

Análise da Evolução Diferenciada dos Salários e Empregos entre as Regiões Metropolitanas e não Metropolitanas do Estado de São Paulo no Período de 1998 a 2012

Analysis of the Differentiated Evolution of Wages and Jobs Between the Metropolitan and Non-metropolitan Regions of the State of São Paulo from 1998 to 2012

Camila Kraide Kretzmann

camilakre@gmail.com

Professora pela ESALQ – Universidade S. Paulo, Brasil

Carlos José Caetano Bacha

carlosbacha@usp.br

Professora da ESALQ – Universidade S. Paulo, Brasil

Resumo/ Abstract

Este artigo analisa a evolução e os determinantes do emprego e dos salários das pessoas empregadas formalmente nas regiões metropolitanas e não metropolitanas do Estado de São Paulo, no período de 1998 a 2012. Para tanto, utilizaram-se dados da RAIS, que informa sobre o emprego e o salário médio por município. Um modelo de oferta e demanda por trabalhadores, baseado na síntese neoclássica e nas variáveis ressaltadas na literatura, foi construído e deduziram-se duas equações reduzidas, uma de salário e a outra de emprego, nas quais as variáveis explicativas ressaltam características pessoais dos trabalhadores e aspectos regionais e econômicos dos municípios. As equações foram estimadas a partir de um painel balanceado de 645 municípios, e se utilizou o método dos momentos generalizados (GMM-SYS). Os resultados econométricos obtidos são inovadores no sentido de mostrar efeitos de variáveis de primeira natureza sobre emprego e salários, além de confirmar os efeitos esperados para as outras variáveis explicativas.

Palavras-chave: emprego, salário, Estado de São Paulo, determinantes.

Códigos JEL: J2, J3, J31

This paper analysis the evolution and determinants of employment and wages of the formally employed persons in both metropolitan and non-metropolitan regions of Sao Paulo State. Data from Annual Report of Social Information (RAIS in Portuguese), provided by formal enterprises and aggregated by municipalities, from 1998 through 2012 were used. A neoclassical-based model for labor supply and demand was built up and two reduced employment and wage equations were deducted, in which the explanatory variables emphasize personal features of the employees as well as regional and economic characteristics of the municipalities. Salary and employment equations were run using the generalized method of moments (GMM-SYS). The results highlight the importance of first nature variables in determining both wage and employment as well as confirm the expected signals for other explanatory variables.

Keywords: employment; wage; State of São Paulo; determinants

JEL Codes: J2, J3, J31

1. INTRODUÇÃO

Na maior parte da segunda metade do século passado houve crescimento populacional e do emprego mais acelerado em grandes centros urbanos do Brasil, criando as metrópoles brasileiras. O país possui nove regiões metropolitanas (RM) constituídas por Lei Federal, e, a partir da Constituição de 1988, a responsabilidade para a criação e alteração das RM passou para os governos estaduais (IPEA, 2013). Assim, várias RM foram criadas através de Leis Estaduais, gerando novas organizações regionais (aglomerações urbanas e microrregiões) e descentralizando a estrutura produtiva anterior. O trabalho de Ribeiro et al. (2011) apresenta uma discussão sobre as mudanças nas definições de metrópoles no Brasil e as explicações para sua formação.

Entre 1940 e 2000, segundo os dados dos Censos Demográficos, houve crescimento demográfico não uniforme entre as regiões brasileiras, pois, além de ter ocorrido diferenças na taxa de fecundidade das mulheres entre as regiões, também ocorreram diferenciais de movimentos migratórios, que resultaram em um rápido processo de urbanização. Esse último junto com o crescimento industrial tiveram impactos na renda e no oferecimento dos serviços urbanos. Todo esse processo ocorreu de forma mais acentuada nas metrópoles brasileiras, porém, sem ofertar condições adequadas para toda a população viver (DINIZ, 2002).

No entanto, utilizando-se dados do CAGED, Kretzmann e Cunha (2009) observaram que, de 2000 a 2006, as regiões não metropolitanas aumentaram consideravelmente seus postos de trabalho formal (taxa de crescimento de 119%), enquanto que a criação dos mesmos não manteve o mesmo ritmo de crescimento nas regiões metropolitanas (taxa de crescimento de 83%). Os dados do CAGED de 2013 (ver o Estado de São Paulo, 2014) mostram que, pela primeira vez, as cidades do interior dos estados do Pará, Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul criaram mais empregos formais (340.881) dos que suas áreas metropolitanas (211.190). Esses dados corroboram com as argumentações sobre a desconcentração industrial no Brasil nas últimas décadas, já que a geração de emprego se difunde pelo interior do país, mostrando-se, naquele período, relativamente mais dinâmico do que as metrópoles. No período de 2000 a

2006, os estados cujo dinamismo se destacou nas suas regiões não metropolitanas foram: Pernambuco, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul, segundo os dados do CAGED/MTE.

Considerando os dados das PNAD de 2002 a 2009, constata-se também a evolução distinta do mercado de trabalho nas regiões metropolitanas e não metropolitanas nos nove estados supracitados do Brasil. Agregando esses nove estados e denominando-os como “Brasil”, a taxa de crescimento do emprego foi de 2,8% a.a. na área metropolitana, enquanto que no interior essa taxa foi de 2,6% a.a. Nos estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul, essas taxas foram também próximas entre si. Já nos estados do Paraná, Minas Gerais e nos três estados do Nordeste citados, o crescimento anual de pessoas ocupadas nas suas regiões metropolitanas foi superior ao crescimento que ocorreu nas suas regiões não metropolitanas. O estado do Pará, diferentemente dos demais, apresentou crescimento do número de pessoas ocupadas nas regiões metropolitana e não metropolitana de 3,4% e 10,1% a.a., respectivamente, de 2002 a 2009, respectivamente. Ainda segundo os dados da PNAD, o interior vem mostrando taxas significativamente mais elevadas de crescimento real do rendimento do trabalho principal dos trabalhadores do que as regiões metropolitanas. Por exemplo, no “Brasil”, a taxa de crescimento do rendimento real do trabalho por pessoa ocupada na região metropolitana foi de 1,9% a.a. no período de 2002 a 2009, enquanto que no interior essa taxa foi de 3,4% a.a. Em São Paulo, Rio Grande do Sul, Ceará, Pernambuco, Bahia, Pará, Minas Gerais e Paraná ocorreram o mesmo comportamento do país como um todo. Somente no Rio de Janeiro é que a taxa de crescimento do rendimento real do trabalho anual por pessoa ocupada foi maior na metrópole (2,7% a.a. contra 2,6% a.a. na região não metropolitana).

As informações da PNAD a respeito de trabalho, rendimento e características gerais da população são coletadas a partir de uma amostra probabilística de domicílios, cujo informante é o próprio indivíduo. Já na base RAIS, a ser usada neste artigo, a informação é liberada pelo empregador. A RAIS apresenta informações sobre emprego, mas não sobre desemprego, e sobre salários pagos. Há diferença entre rendimento do trabalho (que inclui bolsas e auxílios além do salário) e salário. Salário é

rendimento do trabalho, mas há rendimento do trabalho que não é salário.

