

Uma análise do impacto do potencial de mercado sobre os salários no Rio Grande do Sul, utilizando a mudança de regime markoviano*

Cristian Rafael Pelizza**

Doutorando em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)

Resumo

O presente trabalho busca analisar o impacto dos mercados potenciais interno e externo sobre o salário real no Rio Grande do Sul, aqui observado por meio do orçamento familiar, com base nos modelos da Nova Geografia Econômica. A metodologia empírica adotada foi uma regressão com mudança de regime markoviano no parâmetro associado ao potencial de mercado, com o intuito de observar se são possíveis mudanças de grande magnitude nos parâmetros estruturais do modelo, nesse caso, a elasticidade de substituição entre variáveis industriais, e, com isso, observar se o parâmetro em questão é constante, como apresentado nos modelos teóricos presentes, por exemplo, em Krugman (1991). Os resultados encontrados corroboram os modelos teóricos tanto em relação ao impacto positivo do potencial de mercado sobre os salários quanto em sua relativa estabilidade ao longo do tempo.

Palavras-chave

Nova Geografia Econômica; potencial de mercado; mudança de regime markoviano

* Artigo recebido em nov. 2014 e aceito para publicação em fev. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Jane Medeiros Azambuja

** E-mail: cristian.pelizza@hotmail.com

Abstract

This study aims to analyze the impact of internal and external market potentials on real wages in the State of Rio Grande do Sul, assessed here through the family budget, according to the models of the New Economic Geography. The empirical methodology adopted was a Markov-switching regression model in the parameter associated with the market potential, in order to observe possible changes of great magnitude in the structural parameters of the model, in this case, the elasticity of substitution between industrial variables, and, with this, observe if the parameter in question is constant, as shown in the theoretical models present, for example, in Krugman (1991). The results corroborate the theoretical models in relation to both the positive impact of the market potential on wages and its relative stability over time.

Keywords

New Economic Geography; market potential; Markov switching

Classificação JEL: R12, R13

1 Introdução

A Nova Geografia Econômica, ao buscar entender, via mecanismos puramente econômicos, a forma de distribuição espacial das atividades econômicas e quais forças levam a essa distribuição, abriu um amplo e novo leque de pesquisas. Como explicam Brakman, Garretsen e Marrewijk (2009a), a inserção de *insights* espaciais oriundos das economias regional e urbana em modelos de equilíbrio geral, que fazem parte da corrente padrão do estudo da economia, trouxe à tona a importância da geografia para a atividade econômica.

Os aspectos associados a retornos de escala crescentes, na aglomeração industrial, por exemplo, acabam por definir endogenamente a localização das firmas e, com isso, gerar divergências nos preços locais dos fatores (salários e aluguéis, por exemplo), estimulando, assim, a migração e remodelando o espaço das atividades econômicas. Dessa forma, a diferença entre salários regionais é peça crucial nos modelos da Nova Geografia Econômica e fator determinante para a distribuição das atividades econômi-

cas, e essa dinâmica, em parte, explica o surgimento de desigualdades regionais.

Krugman (1991) apresenta um modelo em que a migração acaba por reduzir essas desigualdades, inclusive, com mobilidade perfeita da mão de obra. Esse diferencial deveria ser reduzido apenas nas características de produtividade individual. Venables (1996), por sua vez, enriquece a análise ao observar outros fatores que determinam a migração, como a própria preferência locacional dos indivíduos.

A estimação do comportamento dos salários em cada região em relação ao seu potencial de mercado é elemento chave para entender o processo de aglomeração das atividades econômicas e dos próprios modelos da Nova Geografia Econômica. Dessa forma, o presente trabalho busca analisar a resposta dos salários reais do Rio Grande do Sul relativamente aos seus mercados potenciais interno e externo por meio de regressões, utilizando a mudança de regime markoviano. A estimação de um parâmetro estrutural do modelo, nesse caso, a elasticidade de substituição entre variedades industriais com mudança de regime, tem como intuito observar sua estabilidade no tempo e como isso reforça a ideia central presente nos modelos teóricos.

Assim sendo, a seção 2 apresenta o modelo teórico que serve como referência para o comportamento dos salários reais em relação ao potencial de mercado, bem como a revisão de algumas aplicações empíricas do modelo. A seção 3 revisa o método empírico utilizado no trabalho, ou seja, a regressão com mudança de regime markoviano. Já a seção 4 apresenta os principais resultados obtidos.

2 Concorrência monopolística, aglomeração e diferença entre os salários locais

A Nova Geografia Econômica surgiu no final da década de 80, retomando a ideia da antiga teoria da localização e a associando a uma fundamentação microeconômica, aplicada a modelos de equilíbrio geral. Assim sendo, como apresentam Fujita, Krugman e Venables (2001), ela busca explicar a distribuição espacial da atividade econômica, que, por muito tempo, esteve fora do centro da pesquisa econômica. Um dos argumentos que os autores sugerem para isso é que a concentração espacial das atividades econômicas depende de retornos positivos de escala associados a ela e, dessa forma, exige a utilização de modelos de competição imperfeita, os quais apresentam dificuldades de inserção num contexto de equilíbrio geral.

No final da década de 70, surgem trabalhos importantes para a futura consolidação da Nova Geografia Econômica. Dixit e Stiglitz (1977) criam um modelo de concorrência monopolística, cuja utilização é factível mesmo sob equilíbrio geral. Starrett (1978) resgata o teorema da impossibilidade espacial, demonstrando que, em modelos de equilíbrio geral com espaço homogêneo, concorrência perfeita e custos de transporte não nulos, não é possível a existência de comércio regional. Além disso, Krugman (1980) elabora um influente trabalho sobre comércio internacional. Com base nesse ferramental teórico, surgem trabalhos em que o aspecto espacial torna-se endógeno nos modelos.

A partir dessas abordagens, segundo a divisão proposta por Ottaviano e Thisse (2004), a Nova Geografia Econômica gerou três grandes blocos de estudo. O primeiro, iniciado por Fujita (1988), observa os efeitos de mercado interno, ou seja, como o tamanho do mercado pode levar à concentração da atividade econômica. O segundo, cujo trabalho pioneiro é de Krugman (1991), inclui os chamados modelos de centro-periferia, que analisam os efeitos cumulativos da concentração da atividade, derivados de fatores como a migração da mão de obra e das firmas. Por fim, surgem os modelos de desigualdade em forma de sino, advindos do trabalho de Venables (1996), que observa que as externalidades negativas da aglomeração podem superar os ganhos a partir de dado momento, o que pode gerar desconcentração.

O desenvolvimento do modelo de Dixit e Stiglitz (1977), como apresentado por Fujita, Krugman e Venables (2001), a questão espacial pode ser observada, inicialmente, a partir da função utilidade dos consumidores, que possui o formato Cobb-Douglas, em que M representa um índice composto de bens industrializados, e A , os bens agrícolas consumidos, enquanto μ capta o impacto marginal dos bens sobre a utilidade.

$$U = M^\mu A^{1-\mu} \quad (1)$$

Já os bens industrializados, por sua vez, seguem uma função com elasticidade de substituição constante (CES), em que $m(i)$ com $i = 1, \dots, n$, representa cada uma das n variedades industriais:

$$M = [\int_0^n m(i)^\rho di]^{1/\rho} \quad 0 < \rho < 1 \quad (2)$$

O índice ρ apresenta o gosto do consumidor pela diversidade de bens industrializados. Quanto mais próximo de zero seu valor, menor o grau de substituição dos bens, o que significa que o consumidor apresenta preferência pela variedade em seu consumo.

