76 Prob > F = 0,0004	F(1, 19946) = 0,41 Prob > F = 0,5228	F(1, 19946) = 15,64 Prob > F = 0,0001	F(1, 19946) = 13,73 Prob > F = 0,0002	F(1, 19946) = 0,01 Prob > F = 0,9399
$H_0$ [q10=q90]	F(1, 19946) = 4,63 Prob > F = 0,0315	F(1, 19946) = 20,21 Prob > F = 0,0000	F(1, 19946) = 16,21 Prob > F = 0,0001	F(1, 19946) = 0,21 Prob > F = 0,6448	F(1, 19946) = 45,45 Prob > F = 0,0000	F(1, 19946) = 28,79 Prob > F = 0,0000	F(1, 19946) = 0,73 Prob > F = 0,3927
$H_0$ [q25=q50]	F(1, 19946) = 2,69 Prob > F = 0,1011	F(1, 19946) = 0,18 Prob > F = 0,6697	F(1, 19946) = 0,20 Prob > F = 0,6577	F(1, 19946) = 0,06 Prob > F = 0,8104	F(1, 19946) = 0,73 Prob > F = 0,3914	F(1, 19946) = 3,75 Prob > F = 0,0528	F(1, 19946) = 0,00 Prob > F = 0,9780
$H_0$ [q25=q75]	F(1, 19946) = 2,59 Prob > F = 0,1078	F(1, 19946) = 0,03 Prob > F = 0,8719	F(1, 19946) = 2,95 Prob > F = 0,0859	F(1, 19946) = 0,02 Prob > F = 0,8927	F(1, 19946) = 8,02 Prob > F = 0,0046	F(1, 19946) = 4,94 Prob > F = 0,0263	F(1, 19946) = 0,71 Prob > F = 0,3980
$H_0$ [q25=q90]	F(1, 19946) = 2,38 Prob > F = 0,1230	F(1, 19946) = 8,36 Prob > F = 0,0038	F(1, 19946) = 8,79 Prob > F = 0,0030	F(1, 19946) = 0,03 Prob > F = 0,8733	F(1, 19946) = 38,47 Prob > F = 0,0000	F(1, 19946) = 21,14 Prob > F = 0,0000	F(1, 19946) = 0,36 Prob > F = 0,5505
$H_0$ [q50=q75]	F(1, 19946) = 0,19 Prob > F = 0,6622	F(1, 19946) = 0,35 Prob > F = 0,5520	F(1, 19946) = 2,11 Prob > F = 0,1461	F(1, 19946) = 0,00 Prob > F = 0,9671	F(1, 19946) = 9,29 Prob > F = 0,0023	F(1, 19946) = 0,83 Prob > F = 0,3633	F(1, 19946) = 0,86 Prob > F = 0,3547
$H_0$ [q50=q90]	F(1, 19946) = 0,51 Prob > F = 0,4733	F(1, 19946) = 6,74 Prob > F = 0,0094	F(1, 19946) = 5,80 Prob > F = 0,0160	F(1, 19946) = 0,14 Prob > F = 0,7046	F(1, 19946) = 42,40 Prob > F = 0,0000	F(1, 19946) = 10,92 Prob > F = 0,0010	F(1, 19946) = 0,48 Prob > F = 0,4900
$H_0$ [q75=q90]	F(1, 19946) = 0,24 Prob > F = 0,6270	F(1, 19946) = 10,91 Prob > F = 0,0010	F(1, 19946) = 3,02 Prob > F = 0,0824	F(1, 19946) = 0,10 Prob > F = 0,7542	F(1, 19946) = 19,64 Prob > F = 0,0000	F(1, 19946) = 8,89 Prob > F = 0,0029	F(1, 19946) = 3,11 Prob > F = 0,0778