O Estado de São Paulo é um bom exemplo a ser analisado, pois além de ser o Estado mais importante do Brasil (detendo 32,6% do PIB brasileiro em 2011), ele possuía, até 2012, quatro regiões metropolitanas, que formavam um grande *cluster* de população. Porém, o seu interior é que vem crescendo mais aceleradamente. Em 1998, as quatro regiões metropolitanas paulistas detinham 71,8% do número de empregados formais, segundo a RAIS. Em 2012, este percentual foi de 69,5%. O diferencial de salários médios entre o conjunto das regiões metropolitanas e a não metropolitanas caiu de R\$ 528,78 em 1998 para R\$ 249,60 em 2012 (a preços de 2010), ou seja, queda de 52,8%. Mas, quais variáveis explicam essa nova dinâmica do mercado de trabalho do Estado de São Paulo?

Diante do exposto, o artigo tem por objetivo analisar a evolução e os determinantes do emprego e dos salários das pessoas empregadas formalmente nas regiões metropolitanas e não metropolitana do estado de São Paulo no período de 1998 a 2012, identificando em que intensidade as características pessoais dos trabalhadores (como sexo, escolaridade e idade), regionais (como população, infraestrutura e clima) ou econômicas dos municípios (como composição e dinamismo das atividades econômicas) influenciam o mercado de trabalho nas regiões metropolitanas e não metropolitanas de São Paulo.

Este artigo está organizado em sete seções, incluindo esta introdução. Na seção 2 é apresentada a revisão da literatura sobre o tema em análise, destacando as contribuições do artigo. A seção 3 trás os arcabouços teórico e metodológico utilizados, seguida da seção 4 que detalha os dados utilizados. A seção 5 apresenta a análise da evolução e da distribuição geográfica dos dados sobre emprego e salários, sendo que a seção 6 apresenta as estimativas das equações de emprego e salários, destacando as diferenças entre regiões metropolitanas e não metropolitanas. A seção 7 sumariza as conclusões do artigo.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Os determinantes do desempenho do mercado de trabalho foram sintetizados por Ramos (2007) em três formas: o primeiro se refere às instituições que o regem (regulamentações e

intervenções); o segundo diz respeito às condições macroeconômicas do país e fora dele, como, por exemplo, a instabilidade de preços nos anos 1980, a abertura comercial e a globalização dos anos 1990 e nos anos seguintes; e, o terceiro se refere à quantidade e qualidade do trabalho, que definem a capacidade produtiva.

De 1992 a 2005, segundo Ramos (2007), a necessidade de maior qualificação da mão de obra levou os jovens a obterem mais anos de estudo antes das suas inserções no mercado de trabalho e aumentou a participação das mulheres na População Economicamente Ativa. O mesmo autor também apresenta diferenças no padrão de ocupação da População Ocupada entre a década de 1990 e a primeira metade da primeira década dos anos 2000, já que a partir de 2001 há um salto nas taxas médias de ocupação tanto nas regiões metropolitanas quanto nas não metropolitanas. Mesmo assim, o número de desempregados cresceu bastante de 1992 para 2005, sendo que esse crescimento nas regiões metropolitanas (de 101,6%) foi maior do que nas regiões não metropolitanas (de 89,7%). As RMs também tiveram seus rendimentos reais por pessoas ocupadas reduzidos mais significativamente do que as RNMs, de 1998 a 2005, os quais caíram de 11% e 5%, respectivamente (Ramos, 2007)

Entre os efeitos da globalização sobre a economia brasileira está a melhoria das condições de infraestrutura, do capital humano, da tecnologia e da qualidade de vida. Porém, as regiões que não melhoraram naqueles aspectos acabaram perdendo espaço na economia nacional e apresentam níveis de renda e bem-estar aquém das demais. É por este motivo que se faz necessária a implantação de políticas de desenvolvimento regional a fim de atenuar os efeitos de desequilíbrios regionais causados pela globalização.

O mundo com as economias cada vez mais integradas, às quais buscam maior lucratividade, muda o local de instalação de certas atividades (industriais, por exemplo) e acirra a competição regional, o que não permite a homogeneização dos países, aumentando as diferenças econômicas entre as regiões de um mesmo país (Diniz, 2002).

Não somente as características pessoais surgem como determinantes das desigualdades regionais. Empiricamente, o controle daquelas características e das de ocupação não reduzem os diferenciais salariais (ver Servo, 1999; Azzoni e Servo, 2002; e Miranda et al., 2002

apud Silveira-NETO e Campelo, 2003). Os diferenciais regionais de emprego e rendimento poderiam ser explicados, também, por amenidades locais, além da inclusão de padrões de migração entre as regiões (ver Pessoa, 2001; e Barros, 2002, apud Silveira-Neto e Azzoni, 2004).

Entre os trabalhos internacionais que abordam a diferença de renda (total ou *per capita*) entre as nações ou entre as regiões de certas nações, destacam-se Fagerberg e Verspagen (1996), Rodríguez-Pose e Tselios (2008), Gepfert e Stephan (2008) e Crespo-Quaresma, Foster e Stehrer (2011) com estudos sobre a Europa, que, de modo geral, percebem que há convergência entre os países, reduzindo as disparidades de renda; enquanto que entre as regiões esse processo é menos evidente.

Entre os trabalhos sobre o Brasil que fazem uso de abordagem semelhante, podem-se citar: Azzoni (1997); Mossi, Aroca, Fernández e Azzoni (2003); Azzoni e Silveira-Neto (2005); Freguglia, Menezes-Filho e Souza (2007); Staduto e Maldiner (2010); e Manso, Barreto e França (2010). De modo geral, as variáveis mais importantes para explicar os diferenciais salariais são as vinculadas ao efeito regional e aos atributos dos trabalhadores (principalmente educação, experiência e raça).

Fernandes e Pichetti (1999), Kubrusly e Saboia (2006) e Oliveira, Scorzafave e Pazello (2009) mostraram especificamente o comportamento do emprego ou desemprego nas metrópoles do Brasil, identificando desníveis entre as regiões.

Os trabalhos internacionais que abordam questões relativas ao emprego fazem uso de taxas de desemprego para avaliar os diferenciais de comportamento do mercado de trabalho (Marston, 1985; Bayer e Jüben, 2007; Ezcurra, 2011) ou então fazem uso das próprias estatísticas de emprego (como em Altonji e Han, 1985 e Stimson, Robson e Shyy, 2009). A literatura nacional também contempla as diferenças de comportamento de emprego ou de desemprego entre as regiões do Brasil (como, por exemplo, Piacenti, Alves e Lima, 2008; Casari, 2012) e entre as regiões metropolitanas do Brasil (Fernandes e Pichetti, 1999; Kubrusly e Saboia, 2006; Oliveira, Scorzafave e Pazello, 2009). Apenas o trabalho de Sternberg (2002) analisa essas diferenças entre região metropolitana e não metropolitana, mas

restringindo sua análise ao estado do Rio Grande do Sul.