A restrição orçamentária dos indivíduos será a soma dos bens agrícolas consumidos (A) vezes seu preço (p^A) mais a soma de todos os bens industrializados consumidos vezes seus respectivos preços ($\int_0^n p(i)m(i)di$):

$$Y = p^A A + \int_0^n p(i)m(i)di \quad (3)$$

Resolvendo a maximização da utilidade do indivíduo em dois passos, inicialmente é possível minimizar o gasto com bens industrializados para se chegar até o consumo M . Assim, o problema pode ser expresso como:

$$\min \int_0^n p(i)m(i)di \quad \text{s. a} \quad \left[\int_0^n m(i)^\rho di \right]^{\frac{1}{\rho}} = M \quad (4)$$

É possível extrair daí a demanda hicksiana da j -ésima variedade dos bens industrializados:

$$m(j) = \frac{p(j)^{1/(\rho-1)}}{\left[\int_0^n p(i)^{\rho-1} di \right]^{1/\rho}} M \quad (5)$$

Ao observar o gasto total com os bens industrializados, é possível extrair um índice de preços G dessa classe de bens:

$$G = \left[\int_0^n p(i)^{\rho/(\rho-1)} di \right]^{(\rho-1)/\rho} \quad (6)$$

Assim, conhecendo o índice de preços e assumido a elasticidade de substituição entre as variedades de bens industrializados $\sigma = 1/\rho$, a demanda compensada do j -ésimo bem pode ser escrita de forma mais compacta como:

$$m(j) = \left(\frac{p(j)}{G} \right)^{-\sigma} M \quad (7)$$

O passo seguinte é maximizar a utilidade do indivíduo sujeito à sua restrição orçamentária, o que resulta na demanda marshalliana, como exposto em Fujita, Krugman e Venables (2001), pelos bens agrícolas e pelos bens industrializados:

$$A = (1 - \mu) \frac{Y}{p^A} \quad (8)$$

$$m(j) = \mu Y \frac{p(j)^{-\sigma}}{G^{-(\sigma-1)}} \quad (9)$$

Percebe-se, assim, que o número de variedades de bens industrializados passa a ser uma variável endógena, e seu aumento passa a resultar numa diminuição no índice de preços G e, com isso, possui efeito direto sobre o bem estar e a escolha do consumidor. A inserção de novas variedades passa a afetar também a demanda pelos bens industrializados já existentes.

Para introduzir o espaço no modelo, o custo de transporte é do tipo *iceberg*, como apresentado por Samuelson (1952), ou seja, ao comercializar dado produto de uma região r para uma região s , apenas uma fração da quantidade original chega ao destino, como se a outra fração desaparecesse no trajeto. A quantidade que desaparece por unidade recebida, para um produto industrializado, é a constante T_{rs}^M , que reflete o custo de transporte.

Dessa forma, as vendas totais, para todas as localidades, de cada variedade produzida em r passam a depender da renda e do índice de preços locais, do custo de transporte e do preço de fábrica:

$$q_r^M = \mu \sum_{s=1}^R Y_s (p_r^M T_{rs}^M)^{-\sigma} G_s^{\sigma-1} T_{rs}^M \quad (10)$$

A firma industrial, por sua vez, apresenta economias de escala em nível de variedade. Considerando a tecnologia idêntica para todas as empresas, cada uma irá produzir um tipo de variedade e em locais diferentes. Supondo que a produção dependa, inicialmente, de uma entrada fixa (F) e de uma exigência marginal ($c^M q^M$) e que, inicialmente, se utilize apenas a mão de obra l^M na produção, teremos:

$$l^M = F + c^M q^M \quad (11)$$

O lucro máximo da firma, dado seu preço local, passa a ser a função da exigência marginal $c^M q^M$, dos salários locais w_r^M e do índice σ (que apresenta a elasticidade de demanda entre as variedades), além da entrada fixa F :

$$\pi_r = w_r^M \left[\frac{q_r^M c^M}{\sigma-1} - F \right] \quad (12)$$

Aplicando a condição de lucro zero, derivada da hipótese de concorrência monopolística, a quantidade produzida por cada firma e a entrada de força de trabalho associadas serão respectivamente:

$$q^* = \frac{F(\sigma-1)}{c^M} \quad (13)$$

$$l^* = F + c^M q^* = F\sigma \quad (14)$$

Se a oferta de mão de obra existente no local for L_r^M , o número de firmas e de variedades existentes na região específica será:

$$n_r = \frac{L_r^M}{l^*} = \frac{L_r^M}{F\sigma} \quad (15)$$

Assim sendo, o tamanho do mercado não afeta o *mark-up* sobre o custo marginal das empresas nem a escala de produção, mas os efeitos de escala mudam as variedades produzidas. Isso é um efeito específico do modelo de Dixit e Stiglitz (1977) e, embora simplifique a abordagem para o caso de as empresas assumirem uma elasticidade de substituição e um índice de preços fixo, possibilita a modelagem concentrada nos aspectos espaciais. A partir desses elementos, é possível chegar à remuneração da firma local:

$$w_r^M = \left(\frac{\sigma-1}{\sigma c^M} \right) \left[\frac{\mu}{q^*} \sum_{s=1}^R Y_s (T_{rs}^M)^{1-\sigma} G_s^{\sigma-1} \right]^{1/\sigma} \quad (16)$$

Pode-se, assim, observar que o salário nominal depende da renda dos mercados atendidos pelas empresas (Y_s) bem como dos custos de transpor-

te para cada região (T_{rs}^M). Além disso, como o índice de preços se reduz com o número de variedades, elas irão afetar também o salário nominal. Já o salário real será:

$$\omega_r^M = w_r^M G_r^{-\mu} (p_r^A)^{-(1-\mu)} \quad (17)$$

Essa expressão representa a divisão do salário nominal por um índice de custo de vida que envolve bens agrícolas e industrializados $G_r^{-\mu} (p_r^A)^{-(1-\mu)}$. Locais com maior demanda por produtos tendem a possuir salários reais maiores. Avanços nessa análise podem ser vistos em trabalhos como o de Krugman (1991) e Venables (1996). Para a análise dos preços locais dos fatores, entre os quais vale ressaltar as diferenças salariais, destaca-se Redding e Venables (2004), Mayer (2008), Head e Mayer (2006) e Hanson (1996, 2005). Para o Brasil, vale destacar Amaral *et al.* (2010) e Monasterio e Reis (2008).

Hanson (1996) desenvolve um modelo, utilizando dados do México, em que analisa o que chama de gradiente de salários regionais. O autor parte de duas hipóteses: (a) os salários relativos referentes à Cidade do México são menores quando os custos de transporte, observados também em relação à capital e aos Estados Unidos, aumentam; (b) a liberalização no comércio diminui a diferença entre os salários relativos. O modelo empírico assume o seguinte formato:

$$\ln\left(\frac{W_{it}}{W_{ct}}\right) = k_0 + k_1 \ln(t_{it}) + k_2 \ln(tf_{it}) + err_{it} \quad (18)$$

Nesse caso, W_{it} apresenta os salários nominais da região i ; W_{ct} , os salários nominais da Cidade do México, no mesmo período; t_{it} e tf_{it} representam, respectivamente, os custos de transporte da região i até a Cidade do México e os Estados Unidos; e, por fim, err_{it} é o termo de erro. O subscrito t representa o período da análise. O modelo foca especificamente os custos de transporte e, assumindo a primeira hipótese citada, os parâmetros k_1 e k_2 devem ser negativos. Os resultados encontrados por Hanson (1996) corroboram a hipótese citada, em que os parâmetros relacionados à distância são negativos e apresentam significância estatística. Além disso, o autor acrescenta uma *dummy* para regiões de fronteira, observando os efeitos da abertura comercial mexicana. Nesse caso, o coeficiente foi positivo, o que implica aumento nos salários relativos pós abertura comercial. Brakman *et al.* (2004) aplicam a ideia de Hanson (1996) para a Alemanha.