**Tabela A.1 – Teste F de significância conjunta da regressão quantílica**

Teste						<i>Conclusão</i>
	SC	RS	MS	MT	GO	
$H_0 [q_{10}=q_{25}=q_{50}=q_{75}=q_{90}]$	F(4, 19946) = 2,06 Prob > F = 0,0829	F(4, 19946) = 2,68 Prob > F = 0,0297	F(4, 19946) = 2,19 Prob > F = 0,0674	F(4, 19946) = 1,30 Prob > F = 0,2693	F(4, 19946) = 0,90 Prob > F = 0,4599	
$H_0 [q_{10}=q_{25}]$	F(1, 19946) = 0,16 Prob > F = 0,6865	F(1, 19946) = 3,40 Prob > F = 0,0650	F(1, 19946) = 0,04 Prob > F = 0,8359	F(1, 19946) = 0,93 Prob > F = 0,3351	F(1, 19946) = 0,07 Prob > F = 0,7852	
$H_0 [q_{10}=q_{50}]$	F(1, 19946) = 1,51 Prob > F = 0,2192	F(1, 19946) = 0,65 Prob > F = 0,4191	F(1, 19946) = 0,62 Prob > F = 0,4293	F(1, 19946) = 0,54 Prob > F = 0,4641	F(1, 19946) = 0,06 Prob > F = 0,8036	
$H_0 [q_{10}=q_{75}]$	F(1, 19946) = 2,99 Prob > F = 0,0837	F(1, 19946) = 0,45 Prob > F = 0,5012	F(1, 19946) = 1,29 Prob > F = 0,2563	F(1, 19946) = 1,68 Prob > F = 0,1945	F(1, 19946) = 0,00 Prob > F = 0,9929	
$H_0 [q_{10}=q_{90}]$	F(1, 19946) = 5,06 Prob > F = 0,0245	F(1, 19946) = 4,70 Prob > F = 0,0303	F(1, 19946) = 0,63 Prob > F = 0,4260	F(1, 19946) = 2,90 Prob > F = 0,0884	F(1, 19946) = 1,02 Prob > F = 0,3133	
$H_0 [q_{25}=q_{50}]$	F(1, 19946) = 4,85 Prob > F = 0,0277	F(1, 19946) = 1,80 Prob > F = 0,1793	F(1, 19946) = 4,90 Prob > F = 0,0269	F(1, 19946) = 0,23 Prob > F = 0,6315	F(1, 19946) = 0,69 Prob > F = 0,4049	
$H_0 [q_{25}=q_{75}]$	F(1, 19946) = 5,66 Prob > F = 0,0174	F(1, 19946) = 1,18 Prob > F = 0,2780	F(1, 19946) = 6,74 Prob > F = 0,0094	F(1, 19946) = 0,93 Prob > F = 0,3338	F(1, 19946) = 0,10 Prob > F = 0,7484	
$H_0 [q_{25}=q_{90}]$	F(1, 19946) = 6,79 Prob > F = 0,0092	F(1, 19946) = 1,56 Prob > F = 0,2111	F(1, 19946) = 2,88 Prob > F = 0,0899	F(1, 19946) = 2,88 Prob > F = 0,0896	F(1, 19946) = 1,51 Prob > F = 0,2185	
$H_0 [q_{50}=q_{75}]$	F(1, 19946) = 0,68 Prob > F = 0,4088	F(1, 19946) = 0,02 Prob > F = 0,9017	F(1, 19946) = 0,52 Prob > F = 0,4711	F(1, 19946) = 2,40 Prob > F = 0,1210	F(1, 19946) = 0,13 Prob > F = 0,7159	
$H_0 [q_{50}=q_{90}]$	F(1, 19946) = 2,71 Prob > F = 0,0995	F(1, 19946) = 6,18 Prob > F = 0,0129	F(1, 19946) = 0,02 Prob > F = 0,8763	F(1, 19946) = 4,36 Prob > F = 0,0368	F(1, 19946) = 3,18 Prob > F = 0,0748	
$H_0 [q_{75}=q_{90}]$	F(1, 19946) = 1,92 Prob > F = 0,1663	F(1, 19946) = 8,07 Prob > F = 0,0045	F(1, 19946) = 0,21 Prob > F = 0,6479	F(1, 19946) = 1,21 Prob > F = 0,2719	F(1, 19946) = 2,62 Prob > F = 0,1055	

Fonte: Elaborado pelos autores.

**Figura A.1 – Coeficiente e intervalo de confiança das *dummies* estaduais nos diferentes quantis analisados (Modelo Quantílico) e na média condicional (MQO)**



Nota: Resultados reportados apenas para os casos em que houve a rejeição de  $H_0$  no teste F de significância conjunta.  
 Fonte: Elaborado pelos autores.