O presente artigo se distingue dos trabalhos aqui expostos por: (1) considerar diferenças na evolução de salários (e não dos rendimentos do trabalho) e emprego dentro de um mesmo estado (o de São Paulo), diferenciando os comportamentos de regiões metropolitanas *versus* não metropolitanas; (2) utilizar dados de empresas (oriundos das RAIS) e não de indivíduos (o que permite analisar o emprego e os salários nas regiões empregadoras e pagadoras, ao invés dos dados das PNADs que ao avaliarem os indivíduos não identificam a localização das atividades e seus possíveis efeitos espaciais); (3) considerar variáveis de primeira natureza (tais como clima e distância entre as cidades, por exemplo), econômicas, pessoais (escolaridade, sexo e idade) e regionais na determinação de salários e emprego, combinando análises de economia do trabalho com a de economia regional; e, (4) considerar o modelo econométrico espacial dinâmico baseado em painel de dados, ainda pouco utilizado no Brasil no tipo de análise proposta neste artigo.

3. ARCABOUÇOS TEÓRICO E METODOLÓGICO

3.1 Considerações teóricas

As equações de salário e emprego foram deduzidas a partir das construções da Síntese Neoclássica, adicionando outros aspectos já discutidos na literatura revista na seção anterior. Enquanto na demanda estão os empregadores, que influenciam os mercados de trabalho, de capitais e de produtos; no lado da oferta de trabalho estão os trabalhadores efetivos e em potencial (Ehrenberg e Smith, 2000). As empresas, ao demandarem trabalho, ofertam salários. E os trabalhadores, ao ofertarem trabalho, demandam salário. Esses dois aspectos referentes às curvas de demanda e oferta de trabalho serão bastante exploradas nesta seção.

A partir das curvas de demanda e oferta de trabalho, pode-se explicar a diferença de salário médio, ou melhor, do valor da remuneração média real e do volume de emprego por município do estado de São Paulo e deduzir as equações reduzidas de emprego e de salário (que serão estimadas no artigo).

A força de trabalho total consiste de empregados e desempregados, porém, neste artigo, utilizando a base de dados da Relação Anual de Informações Sociais, do Ministério do Trabalho e Emprego (RAIS/MTE), foram considerados apenas os trabalhadores formalmente empregados. A RAIS não fornece informações sobre desemprego.

A síntese neoclássica ressalta que a demanda de trabalho depende da tecnologia, do preço do produto e do salário do trabalhador (w). Essa tecnologia pode ser avaliada pela importância dos setores (*SETOR*) dentro de cada município. Há setores que utilizam tecnologia mais sofisticada do que outros (caso da indústria em relação à agropecuária). Espera-se que a maior importância dentro de um município de setores com tecnologia mais sofisticada desloque a curva de demanda de trabalho para a direita, ou seja, para cada nível de emprego, as empresas oferecem maior salário. O coeficiente associado ao salário (w_i) é esperado ser negativo, pois à medida que se aumenta o número de empregados demandados, há uma redução do salário a ele oferecido.

Em nível de município, o efeito do preço sobre a demanda de trabalho pode ser equivalente ao do *PIB per capita* ($PIBpc_i$). Quanto maior é o *PIB per capita* do município, maior será o poder de compra do mesmo e, portanto, maior será a sua capacidade de pagar maiores salários a cada nível de emprego.

Além desses três elementos da Síntese Neoclássica, a demanda de trabalho também depende da experiência dos trabalhadores (medida por sua idade média e idade média ao quadrado), de possível limitação no uso da mão-de-obra feminina devido a restrições matriarcais (variável FEM_i) e da escolaridade média do trabalhador ($Escmed_i$).

Como ressaltado por Montebello (2010), ao mesmo nível salarial, é esperado que o empregador prefira contratar mais trabalhadores com maior nível de escolaridade do que os com menor nível de escolaridade.

Conforme argumentado por Mincer (1974), a experiência no trabalho é muito mais importante do que a idade do trabalhador, quando se refere ao impacto sobre a produtividade e os salários. Porém, como a relação entre salário e experiência tem formato de U invertido no mercado de trabalho (Barros e Mendonça, 1995), a experiência pode ser aproximada pela idade do trabalhador devido à falta de informação da experiência, conforme Coelho e Cor-

seuil (2002); Campante, Crespo e Leite (2004); Giuberti e Menezes-Filho (2005). De modo geral, trabalhadores mais novos têm menos experiência do que os mais velhos. No entanto, a partir de certa idade, espera-se que a capacidade laboral do trabalhador caia, apesar de sua maior experiência. Com isto, há ponto de inflexão na curva de demanda de trabalho segundo a idade do trabalhador, justificando também o uso da idade ao quadrado ($IDmed^2$) como variável explicativa da demanda de trabalho. Assim, espera-se que o coeficiente associado à variável $IDmed$ seja positivo na equação de demanda e o coeficiente associado à variável $IDmed^2$ seja negativo.

A discriminação ocorre quando determinadas características (como sexo e raça, por exemplo) passam a ser usadas para restringir o acesso de indivíduos às esferas política, econômica e social. Oaxaca (1973) atribui à discriminação os pequenos diferenciais salariais entre homens e mulheres. A discriminação é um dos fatores que torna restritiva a participação feminina no mercado de trabalho. Soares (2000) compara a discriminação no mercado de trabalho com um acordo tácito, no qual as mulheres que exercem a mesma atividade (e possuem a mesma qualificação) que os homens ganham menos, já que os homens geralmente são os chefes de família. No caso do mercado de trabalho, é possível que surja discriminação no uso de mão-de-obra feminina em favor da masculina, pois ao mesmo salário, o homem terá menos justificativas para se ausentar do trabalho por questões matriarcais do que a mulher. Assim, espera-se que o aumento da proporção de mulheres no total da força de trabalho (FEM) deva levar as empresas a ofertarem um salário menor para cada montante de trabalho demandado, o que implica em um deslocamento da curva de demanda de trabalho para a esquerda.

O investimento em infraestrutura de transportes é um dos principais instrumentos de política regional europeia no sentido de reduzir as desigualdades regionais. A conexão entre duas regiões diferentes não apenas possibilita o acesso das firmas aos insumos nas regiões menos desenvolvidas como também o acesso aos mercados nas regiões mais desenvolvidas (PUGA, 2002). Quanto maior é a acessibilidade ($ACCESS_i$) de um determinado município ao grande mercado (principalmente, a capital de um Estado ou país), maior é o mercado a ser atendido, de modo que haverá maior demanda

de trabalho a cada nível de trabalho (A tentativa de mensurar acessibilidade foi feita a partir do fato de o município ter ou não aeroporto e a partir da distância em quilometragem entre o município e a capital São Paulo).

$$DT_i = f(w_i, PIBpc_i, Setor_i, FEM_i, Escmed_i, IDmed_i, IDmed_i^2, ACESS_i) \quad (1)$$