Brakman, Garretsen e Schramm (2004), avançam na análise, ao observar os efeitos do potencial de mercado das regiões, que depende positivamente das demandas de outras regiões e negativamente das suas distâncias. A forma apresentada para a análise empírica é:

$$\log(W_j) = k_0 + k_1 \log(\sum_k Y_k e^{-k_2 D_{jk}}) + err_j \quad (19)$$

As variáveis são W_j , que é o salário nominal na região j ; Y_k , a renda na região k ; e D_{jk} , a distância entre as duas regiões. Os parâmetros k_1 e k_2 apresentam a força da relação entre as regiões, em termos de potencial de mercado, para a determinação do salário regional e como essa força decai com a distância. Os parâmetros estimados foram de 0,898 para k_1 e 0,013 para k_2 , ambos positivos e com significância estatística, ou seja, existe uma estrutura de salários espaciais. No entanto, uma diferença em relação à literatura teórica é a não inclusão do índice de preços regionais na equação estimada, o que leva à distinção entre potencial de mercado real e nominal.

Para a estimação da equação de salários utilizando o potencial de mercado real, Brakman, Garretsen e Marrewijk (2009a) propõem duas abordagens. A primeira, apresentada por Redding e Venables (2004), é uma estimação em duas etapas: a primeira estabelece uma *proxy* para o potencial de mercado, e a segunda a insere na equação de salários. Os autores mostram uma estimação para o comércio entre 101 países, inicialmente observando a seguinte equação, que denota as exportações do país i para o país j (X_{ij}) como função das *dummies* cty_i e ptn_j que, por sua vez, representam a oferta e a capacidade do mercado dos países analisados, os custos de transporte observados, de acordo com a distância entre as capitais ($dist_{ij}$), e uma *dummy* para os países com que fazem fronteira ($bord_{ij}$):

$$\ln(X_{ij}) = \theta + \mu_i cty_i + \lambda_j ptn_j + \delta_1 \ln(dist_{ij}) + \delta_2 bord_{ij} + u_{ij} \quad (20)$$

Utilizando os valores estimados, os autores construíram as funções referentes às capacidades de mercado (MA_i) e à oferta (SA_i) para os países observados:

$$MA_i = (\exp(ptn_i))^{\hat{\lambda}_i} (T_{ii})^{1-\sigma} + \sum_{j \neq i} (\exp(ptn_i))^{\hat{\lambda}_j} dist_{ij}^{\hat{\delta}_1} bord_{ij}^{\hat{\delta}_2} \quad (21)$$

$$SA_j = (\exp(cty_i))^{\hat{\mu}_j} (T_{jj})^{1-\sigma} + \sum_{i \neq j} (\exp(cty_i))^{\hat{\mu}_i} dist_{ij}^{\hat{\delta}_1} bord_{ij}^{\hat{\delta}_2} \quad (22)$$

em que os parâmetros de distância e fronteira oferecem uma estimativa dos custos de transporte $(T_{ij})^{1-\sigma}$. Por fim, a estimação da equação dos salários espaciais, observando o efeito do potencial de mercado real por meio das capacidades de mercado e oferta, segue o seguinte formato:

$$\ln w_i = \xi + \varphi_1 \ln MA_i + \varphi_2 \ln SA_i + \eta_i \quad (23)$$

Os autores encontraram resultados que apresentam evidências fortes do impacto do potencial de mercado sobre os salários, em diferentes regiões. Eles afirmam que mesmo a redução de tarifas e barreiras comerciais pode não ser suficiente para o crescimento de um país, pois a distância pode penalizar países distantes das maiores economias do planeta. Numa aplicação do modelo na União Europeia, Head e Mayer (2006) observaram

que um aumento de 10 por cento no potencial de mercado real, para 17 regiões, levou a um aumento de 1,2 por cento nos salários locais.

A segunda abordagem citada por Brakman, Garretsen e Marrewijk (2009a) para a estimação dos salários espaciais utilizando o potencial de mercado real se deve a Hanson (2005). O autor calculou a equação de salários diretamente, utilizando os preços de imóveis como preço local, dada a impossibilidade de comercializá-los entre regiões. A expressão desenvolvida pelo autor é:

$$\log W_j = k_0 + \varepsilon^{-1} \log(\sum_k Y_k^{\varepsilon+(1-\varepsilon)/\delta} H_k^{(1-\delta)(\varepsilon-1)/\delta} W_k^{(\varepsilon-1)/\delta} T^{(1-\varepsilon)D_{jk}}) + \text{err}_j \quad (24)$$

Os parâmetros ε e δ representam a elasticidade de substituição e a fração do produto manufaturado consumido na região observada. Já H_k é o estoque de imóveis. A estimação feita para os Estados Unidos encontrou parâmetros estruturais com significância estatística. Alguns resultados importantes apontam, em termos de parâmetros estruturais dos modelos da Nova Geografia Econômica, que os custos de transporte aumentaram ao longo do período observado, o que leva a vantagens na aglomeração. A elasticidade de substituição, por sua vez, decaiu, o que aumenta a importância dos modelos de concorrência monopolística, e a fração dos bens manufaturados, que podem ser comercializados entre as regiões, foi próxima de noventa por cento e relativamente constante no tempo.

Amaral *et al.* (2010) utilizam uma metodologia semelhante à de Hanson (2005), para o Brasil, aplicando-a aos dados do Censo via painel, com correlação espacial nos erros. Nesse caso, o potencial de mercado para a região i é definido como $P_i = Y_i + \sum \frac{Y_j}{a_{ij}}$, ou seja, depende da renda local e da região j e da distância entre as duas regiões. Além disso, Amaral *et al.* (2010) acrescentam o nível de escolaridade (S_{1t}) e a taxa de alfabetização para pessoas com 25 anos ou mais (S_{2t}), como parâmetros referentes à heterogeneidade da produtividade da mão de obra entre as regiões. A especificação do modelo pode ser apresentada assim:

$$\ln(w_t) = (1/\sigma)\ln(P_t) + b_0 + b_1 \ln S_{1t} + b_2 \ln S_{2t} + u_t \quad (25)$$

Os autores encontraram resultados relevantes, com significância estatística, tanto em termos de potencial de mercado quanto na heterogeneidade da mão de obra. Dessa forma, eles ressaltam que, para um país com grandes dimensões e idiosincrasias como o Brasil, é importante observar, além do potencial do mercado local, o comportamento da mão de obra referente a variáveis relacionadas ao capital humano, para a determinação dos diferenciais salariais. Entre os trabalhos empíricos que observam essa questão no Brasil, estão os de Menezes *et al.* (2005), Galinari *et al.* (2007), Fontes, Simões e Hermeto (2006) e Galinari e Lemos (2007).

3 Metodologia: mudança de regime markoviano

No presente trabalho, optou-se por uma estimação com mudança de regime markoviano nos parâmetros associados à variável-chave dos modelos da Nova Geografia Econômica aqui expostos, a elasticidade de substituição entre as variáveis industriais. No modelo teórico apresentado, esse parâmetro é constante no tempo, mas, ao utilizar um modelo com mudança de regime, é possível uma estimação em que o parâmetro irá variar, no caso aqui exposto, para dois regimes, ou seja, se o impacto do potencial de mercado sobre os salários não é constante no tempo. Como exposto por Kim e Nelson (1999) e Hamilton (1994), um modelo econométrico com mudança de regime markoviano pode ser expresso da seguinte forma:

$$y_t = x_t \beta_{S_t} + e_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (26)$$

$$e_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2) \quad (27)$$

em que y_t e x_t são, respectivamente, os vetores de variáveis endógenas e exógenas; e_t , o termo de erro; $\sigma_{S_t}^2$, a variância do erro; e β_{S_t} , os parâmetros do modelo. O subscrito S_t representa uma variável aleatória e não observável, chamada de regime ou estado, que indica quebra estrutural na série. Para o caso de dois regimes, com S_t assumindo valores de zero ou um, suas alterações implicam mudança no valor dos parâmetros β_{S_t} e na variância σ_{S_t} :

$$\beta_{S_t} = \beta_0(1 - S_t) + \beta_1 S_t \quad (28)$$

$$\sigma_{S_t} = \sigma_0(1 - S_t) + \sigma_1 S_t \quad (29)$$

$$S_t = 0, 1 \quad (30)$$

Para o caso de uma mudança de regime markoviano, a evolução da variável discreta S_t depende de S_{t-1} , S_{t-2} , ..., S_{t-r} . Observando dois estados e um processo de primeira ordem, as probabilidades de transição entre os estados podem ser expressas como:

$$\Pr[S_t = 1] = \Pr[S_t^* \geq 1], \quad \Pr[S_t = 0] = \Pr[S_t^* < 0] \quad (31)$$