Segundo a Síntese Neoclássica, a oferta de trabalho (*OT*) depende do salário do mercado (*w*) e de outras variáveis que afetam as decisões de oferta dos trabalhadores, tais como a renda não proveniente do trabalho e das preferências entre lazer e renda por parte do trabalhador. Entre essas preferências dos trabalhadores está o fato de ele morar em áreas sem restrições climáticas (*CLIMA*) ou próximas a amenidades naturais, tais como o litoral (*LITORAL*). Além disso, espera-se que quanto maior seja a população (*POP*) de um município, maior seja a sua força de trabalho e, portanto, a sua oferta de trabalho. A escolaridade (*Escmed*) também afeta a oferta de trabalho. Quanto mais escolarizada é a força de trabalho, espera-se que ela demande maior salário a cada nível de emprego, ou seja, o aumento da esco-

Pode-se, portanto, definir a seguinte equação genérica de demanda de trabalho, na qual *i* refere-se ao conjunto de trabalhadores do município *i*:

laridade desloca a curva de oferta de trabalho para a esquerda, como ressaltado por Mincer (1974), Barros e Mendonça (1995) e Montebe-
lo (2010). Quanto à variável idade (*IDmed_i*), esta representa também uma *proxy* para a taxa de atividade (A oferta total de trabalho varia (entre outros fatores) com a dimensão da população (migrações, natalidade, mortalidade) e com a taxa de atividade (proporção da população em idade para trabalhar) e as horas de trabalho (Samuelson e Nordhaus, 2005)) e idade ao quadrado (*IDmed_i²*) é utilizada para os mesmos fins que na equação (1). Portanto, a expressão genérica da curva de oferta de trabalho é:

$$OT_i = g(w_i, Escmed_i, IDmed_i, IDmed_i^2, POP_i, CLIMA_i, LITORAL_i) \quad (2)$$

As funções *f* e *g* das equações (1) e (2), respectivamente, são diferentes para cada município. Em condições de equilíbrio, tem-se:

$$DT_i = OT_i \quad (3)$$

Quem demanda trabalho oferta salário. Portanto, a equação (1) pode ser reescrita como sendo (em que *w_i^s* é o salário ofertado pelas organizações no município *i*):

$$w_i^s = h(EMP_i, PIBpc_i, Setor_i, FEM_i, Escmed_i, IDmed_i, IDmed_i^2, ACESS_i) \quad (4)$$

A equação (4) indica que para empregar mais trabalho, a empresa deseja oferecer menor salário (trata-se da inclinação da curva de demanda de trabalho na construção da Síntese Neoclássica). Ou seja, o coeficiente associado à variável *EMP* na equação (4) é negativo. Havendo maior PIB *per capita* no município, a empresa pode oferecer maior salário ao mesmo nível de emprego, de modo que o coeficiente associado ao PIB *per capita* na equação (4) é positivo. E havendo maior proporção de setores tecnificados, ao mesmo nível de emprego haverá maior salário oferecido e com

presença de setores menos tecnificados ao mesmo nível de emprego haverá menor salário oferecido. Portanto, para alguns setores o coeficiente associado à variável *SETOR_i* na equação (4) será positivo e para outros, negativo. Havendo maior presença de mulheres na força de trabalho, menor será o salário a ser oferecido pela empresa, portanto, o coeficiente associado à variável *FEM* será negativo. A experiência do trabalhador será avaliada por sua idade, sendo que para trabalhadores jovens e muito velhos as empresas oferecem menor salário. Quanto maior é a escolaridade do tra-

balhador, a empresa oferece maior salário para o mesmo nível de emprego. Então, o coeficiente associado à variável *Escmed* na equação (4) é positivo.

$$w_i^d = j(EMP_i, Escmed_i, IDmed_i, IDmed_i^2, POP_i, CLIMA_i, LITORAL_i) \quad (5)$$

Segundo a equação (5), o salário demandado pelo trabalhador é maior quanto mais trabalho (EMP) ele oferece e quanto maior é sua escolaridade. Mas, introduzindo variáveis de primeira natureza (clima e litoral), espera-se que o trabalhador aceite demandar menor salário em troca de melhores amenidades para viver.

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 PIBpc_i + \beta_2 \%Setor1_i + \beta_3 \%Setor2_i + \beta_4 \%Setor3_i + \beta_5 \%Fem_i + \beta_6 Escmed_i + \beta_7 IDmed_i + \beta_8 IDmed_i^2 + \beta_9 Dist_i + \beta_{10} Aerop_i + \beta_{11} Pop_i + \beta_{12} Litoral_i + \beta_{13} Clima_i \quad (6)$$

Sendo esperado que: $\beta_1 > 0$; $\beta_2 > 0$ (se o setor 1 for a agropecuária); $\beta_3 > 0$; $\beta_4 > 0$; $\beta_5 < 0$; $\beta_6 > 0$; $\beta_{10} > 0$; e, $\beta_{11} < 0$. Não

Quem oferta trabalho demanda salário. Portanto, a equação (2) pode ser reescrita individualizando no lado esquerdo o salário demandado pelos trabalhadores em cada município (w_i^d), tem-se:

3.2 Procedimentos econométricos

Linearizando as equações (1) e (2), igualando a demanda e oferta de trabalho e individualizando o salário, obtém-se a equação (6) abaixo (a demonstração matemática deste procedimento esta no Anexo A).

há a definição prévia sobre os sinais de β_7 , β_8 e β_{12} .

Linearizando as equações (4) e (5) e as igualando (veja Anexo B), obtém-se:

$$Emp_i = \gamma_0 + \gamma_1 PIBpc_i + \gamma_2 \%Setor1_i + \gamma_3 \%Setor2_i + \gamma_4 \%Setor3_i + \gamma_5 \%Fem_i + \gamma_6 Escmed_i + \gamma_7 IDmed_i + \gamma_8 IDmed_i^2 + \gamma_9 Dist_i + \gamma_{10} Aerop_i + \gamma_{11} Pop_i + \gamma_{12} Clima_i + \gamma_{13} Litoral_i \quad (7)$$

Sendo: $\gamma_1 > 0$; $\gamma_3 > 0$; $\gamma_4 > 0$; $\gamma_5 < 0$; $\gamma_{10} > 0$; $\gamma_{11} > 0$; $\gamma_{12} \geq 0$; e, $\gamma_{13} > 0$.

Nas duas equações a serem estimadas – equações (6) e (7) – i representa cada um dos 645 municípios do estado de São Paulo, no qual os trabalhadores estão inseridos; w_i refere-se ao salário real do trabalhador (inflacionado pelo IGP-DI para R\$ de 2010); $PIBpc_i$ é o Produto Interno Bruto *per capita* real de cada município i (inflacionado pelo IGP-DI e medido em R\$ de 2010); as variáveis $\%Setor1_i$, $\%Setor2_i$ e $\%Setor3_i$ representam, respectivamente, a proporção do PIB da agropecuária em relação ao PIB municipal total, a proporção do PIB da indústria e a proporção do PIB do setor de serviços; $\%Fem_i$ é a proporção de mulheres sobre o total dos empregados no município i ; $Escmed_i$ refere-se à escolaridade média dos trabalhadores; $IDmed_i$ representa a idade média (em anos) dos trabalhadores; $IDmed_i^2$ representa a idade média ao quadrado dos trabalhadores; $Dist_i$ refere-se à distância entre o município i e a capital São Paulo; $Aerop_i$ é uma variável binária que identifica se

o município possui (1) ou não (0) aeroporto; Pop_i representa o tamanho da população no município i ; $Litoral_i$ é uma variável binária que indica 1 para o município litorâneo e 0 para o município não litorâneo; e, $Clima_i$, que também é uma variável binária dividida em sete classes de clima espalhadas pelo estado de São Paulo, segundo a classificação climática de Köppen (Cwa, Aw, Am, Af, Cfa, Cfb e Cwb, sendo “cwa” utilizada como base, pois esse clima abrange a parte central do estado e o município de São Paulo).

Como os salários e os empregos têm crescido menos nas regiões metropolitanas do que nas não metropolitanas, às equações (6) e (7), a serem estimadas, serão inseridas uma variável binária explicativa para o fato de o município ser localizado na região não metropolitana ou não.

3.3 Dinâmica espacial e temporal usando GMM-SYS

A especificação básica do painel dinâmico

especial utilizado (com variável dependente defasada no tempo e no espaço) é baseada em

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \rho [W_t Y_t]_i + EX_{it} \beta_1 + WEX_{it} \beta_2 + EN_{it} \gamma + \eta_i + v_{it} \quad (8)$$

Em que: α é o coeficiente autorregressivo temporal (defasado em um período); ρ é o coeficiente autoregressivo espacial associado com $W_t Y_t$, que representa o efeito da média ponderada do peso dos vizinhos; W_t é a matriz de pesos espaciais não estocástica e exógena ao modelo; EX_{it} são as variáveis explanatórias exógenas; EN_{it} são as variáveis explanatórias endógenas; η_i é o efeito individual e v_{it} são os resíduos normalmente distribuídos. O modelo (8) adotado é conhecido como um modelo de Durbin espacial dinâmico (veja Elhorst (2012) e DEBARSY et al., 2012 sobre as vantagens e algumas características desses modelos).

A partir dessa combinação de modelos autorregressivos temporal e espacial, precisa-se garantir que o processo é estacionário. Além disso, a equação (8) apresenta características de simultaneidade e endogeneidade (por ter a variável dependente defasada e espacialmente ponderada como variáveis explicativas), o que torna a estimação por MQO viesada e inconsistente, segundo Anselin (1998) *apud* Kukenova e Monteiro (2009). Isto implica necessidade de tratamento instrumental a todas as variáveis endógenas, obtido através do GMM-SYS, que pode corrigir para a endogeneidade da variável dependente defasada espacial e temporalmente bem como as demais variáveis explanatórias potencialmente endógenas. Além disso, esse método considera os problemas de erro de medida e de instrumentos fracos, controla os efeitos específicos individuais e que não variam no tempo (Kukenova e Monteiro, 2009).

A consistência do estimador GMM-SYS depende da validade das condições de momentos (ver Arellano e Bond (1991) e Blundell e Bond (1998)), que dependem, por sua vez, da suposição de ausência de correlação serial dos resíduos em nível e da exogeneidade das variáveis explanatórias, enquanto que a eficiência depende da escolha dos instrumentos. Os testes de especificação que garantem aquelas suposições são os seguintes: teste Arellano-Bond, que verifica a correlação em nível dos resíduos, e o teste Sargan/Hansen, que examina as condições dos momentos. Ressalte-se, no entanto, que esses testes podem gerar resultados distintos, devido a diferentes critérios de

Kukenova e Monteiro (2009) e representada por:

escolha dos instrumentos, o que será evidenciado na seção 5 deste artigo.

Em relação à matriz de pesos, optou-se pela configuração dos 15-vizinhos mais próximos, medida pela distância relativa da latitude e da longitude de seus centróides, como também adotado no artigo de Satolo e Bacchi (2013).

3.4 A interpretação dos resultados estimados em painel espacial dinâmico

A partir dos parâmetros da equação (8), Debarsy, Ertur e LeSage (2012) mostram que o impacto de um período à frente de uma mudança permanente na variável k no tempo t é dada por:

$$\partial Y_{t+T} / \partial X^{k'} = \sum_{s=0}^T D_s [I_N \beta_{1k} + W \beta_{2k}] \quad (9)$$

Em que: X^k representa a k -ésima coluna da matriz X , β_{1k} e β_{2k} são os parâmetros definidos para a variável k , e:

$$D_s = (-1)^s [(I_N - \rho W)^{-1} (-\alpha I_N)]^s (I_N - \rho W)^{-1}$$

4. DADOS UTILIZADOS NAS ESTIMATIVAS

As variáveis utilizadas para estimar as equações (6) e (7) são (o subíndice i indica cada município):

w_i = logaritmo natural do salário médio real. Utilizou-se a variável “Valor da Remuneração Média Nominal” da RAIS/MTE do ano corrente dividida pelo número de empregados com vínculo ativo em 31/12 e deflacionada pelo IGP-DI geral (base 2010).

Emp_i = refere-se ao logaritmo natural do número de empregos e não ao número de pessoas empregadas, uma vez que o indivíduo pode estar acumulando mais de um emprego até a data de referência. Esta informação está disponível na Relação Anual de Informações Sociais (RAIS/MTE).

$PIBpc_i$ = logaritmo natural do Produto Interno Bruto *per capita* dos municípios de São Paulo, em reais, disponível na Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE), deflacionado pelo IGP-DI geral (base 2010).

$\%Setor1_i$ = Participação, em %, da Agropecuária no Valor Adicionado Total de cada município do estado de São Paulo, disponível no SEADE. Na estimativa das equações (6) e (7), esta variável foi considerada como base e, portanto, os coeficientes β_2 e γ_2 não são estimados.

$\%Setor2_i$ = Participação, em %, da Indústria no Valor Adicionado Total de cada município do estado de São Paulo, coletado no sistema SEADE.

$\%Setor3_i$ = Participação, em %, do setor de Serviços no Valor Adicionado Total de cada município do estado de São Paulo, coletado no sistema SEADE.

$\%Fem_i$ = Participação, em %, dos empregados do sexo feminino em relação ao número total de empregados por município do Estado de São Paulo, disponível na RAIS/MTE.

$Escmed_i$ = Escolaridade média dos empregados com vínculo ativo, medida em anos. Para agregar os níveis de escolaridade da RAIS, as classificações foram divididas em 6 grupos de escolaridade: “menos de 1 ano”, “1 a 3 anos”, “4 a 7 anos”, “8 a 10 anos”, “11 a 14 anos” e “15 anos ou mais”, cujo os valores médios únicos, em anos, referentes a cada classificação foram: “0,5”, “2”, “5,5”, “9”, “12,5” e “18”, respectivamente. Estes foram multiplicados pelo número de empregados em cada classificação e a partir daí foi obtida a média em relação no número total de empregados (média aritmética de dados agrupados em intervalos – Rodrigues, 2010).

$IDmed_i$ = Idade média dos empregados com vínculo ativo, medida em anos. A média das classificações de idade foi calculada da mesma forma que a escolaridade

$IDmed^2_i$ = Idade média ao quadrado.