Sendo S_t^* definida como $S_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 S_{t-1} + \xi_t$, com $\xi_t \sim iidN(0,1)$, tem-se:

$$\Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p = \Pr[\xi_t \geq -\alpha_0 - \alpha_1] = 1 - \Phi(-\alpha_0 - \alpha_1) \quad (32)$$

$$\Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = q = \Pr[\xi_t < -\alpha_0] = \Phi(-\alpha_0) \quad (33)$$

em que Φ é a função distributiva cumulativa da normal padronizada. Para encontrar a função de verossimilhança desse processo, é possível iniciar

considerando a densidade conjunta de y_t e S_t como o produto de suas densidades condicional de y_t e marginal de S_t para um conjunto de informação ψ_{t-1} :

$$f(y_t, S_t | \psi_{t-1}) = f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) f(S_t | \psi_{t-1}) \quad (34)$$

Para obter a densidade marginal de y_t , é possível integrar a variável S_t fora da densidade conjunta, somando todos os seus possíveis valores:

$$f(y_t | \psi_{t-1}) = \sum_{S_t=0}^1 f(y_t, S_t | \psi_{t-1}) \quad (35)$$

$$f(y_t | \psi_{t-1}) = \sum_{S_t=0}^1 f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) f(S_t | \psi_{t-1}) \quad (36)$$

$$f(y_t | \psi_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_0^2}} \exp\left(-\frac{(y_t - x_t\beta_0)^2}{\sigma_0^2}\right) \Pr[S_t = 0 | \psi_{t-1}] + \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp\left(-\frac{(y_t - x_t\beta_1)^2}{\sigma_1^2}\right) \Pr[S_t = 1 | \psi_{t-1}] \quad (37)$$

O logaritmo da função de verossimilhança, por sua vez, será expresso como:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln\left\{\sum_{S_t=0}^1 f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) \Pr[S_t | \psi_{t-1}]\right\} \quad (38)$$

Para encontrar a densidade condicional de y_t e, com isso, a função de verossimilhança, é necessário calcular, de maneira apropriada, os fatores de peso $\Pr[S_t | \psi_{t-1}]$. Para o caso de um processo markoviano, Kim e Nelson (1999) apresentam um filtro em duas etapas. Primeiro, dado que $\Pr[S_{t-1} = i | \psi_{t-1}]$, $i = 0, 1$, ao início do período t , é possível observar, para $j = 0, 1$:

$$\Pr[S_t = j | \psi_{t-1}] = \sum_{i=0}^1 \Pr[S_t = j, S_{t-1} = i | \psi_{t-1}] \quad (39)$$

$$\Pr[S_t = j | \psi_{t-1}] = \sum_{i=0}^1 \Pr[S_t = j | S_{t-1} = i] \Pr[S_{t-1} = i | \psi_{t-1}] \quad (40)$$

em que $\Pr[S_t = j | S_{t-1} = i]$ são as probabilidades de transição. Já o segundo passo, a atualização das probabilidades ao fim do período t , e já conhecendo o valor de y_t , pode ser feito da seguinte forma:

$$\Pr[S_t = j | \psi_t] = \Pr[S_t = j | \psi_{t-1}, y_t] = \frac{f(S_t=j, y_t | \psi_{t-1})}{f(y_t | \psi_{t-1})} \quad (41)$$

$$\Pr[S_t = j | \psi_t] = \frac{f(y_t | S_t=j, \psi_{t-1}) \Pr[S_t=j | \psi_{t-1}]}{\sum_{j=0}^1 f(y_t | S_t=j, \psi_{t-1}) \Pr[S_t=j | \psi_{t-1}]} \quad (42)$$

Para iniciar o filtro, é necessário conhecer $\Pr[S_0 | \psi_0]$. Nesse caso, é possível utilizar as probabilidades não condicionais, ou estacionárias, de S_t :

$$\pi_0 = \Pr[S_0 = 0 | \psi_0] = \frac{1-p}{2-p-q} \quad (43)$$

$$\pi_1 = \Pr[S_0 = 1 | \psi_0] = \frac{1-q}{2-p-q} \quad (44)$$

Assim, o logaritmo da verossimilhança passa a ser função de β_0 , β_1 , σ_0^2 , σ_1^2 , p e q . Para dados com correlação serial, aqui apresentados por meio de um modelo AR(1) $(y_t - \mu S_t) = \phi_1(y_{t-1} - \mu S_{t-1}) + e_t$, com

$e_t \sim iid(0, \sigma_{S_t}^2)$, para o caso de S_t não ser observável, o logaritmo da função de verossimilhança pode ser expresso em dois passos. Primeiro, é apresentada a densidade conjunta de y_t, S_t e S_{t-1} condicionais ao conjunto de informação até o período $t - 1$:

$$f(y_t, S_t, S_{t-1} | \psi_{t-1}) = f(y_t | S_t, S_{t-1}, \psi_{t-1}) \Pr[S_t, S_{t-1} | \psi_{t-1}] \quad (45)$$

Como segundo passo, para obter a densidade marginal de y_t , é necessário integrar S_t e S_{t-1} fora da densidade conjunta, somando todos os seus possíveis valores. Para o caso de M regimes, como $i, j = 1, 2, \dots, M$, tem-se:

$$f(y_t | \psi_{t-1}) = \sum_{S_t=1}^M \sum_{S_{t-1}=1}^M f(y_t, S_t, S_{t-1} | \psi_{t-1}) \quad (46)$$

$$f(y_t | \psi_{t-1}) = \sum_{S_t=1}^M \sum_{S_{t-1}=1}^M f(y_t | S_t, S_{t-1}, \psi_{t-1}) \Pr[S_t, S_{t-1} | \psi_{t-1}] \quad (47)$$

Assim sendo, o logaritmo da verossimilhança pode ser expresso como:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \sum_{S_t=1}^M \sum_{S_{t-1}=1}^M f(y_t | S_t, S_{t-1}, \psi_{t-1}) \Pr[S_t, S_{t-1} | \psi_{t-1}] \quad (48)$$

Da mesma forma que para os dados sem correlação serial, é necessário encontrar os fatores de peso, $\Pr[S_t = j, S_{t-1} = i | \psi_{t-1}]$. Para isso, Kim e Nelson (1999) apresentam o filtro de Hamilton em duas etapas. A primeira, ao início do período t , observa o fator de peso como:

$$\Pr[S_t = j, S_{t-1} = i | \psi_{t-1}] = \Pr[S_t = j | S_{t-1} = i] \Pr[S_{t-1} = i | \psi_{t-1}] \quad (49)$$

em que $\Pr[S_t = j | S_{t-1} = i]$, $i, j = 1, 2, \dots, M$ representa as probabilidades de transição. A segunda etapa é a atualização das probabilidades, após o valor de y_t ser conhecido. Nesse caso, é possível constatar que:

$$\Pr[S_t = j, S_{t-1} = i | \psi_t] = \frac{f(y_t | S_t=j, S_{t-1}=i, \psi_{t-1}) \Pr[S_t=j, S_{t-1}=i | \psi_{t-1}]}{\sum_{S_t=1}^M \sum_{S_{t-1}=1}^M f(y_t | S_t=j, S_{t-1}=i, \psi_{t-1}) \Pr[S_t=j, S_{t-1}=i | \psi_{t-1}]} \quad (50)$$