$Dist_i$ = Distância de cada município do estado em relação a sua capital, São Paulo, medida em km. Este dado é oriundo do Departamento de Estradas de Rodagem de São Paulo.

$Aerop_i$ = Variável binária, sendo 1 o município que possui aeroporto e 0 se não possui. Totalizam 78 os municípios que possuem aeródromos públicos, segundo a Agência Nacional de Aviação Civil (ANAC).

Pop_i = logaritmo natural da população de cada município de São Paulo. Esta informação é fornecida pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE).

Rnm_i = variável binária, cujo valor 1 é atribuído aos municípios não pertencentes às

regiões metropolitanas de São Paulo e 0 às Regiões Metropolitanas (Região Metropolitana de São Paulo, Região Metropolitana de Campinas, Região Metropolitana da Baixada Santista e Região Metropolitana do Vale do Paraíba e Litoral Norte). A região metropolitana de Sorocaba (criada pela lei Complementar Estadual 1241/2014) não será considerada na análise, pois o período em análise (1998 a 2012) é anterior a sua criação.

$Litoral_i$ = variável binária, cujo valor 1 é atribuído aos municípios pertencentes ao litoral (Bertioga, Cananéia, Caraguatatuba, Cubatão, Guarujá, Iguapé, Ilhabela, Ilha Comprida, Itanhaém, Mongaguá, Peruíbe, Praia Grande, Santos, São Sebastião, São Vicente e Ubatuba) e 0 aos demais municípios.

$Clima_i$ = a variável “clima” contém sete variáveis binárias referentes aos tipos de clima do estado de São Paulo: Cwa, Aw, Am, Af, Cfa, Cfb e Cwb, disponível no Centro de Pesquisas Meteorológicas Climáticas Aplicadas a Agricultura (Cepagri/Unicamp). Os municípios com o clima “Cwa” foram considerados como base, pois este abrange toda a parte central do estado, incluindo também alguns municípios como São Paulo, Campinas e Piracicaba.

Ressalta-se que teve-se que usar dados de PIB *per capita* ao invés de renda *per capita*, pois a última não é disponível a nível de municípios no Brasil. Também não há dados do movimento de passageiros para todos os aeroportos do Brasil e nem para todos os anos analisados no artigo, de modo que a variável $Aerop_i$ teve que ser binária.

A matriz de pesos espaciais para os 645 municípios do estado de São Paulo foi gerada pelo *software* GeoDa. Para a estimativa dos dados em painel foi utilizado o *software* Stata.

5. O COMPORTAMENTO DIFERENCIADO DO MERCADO DE TRABALHO NOS MUNICÍPIOS DO ESTADO DE SÃO PAULO DE 1998 A 2012

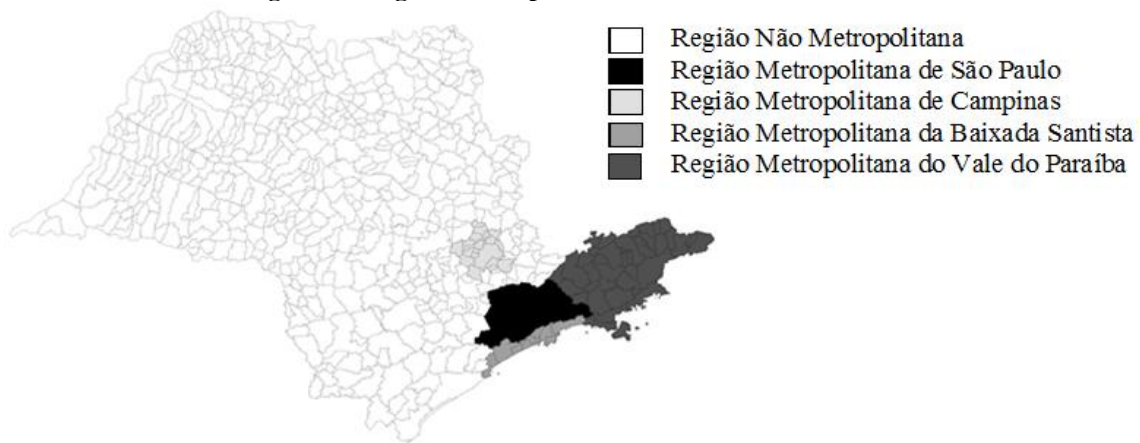
Esta seção apresenta uma breve análise da evolução do número de trabalhadores formais e de seus salários médios nos municípios do Estado de São Paulo de 1998 a 2012.

Até 2012, o Estado de São Paulo tinha uma região metropolitana definida pelo Governo Federal (a Região Metropolitana de

São Paulo, abrangendo 39 municípios, e estabelecida pela Lei Complementar Federal 14/73 de 08/06/1973) e mais três outras regiões metropolitanas definidas pelo Governo Estadual, a saber: a Região Metropolitana da Baixada Santista (com 9 municípios), criada em 30/07/1996 pela Lei Complementar Estadual 815/96; a Região Metropolitana de Campinas (com 19 municípios), criada em 19/06/2000 pela Lei Complementar Estadual 870/00; e a Região Metropolitana do Vale do Paraíba e Litoral Norte (com 39 municípios), criada em 09/01/2012 pela Lei Complementar Estadual 1166. A Figura 1 ilustra essas regiões metropolitanas dentro do Estado. As RMs de São Paulo são bem próximas entre si, de modo que é possível ocorrer efeitos de transbordamento que possa gerar *clusters* contínuos de emprego e salário. Isto porque se em um município A se localiza uma empresa grande empregadora e que paga bons salários, as

empresas localizadas nos municípios vizinhos (B e C, por exemplo) terão também que pagar bons salários para o mesmo tipo de trabalhador, pois, caso contrário os trabalhadores que moram nos municípios B e C poderão se deslocar diariamente para trabalhar no município A. Este efeito transbordamento é esperado ser maior dentro de Regiões Metropolitanas, pois elas apresentam a conurbação (ou seja, a união física de suas áreas urbanas) e há ligações de transporte público entre suas cidades. No entanto, espera-se que este efeito de transbordamento deva ser menor em áreas não metropolitanas, nas quais a conurbação muitas vezes não existe. Devido a esta suposição, a análise a seguir separará Regiões Metropolitanas (RMs), abrangendo 106 municípios, e os demais municípios serão considerados como região não metropolitana RNM (abrangendo 539 municípios), totalizando os 645 municípios paulistas (Figura 1).

Figura 1 - Regiões Metropolitanas do estado de São Paulo



Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 1 mostra a evolução do número de empregados formais no Estado de São Paulo, separados em regiões metropolitanas e não metropolitanas. Observa-se que os municípios que estão fora das regiões metropolitanas detinham 28,2% do número de empregos formais em 1998 e passaram a deter 30,5% em 2012. Trata-se de crescimento relativamente pequeno em pontos percentuais, mas que tem se mantido ao longo dos anos estudados. A taxa geométrica anual de crescimento deste percentual foi de 0,45% a.a. no período analisado.

Apesar de todas as regiões metropolitanas terem tido aumento do volume de emprego

formal, houve perda relativa de importância das Regiões Metropolitanas de São Paulo e da Baixada Santista.