em que $\Pr[S_t = j | \psi_t] = \sum_{S_{t-1}=1}^M \Pr[S_t = j, S_{t-1} = i | \psi_{t-1}]$. Por sua vez, para iniciar o filtro, utilizam-se as probabilidades não condicionais ou estacionárias de S_t , no caso aqui apresentado para dois regimes, 1 e 2:

$$\pi_0 = \Pr[S_0 = 1 | \psi_0] = \frac{1-p_{22}}{2-p_{22}-p_{11}} \quad (51)$$

$$\pi_1 = \Pr[S_0 = 2 | \psi_0] = \frac{1-p_{11}}{2-p_{22}-p_{11}} \quad (52)$$

Kim e Nelson (1999) propõem um algoritmo de suavização para os fatores de peso, em que é utilizada a amostra inteira ($t = 1, 2, \dots, T$). Nesse caso, a probabilidade conjunta observada é a de $S_t = j$ e $S_{t+1} = k$, baseada em toda a informação ψ_T . Novamente, para um modelo AR (1):

$$\Pr[S_t = j, S_{t+1} = k | \psi_T] = \Pr[S_{t+1} = k | \psi_T] \Pr[S_t = j | S_{t+1} = k, \psi_T] \quad (53)$$

$$\Pr[S_t = j, S_{t+1} = k | \psi_T] = \frac{\Pr[S_{t+1}=k | \psi_T] \Pr[S_t=j | \psi_t] \Pr[S_{t+1}=k | S_t=j]}{\Pr[S_{t+1}=k | \psi_t]} \quad (54)$$

Encontrando $\Pr[S_T|\psi_T]$ ao fim das iterações no filtro de Hamilton, é possível suavizar as probabilidades $\Pr[S_t|\psi_T]$ para os períodos $t = T - 1, T - 2, \dots, 1$. Para encontrar as probabilidades estacionárias utilizadas no início do filtro, é possível, a princípio, observar uma matriz em que os elementos p_{ij} são as probabilidades de transição do estado i para o período j :

$$P^* = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \dots & p_{M1} \\ p_{12} & p_{22} & \dots & p_{M2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1M} & p_{2M} & \dots & p_{MM} \end{bmatrix} \tag{55}$$

Como a soma de $p_{i1} + p_{i2} + \dots + p_{iM} = 1$, ao multiplicar-se um vetor transposto $i'_M = [1 \ 1 \ \dots \ 1]$ à matriz P^* , tem-se $i'_M P^* = i'_M$. Considerando π_t o vetor de probabilidades estacionárias:

$$\pi_t = \begin{bmatrix} \Pr[S_t = 1] \\ \Pr[S_t = 2] \\ \vdots \\ \Pr[S_t = M] \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_{1t} \\ \pi_{2t} \\ \vdots \\ \pi_{Mt} \end{bmatrix} \tag{56}$$

O vetor de probabilidades estacionárias implica que $i'_M \pi_t = 1$. Pela definição de probabilidade estacionária, tem-se que $\pi_{t+1} = P^* \pi_t$ e $\pi_t = \pi_{t+1}$. Dessa forma, é possível reescrever $(I_M - P^*) \pi_t = 0_M$. A partir dos resultados encontrados, tem-se:

$$\begin{bmatrix} I_M - P^* \\ i'_M \end{bmatrix} \pi_t = \begin{bmatrix} 0_M \\ 1 \end{bmatrix} \rightarrow A \pi_t = \begin{bmatrix} 0_M \\ 1 \end{bmatrix} \tag{57}$$

Isolado π_t , é possível observar que as probabilidades de transição podem ser observadas na última coluna da matriz $(A'A)^{-1}A'$.

$$\pi_t = (A'A)^{-1}A' \begin{bmatrix} 0_M \\ 1 \end{bmatrix} \tag{58}$$

Um método para maximizar a função de verossimilhança na presença de variáveis não observáveis é o algoritmo EM, desenvolvido por Dempster, Laird e Rubin (1977) e aplicado por Hamilton (1990) e Engel e Hamilton (1990). Nesse caso, assume-se θ como um vetor de parâmetros desconhecidos no modelo. Assim, inicialmente, é formada a expectativa sobre as variáveis não observáveis, atentando para os parâmetros estimados (θ^{k-1}) obtidos em $k - 1$ iterações. A partir da expectativa das variáveis não observadas, é maximizada a função de verossimilhança, resultando nos parâmetros do modelo θ^k . Partindo de um valor inicial arbitrário dos parâmetros, o processo é repetido até a convergência dos parâmetros do modelo.

Dado o modelo proposto nas equações (26) à (30), é possível definir $\theta = [\theta'_1 \ \theta'_2]'$, sendo $\theta_1 = [\beta'_0 \ \beta'_1 \ \sigma^2_0 \ \sigma^2_1]'$ e $\theta_2 = [p_{00} \ p_{11}]'$. Assim sendo, com base na densidade conjunta de $\tilde{y}_T = [y_1 \ y_2 \ \dots \ y_T]$ e $\tilde{S}_T =$

$[S_1 \ S_2 \ \dots \ S_T]$, pode-se escrever o logaritmo da função de verossimilhança do modelo como:

$$\ln[p(\tilde{y}_T, \tilde{S}_T; \theta)] = \sum_{t=1}^T \ln[p(y_t | S_t; \theta_1)] + \sum_{t=1}^T \ln[p(S_t | S_{t-1}; \theta_2)] \quad (59)$$

Para o caso de \tilde{S}_T não observável, é possível estimar um logaritmo da verossimilhança esperado de maneira condicional a θ^{k-1} e $\int_{\tilde{S}_t} = \sum_{S_1} \dots \sum_{S_T}$:

$$Q(\theta; \tilde{y}_T, \theta^{k-1}) = \int_{\tilde{S}_t} \ln[p(\tilde{y}_T | \tilde{S}_T; \theta_1)] p(\tilde{S}_T; \theta_2) p(\tilde{y}_T, \tilde{S}_T; \theta^{k-1}) \quad (60)$$

A maximização do logaritmo da verossimilhança esperado em relação à θ_1 irá resultar em:

$$\sum_{t=1}^T \sum_{S_t=0}^1 \frac{\partial \ln[p(y_t | S_t)]}{\partial \theta_1} p(S_t | \tilde{y}_T; \theta^{k-1}) = 0 \quad (61)$$

Para um vetor de parâmetros $\theta^k = [\beta_0^k \ \beta_1^k \ \sigma_0^{2k} \ \sigma_1^{2k}]'$ e dado que $S_t = j$, o logaritmo da função de verossimilhança pode ser escrito como:

$$\ln[p(y_t | S_t = j; \theta_1)] = -\frac{1}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \ln(\sigma_j^2) - \frac{1}{2} \frac{(y_t - x_t' \beta_j)^2}{\sigma_j^2} \quad (62)$$

A partir das condições de primeira ordem da maximização do logaritmo da função de verossimilhança, é possível estimar os parâmetros do modelo como:

$$\beta_j^k = \left(\sum_t x_t x_t' p(S_t = j | \tilde{y}_T; \theta^{k-1}) \right)^{-1} \left(\sum_t x_t y_t p(S_t = j | \tilde{y}_T; \theta^{k-1}) \right), j = 0, 1 \quad (63)$$

$$\sigma_j^{2k} = \frac{\sum_t (y_t - x_t' \beta_j)^2 p(S_t = j | \tilde{y}_T; \theta^{k-1})}{\sum_t p(S_t = j | \tilde{y}_T; \theta^{k-1})}, j = 0, 1 \quad (64)$$

$$p_{jj}^k = \frac{\sum_t p(S_t = j, S_{t-1} = j | \tilde{y}_T; \theta^{k-1})}{\sum_t p(S_{t-1} = j | \tilde{y}_T; \theta^{k-1})}, j = 0, 1 \quad (65)$$

Alguns pontos positivos do algoritmo EM apontados por Kim e Nelson (1999) são sua simplicidade na presença de soluções fechadas para os parâmetros, o fato de não necessitar de métodos numéricos para a estimação, além de o algoritmo ser relativamente robusto na presença de valores iniciais pobres para os parâmetros.

4 Análise dos resultados

O modelo estimado baseia-se no trabalho de Brakman, Garretsen e Marrewijk (2009), no qual é observada a resposta dos salários em determinada região como função do potencial de mercado externo. Os dados aqui utilizados foram o orçamento familiar real do Rio Grande do Sul, como *proxy* do salário real, e o PIB real estadual dividido pela distância entre as capitais de cada estado e Porto Alegre, como o potencial de mercado externo. Os

dados foram extraídos do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e cobrem o período de 1987 a 2010, escolhido devido à disponibilidade dos dados do PIB estadual (a série se inicia em 1985; no entanto, ao se utilizar duas defasagens nos salários, optou-se por iniciar a estimação em 1987). Como observação, vale destacar que os dados do Estado de Tocantins iniciam-se em 1989, já que, anteriormente, ele fazia parte de Goiás. Também foi testado um modelo com o potencial de mercado interno, sendo esse o PIB do Rio Grande do Sul. Os modelos podem ser expressos, respectivamente, pelas equações (66) e (67):

$$\ln w_{it} = \beta_0 + \beta_{1S_t}^{ext} \ln \left(\frac{Y_{jt}}{d_{ij}} \right) + \beta_2 \ln w_{it-1} + \beta_3 \ln w_{it-2} + \varepsilon_t \quad (66)$$

$$\ln w_{it} = \beta_0 + \beta_{1S_t}^{int} \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln w_{it-1} + \beta_3 \ln w_{it-2} + \varepsilon_t \quad (67)$$

em que w_{it} é o salário real no Rio Grande do Sul; $\frac{Y_{jt}}{d_{ij}}$, o PIB real dos demais estados brasileiros dividido pela distância entre sua capital e Porto Alegre; e Y_{it} , o PIB real do Rio Grande do Sul. A utilização do salário real defasado tem como intuito eliminar a autocorrelação dos resíduos ε_t . Quanto aos parâmetros, β_0 é uma constante, $\beta_{1S_t}^{ext} = \frac{1}{\sigma_{S_t}^{ext}}$, e capta a sensibilidade do logaritmo do salário real estadual a variações no logaritmo do potencial de mercado externo. A utilização do subscrito S_t indica a mudança do parâmetro, dada a mudança no regime markoviano, nesse caso, com dois regimes, $S_t = 0, 1$. Do ponto de vista econômico, é possível observar a estabilidade na elasticidade de substituição entre variáveis industriais ($\sigma_{S_t}^{ext}$), parâmetro estrutural dos modelos da Nova Geografia Econômica. Ao repetir a estimação utilizando também o potencial de mercado interno, pode-se verificar se o referido parâmetro assume valores diferentes em relação ao potencial de mercado externo.

Com relação aos resultados da regressão para o potencial de mercado externo, a Figura 1 apresenta a série do logaritmo do salário real do Rio Grande do Sul, de 1987 a 2010, sua série suavizada e a previsão um passo a frente para todas as observações. Além disso, a área escura mostra os períodos em que o parâmetro associado ao potencial de mercado externo assumiu o regime 1.

Os parâmetros estimados podem ser visualizados na Tabela 1. Não houve grande discrepância na magnitude do valor de β_1 para os dois regimes, ficando, respectivamente, para os regimes 0 e 1, em 0,653 e 0,657, e apresentando significância estatística para um intervalo de 95% de confiança. Esse resultado implica que a elasticidade de substituição entre as variedades, para o potencial de mercado externo, assume o valor de 1,53 para o regime 0 e 1,52 para o regime 1, valores positivos e maiores que um, como

postula o modelo teórico. A constante apresentou significância estatística para um intervalo de 95% de confiança. Quanto aos parâmetros associados aos valores defasados dos salários, o coeficiente da primeira defasagem resultou num valor positivo e sem significância estatística, enquanto o coeficiente da segunda defasagem foi negativo e com significância para o intervalo de 95% de confiança.

Figura 1

Logaritmo do salário real do Rio Grande do Sul, no modelo com potencial de mercado externo — 1987-2010

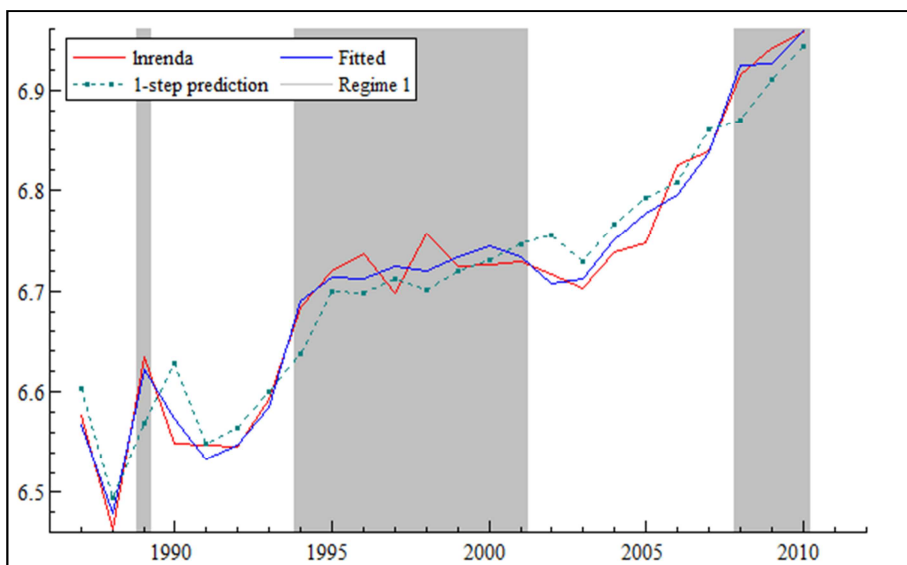


Tabela 1

Coefficientes estimados para o modelo com potencial de mercado externo — 1987-2010

DISCRIMINAÇÃO	COEFICIENTE	ERRO-PADRÃO	P-VALOR
β_0	-2,171	0,343	0,000
$\beta_1, S_t = 0$	0,653	0,040	0,000
$\beta_1, S_t = 1$	0,657	0,040	0,000
β_2	0,093	0,052	0,092
β_3	-0,223	0,052	0,001

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

As probabilidades de transição entre os regimes estimadas para o modelo podem ser vistas na Tabela 2. Nela, é possível constatar que a proba-

bilidade de estar no regime 0, no período t , e continuar no mesmo regime, no período $t + 1$, é de 76,65%; de iniciar no regime 0 e passar para o regime 1 é de 21,22%; de iniciar no regime 1 e passar para o regime 0 no período seguinte é de 23,34%; e, por fim, de estar no regime 1 em t e se manter no mesmo regime em $t + 1$ é de 78,77%.

Tabela 2

Probabilidades de transição entre os regimes, estimadas para o modelo com potencial de mercado externo — 1987-2010

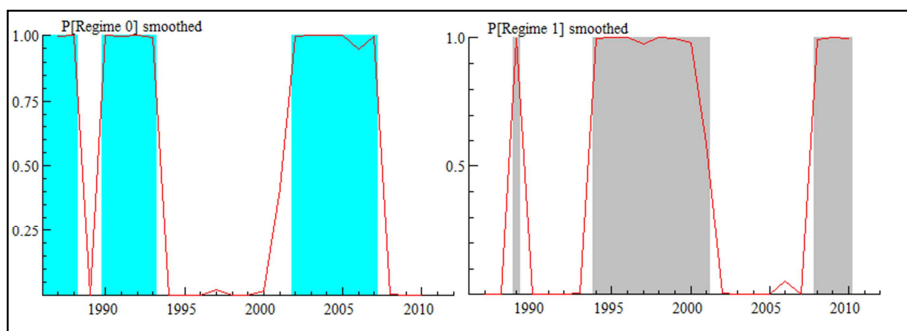
DISCRIMINAÇÃO	REGIME 0, t+1	REGIME 1, t+1
Regime 0, t	0,7665	0,2122
Regime 1, t	0,2334	0,7877

FONTES DOS DADOS BRUTOS: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

A Figura 2, por sua vez, apresenta as probabilidades de estar em cada regime para os períodos observados. Os períodos com o regime 0 foram de 1987-88, de 1990-93 e de 2002-07. Já os com o regime 1 foram de 1989, 1994-2001 e de 2008-10.