A Tabela 2 apresenta a evolução do salário médio real do trabalhador formal nas regiões metropolitanas e não metropolitanas do Estado de São Paulo de 1998 a 2012. Observa-se que, de modo geral, o valor pago nas regiões metropolitanas é superior ao da não metropolitana, mas esse diferencial tem caído ao longo dos anos estudados (ver a última coluna da Tabela 2).

Tabela 1 - Evolução do número de empregados nas regiões metropolitanas e não metropolitanas de São Paulo – período de 1998 a 2012

Ano	Regiões metropolitanas						Regiões Não Metropolitanas	
	São Paulo	B. Santista	Campinas	Vale do Paraíba	Subtotal	Part. no Estado	Subtotal	Part. no Estado
1998	4.404.931	229.338	457.459	309.527	5.401.255	71,8%	2.117.659	28,2%
1999	4.425.910	236.405	484.006	302.825	5.449.146	71,4%	2.186.260	28,6%
2000	4.630.809	238.016	520.269	329.072	5.718.166	71,0%	2.331.366	29,0%
2001	4.681.367	239.159	532.750	349.388	5.802.664	70,5%	2.424.703	29,5%
2002	4.906.071	247.978	562.027	362.278	6.078.354	70,6%	2.529.694	29,4%
2003	4.928.566	252.692	580.587	365.706	6.127.551	70,0%	2.620.601	30,0%
2004	5.168.965	266.500	626.246	387.193	6.448.904	69,5%	2.824.273	30,5%
2005	5.426.661	287.742	676.517	408.040	6.798.960	69,7%	2.961.804	30,3%
2006	5.721.804	299.598	715.782	428.121	7.165.305	69,5%	3.149.813	30,5%
2007	6.160.103	323.113	773.813	465.745	7.722.774	69,7%	3.356.130	30,3%
2008	6.540.251	335.480	818.805	501.379	8.195.915	70,0%	3.517.248	30,0%
2009	6.722.364	346.471	850.295	521.391	8.440.521	69,9%	3.638.610	30,1%
2010	7.166.407	374.414	918.303	551.865	9.010.989	70,0%	3.862.616	30,0%
2011	7.380.405	398.204	965.081	572.918	9.316.608	69,5%	4.096.171	30,5%
2012	7.608.839	400.798	981.621	584.920	9.576.178	69,5%	4.207.363	30,5%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados coletados na RAIS

Tabela 2 - Evolução do salário médio real dos empregados nas regiões metropolitanas e não metropolitanas de São Paulo – período de 1998 a 2012

Ano	Regiões metropolitanas					Regiões Não Metropolitanas	Diferencial*
	São Paulo	Baixada Santista	Campinas	Vale do Paraíba	Média das RMs*	Média das RNM	
1998	2.033,14	2.115,49	2.139,50	1.488,31	1.858,74	1.329,96	528,78
1999	1.872,02	1.874,71	1.959,84	1.381,50	1.707,52	1.211,58	495,93
2000	1.725,28	1.703,10	1.801,83	1.279,77	1.573,21	1.115,71	457,50
2001	1.694,25	1.592,16	1.760,87	1.263,58	1.539,07	1.090,16	448,90
2002	1.574,35	1.504,84	1.648,80	1.205,23	1.445,99	1.047,64	398,35
2003	1.393,94	1.378,94	1.495,12	1.078,88	1.294,89	952,14	342,75
2004	1.401,98	1.370,82	1.491,26	1.056,42	1.288,20	936,42	351,78
2005	1.412,46	1.350,53	1.513,80	1.074,36	1.300,97	955,08	345,89
2006	1.474,45	1.454,88	1.592,78	1.142,12	1.371,73	1.027,16	344,56
2007	1.453,09	1.436,22	1.590,29	1.148,63	1.364,23	1.060,15	304,08
2008	1.401,51	1.360,93	1.568,72	1.129,22	1.327,85	1.049,46	278,39
2009	1.478,31	1.472,83	1.614,83	1.204,30	1.401,50	1.120,66	280,84
2010	1.513,47	1.468,60	1.670,34	1.240,66	1.437,40	1.170,35	267,05
2011	1.512,15	1.481,69	1.669,45	1.238,11	1.436,94	1.178,69	258,25
2012	1.556,69	1.529,07	1.733,91	1.278,09	1.483,61	1.234,01	249,60

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados coletados na RAIS.

* Diferencial entre o salário médio das RMs e RNM.

Nota: o cálculo da média das RMs foi feito a partir da soma da massa salarial dos municípios pertencentes às regiões metropolitanas do estado dividido pelos 106 municípios dessas mesmas regiões, o que não corresponde à média simples das remunerações das quatro regiões metropolitanas.

Conforme Pauli, Nakabashi e Sampaio (2012), no período de 1996 a 2006, os trabalhadores com ensino médio incompleto até o superior incompleto tiveram reduções nos níveis reais de salário, tanto na indústria quanto nos serviços. No período, o aumento da oferta de trabalho foi superior ao aumento da demanda, o que pressionou os salários para baixo (ANDRADE e MENEZES-FILHO, 2005).

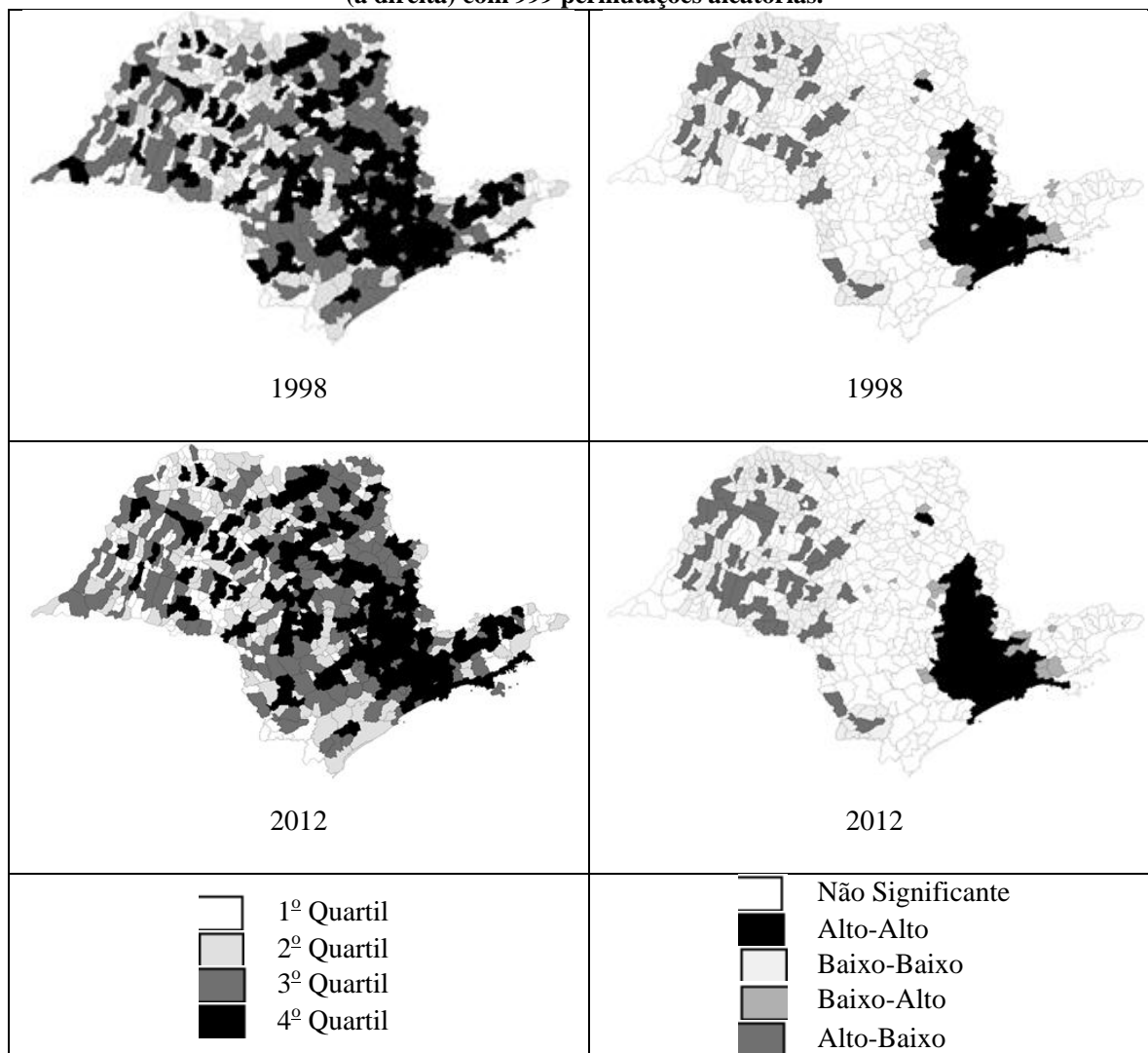
Para identificar a distribuição espacial do emprego, o lado esquerdo da Figura 2 mostra a