Figura 2

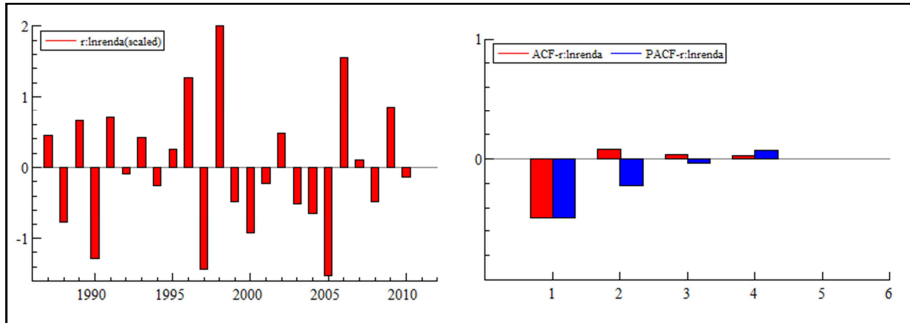
Probabilidade de o parâmetro estimado estar no regime 0 e de estar no regime 1, para o modelo com potencial de mercado externo, para o Rio Grande do Sul — 1987-2010



Os resíduos, por seu turno, podem ser visualizados na Figura 3, que também apresenta as funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial do modelo para quatro defasagens. O teste de Ljung-Box para quatro defasagens não demonstra a existência de autocorrelação para o modelo estimado.

Figura 3

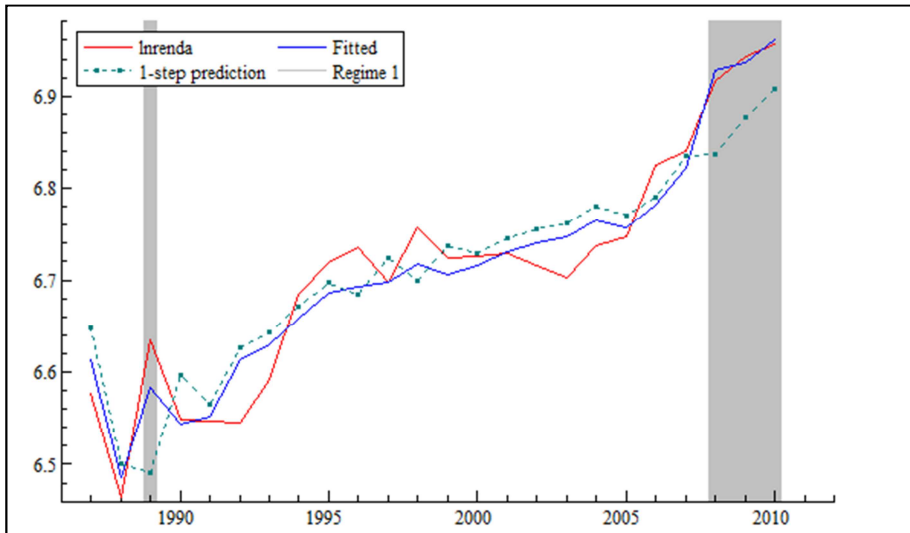
Resíduos do modelo e funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial, para o modelo com potencial de mercado externo, para o Rio Grande do Sul — 1987-2010



A Figura 4 apresenta os resultados da regressão para o potencial de mercado interno, com a série do logaritmo do salário real do Rio Grande do Sul, de 1987 a 2010, sua série suavizada e a previsão um passo à frente para todas as observações. A área escura mostra os períodos em que o parâmetro associado ao potencial de mercado externo assumiu o regime 1.

Figura 4

Logaritmo do salário real do Rio Grande do Sul, para o modelo com potencial de mercado interno — 1987-2010



Os parâmetros estimados para o modelo com potencial de mercado interno podem ser visualizados na Tabela 3. Da mesma forma que no modelo com potencial de mercado externo, não houve grande discrepância na magnitude do valor de β_1 para os dois regimes, ficando, para os regimes 0 e 1, em 0,542 e 0,548, respectivamente, e apresentando significância estatística para um intervalo de 95% de confiança. Esse resultado implica que a elasticidade de substituição entre as variedades, para o potencial de mercado interno, assume o valor de 1,84 para o regime 0 e 1,82 para o regime 1 — valores positivos e maiores que um, como postula o modelo teórico. Os parâmetros associados aos valores defasados dos salários, por sua vez, não apresentaram significância estatística para o intervalo de 95% de confiança, já a constante resultou significativa para o mesmo intervalo.

Tabela 3

Coefficientes estimados para o Rio Grande do Sul, para o modelo com potencial de mercado interno — 1987-2010

DISCRIMINAÇÃO	COEFICIENTE	ERRO-PADRÃO	P-VALOR
β_0	-3,274	0,813	0,001
$\beta_1, S_t = 0$	0,542	0,066	0,000
$\beta_1, S_t = 1$	0,548	0,066	0,000
β_2	0,112	0,097	0,269
β_3	-0,167	0,098	0,110

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

A Tabela 4 apresenta as probabilidades de transição entre os regimes, estimadas para o modelo com potencial de mercado interno. Nela, é possível constatar que a probabilidade de estar no regime 0, no período t e continuar no mesmo regime, no período $t + 1$ é de 87,14%, e a de estar no regime 1 em t e se manter no mesmo regime em $t + 1$ é de 51,05%.

Tabela 4

Probabilidades de transição entre os regimes, estimadas para o modelo com potencial de mercado interno, para o Rio Grande do Sul — 1987-2010

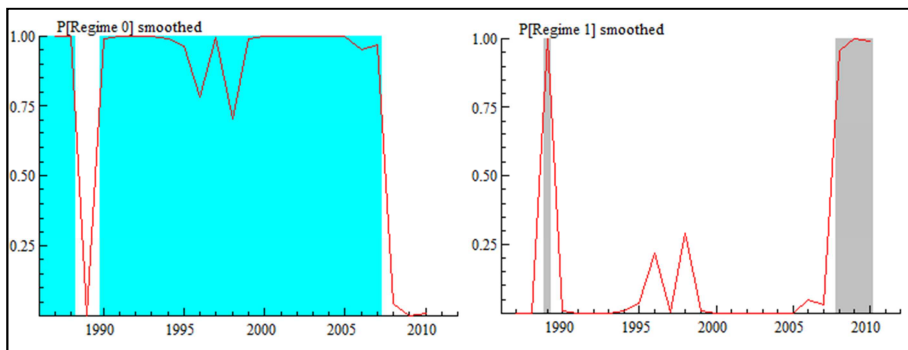
DISCRIMINAÇÃO	REGIME 0, t+1	REGIME 1, t+1
Regime 0, t	0,8714	0,4894
Regime 1, t	0,1285	0,5105

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

A Figura 5, por sua vez, apresenta as probabilidades de estar em cada regime para os períodos observados. Os períodos com o regime 0 foram de 1987-88 e de 1990-2007. Já os com o regime 1 foram de 1989 e de 2008-10.

Figura 5

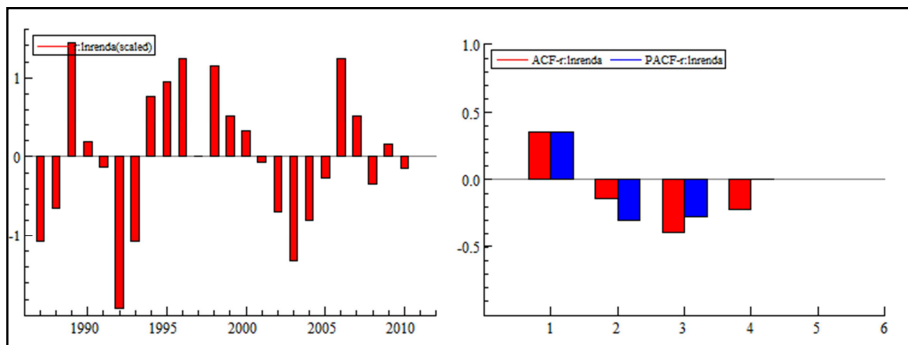
Probabilidade de o parâmetro estimado estar no regime 0 e de estar no regime 1, para o modelo com potencial de mercado interno, para o Rio Grande do Sul — 1987-2010



A Figura 6 apresenta os resíduos do modelo e as funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial do modelo para quatro defasagens. O teste de Ljung-Box para quatro defasagens não demonstrou a existência de autocorrelação para o modelo estimado.

Figura 6

Resíduos do modelo e funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial, para o modelo com potencial de mercado interno, para o Rio Grande do Sul — 1987-2010



5 Conclusão

O potencial de mercado tem importância central nos modelos da Nova Geografia Econômica, ao influir no padrão salarial e, com isso, em todo o processo de aglomeração ou dispersão das atividades econômicas. A estimação aqui presente, com mudança de regime markoviano, reforça esse

aspecto, ao demonstrar uma pequena variação, ao longo do tempo, do parâmetro associado ao potencial de mercado, que é, por sua vez, ligado à elasticidade de substituição entre variedades industriais, o que corrobora o modelo teórico exposto. Nos modelos da Nova Geografia Econômica, a importância do impacto do potencial de mercado sobre os salários é essencial para a definição do fluxo migratório da mão de obra e para a escolha locacional das empresas, o que torna relevante a análise empírica dessa relação.

Assim sendo, com o modelo apresentando a resposta do salário real, aqui observado em termos de orçamento familiar, em relação ao potencial de mercado do Rio Grande do Sul, para o período de 1987 a 2010, os resultados encontrados foram de aproximadamente 0,65 para o potencial de mercado externo e de 0,54 para o potencial de mercado interno. Isso resulta em uma elasticidade de substituição entre variedades industriais maior que um, como postulam os modelos da Nova Geografia Econômica. Os parâmetros estimados aqui referidos apresentaram significância estatística.

Dessa forma, conclui-se que, para o caso do Rio Grande do Sul, no período aqui analisado, é possível traçar paralelos entre as observações empíricas e os modelos teóricos da Nova Geografia Econômica, com impacto positivo e significativo do potencial de mercado sobre os salários locais, em um parâmetro relativamente estável ao longo do tempo.

Referências

AMARAL, P. *et al.* Regional imbalances and market potential in Brazil. **Spatial Economic Analysis**, [S.l.], v. 5, n. 4, p. 463-482, 2010.

BRAKMAN, S. *et al.* The spatial distribution of wages: estimating the Helpman – Hanson model for Germany. **Journal of Regional Science**, Malden, MA, v. 44, n. 3, p. 437-466, 2004.

BRAKMAN, S.; GARRETSEN, H.; MARREWIJK, C. van. Economic Geography within and between European nations: the role of market potential and density across space and time. **Journal of Regional Science**, Malden, MA, v. 49, n. 4, p. 777-800, 2009.

BRAKMAN, S.; GARRETSEN, H.; MARREWIJK, C. van. **The new introduction to geographical economics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2009a.

BRAKMAN, S.; GARRETSEN, H.; SCHRAMM, M. Putting new economic geography to the test: free-ness of trade and agglomeration in the EU regions. **Regional Science and Urban Economics**, [S.l.], v. 36, p. 613-635, 2006.

DEMPSTER, A. P.; LAIRD, N. M.; RUBIN, D. B. Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. **Journal of the Royal Statistical Society: Series B**, [S.l.], v. 39, n. 1, p. 1-38, 1977.

DIXIT, A. K.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 67, n. 3, p. 297-308, 1977.

ENGEL, C.; HAMILTON J. Long swings in the dollar: are they in the data and do markets know it? **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 80, n. 4, p. 689-713, 1990.

FONTES, G.; SIMÕES, R.; HERMETO, A. M. Diferenciais regionais de salário no Brasil, 1991 e 2000: uma aplicação dos modelos hierárquicos. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2006. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A027.pdf>>. Acesso em: 3 jul. 2013.

FUJITA, M. A monopolistic competition model of spatial agglomeration: a differentiated product approach. **Regional Science and Urban Economics**, [S.l.], v. 18, n. 1, p. 87-124, 1988.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. **The spatial economy**. Cambridge, MA: MIT Press, 2001.

GALINARI, R. *et al.* O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 11, n. 3, p. 391-420, 2007.

GALINARI, R.; LEMOS, M. Economias de aglomeração no Brasil: Evidências a partir da concentração industrial paulista. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35., 2007, Recife. **Anais...** Recife: ANPEC, 2007. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2007/artigos/A07A124.pdf>>. Acesso em: 3 jul. 2013.

HAMILTON, J. Analysis of time series subject to changes in regime. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 45, n. 1-2, p. 39-70, 1990.

HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

HANSON, G. Localization economies, vertical organization, and trade. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 86, n. 5, p. 1266-1278, 1996.

HANSON, G. Market potential, increasing returns, and geographic concentration. **Journal of International Economics**, [S.l.], v. 67, n. 1, p. 1-24, 2005.

HEAD, K.; MAYER, T. Regional wage and employment responses to market potential in the EU. **Regional Science and Urban Economics**, [S.l.], v. 36, n. 5, p. 573-594, 2006.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA — Ipeadata. Dados macroeconômicos e regionais. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 3 jul. 2013.

KIM, C.-J.; NELSON, C. R. **State-space models with regime switching**. Cambridge: MIT Press, 1999.

KRUGMAN, P. R. Increasing returns and economic geography. **Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 99, n. 3, p. 483-499, 1991.

KRUGMAN, P. R. Scale economies, product differentiation and the pattern of trade. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 70, n. 5, p. 950-959, 1980.

MAYER, T. **Market potential and development**. London: Centre for Economic Policy Research, 2008. (CEPR Discussion Paper, n. 6798).

MENEZES, W. F. *et al.* Diferenciações regionais de rendimentos do trabalho: uma análise das regiões metropolitanas de São Paulo e de Salvador. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 35, n. 2, p. 271-296, 2005.

MONASTERIO, L.; REIS, E. **Mudanças na concentração espacial das ocupações nas atividades manufatureiras 1872-1920**. Rio de Janeiro: Ipea, 2008. (Texto para Discussão, n. 1361).

OTTAVIANO, G.; THISSE, J. Agglomeration and economic geography. In: HENDERSON, J.; THISSE, J. **Handbook of Regional and Urban Economics**. Nova York: Elsevier, 2004. v. 4, cap. 58.

REDDING, S.; VENABLES A. J. Economic geography and international inequality. **Journal of International Economics**, [S.l.], v. 62, n. 1, p. 53-82, 2004.

SAMUELSON, P. A. The transfer problem and transport costs: the terms of trade when impediments are absent. **Economic Journal**, [S.l.], v. 62, n. 246, p. 278-304, 1952.

STARRETT, D. Market allocations of location choice in a model with free mobility. **Journal of Economic Theory**, [S.l.], v. 17, n. 1, p. 21-37, 1978.

VENABLES, A. Equilibrium locations of vertically linked industries. **International Economic Review**, [S.l.], v. 37, n. 2, p. 341-359, 1996.