distribuição dos municípios por quartis na distribuição de empregos formais. O 1º quartil representa ¼ dos municípios com menos empregos formais e o 4º quartil apresenta os ¼ dos municípios com mais empregos formais. Claramente se observa que os municípios das quatro regiões metropolitanas do Estado de São Paulo são os que mais concentram empregos formais, sendo que há transbordamento de efeitos, surgindo uma faixa emendando as quatro regiões metropolitanas do Estado de São Paulo. No entanto, também há municípios

fora das RM que também se classificam no 4º quartil da distribuição de empregos formais, ainda que formando faixas menores do que as existentes nas RMs. Isto claramente fica evidente ao se analisar os clusters no lado direito da Figura 2. Esses clusters foram construídos considerando o I de Moran da distribuição de empregos formais.

Constata-se no lado direito da Figura 2 que surgem, no oeste do Estado de São Paulo, clusters alto-baixo, ou seja, municípios com grande concentração de emprego, circundados por outros que têm pouco emprego, implicando o surgimento de novas áreas de grande crescimento do emprego no interior de São Paulo.

Figura 2 - Mapas com a distribuição dos empregos, em ordem crescente (à esquerda) e mapas de clusters (à direita) com 999 permutações aleatórias.

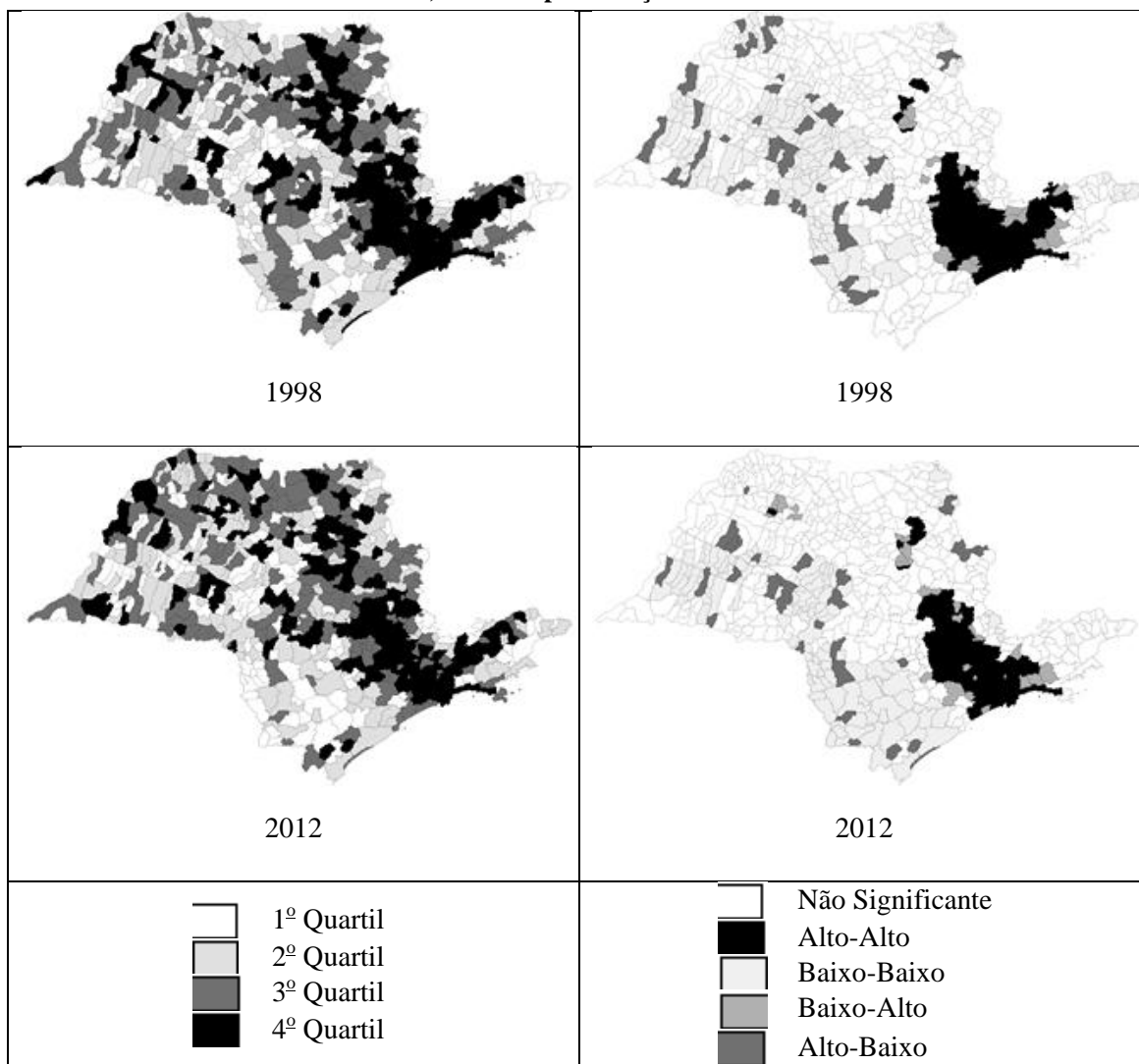


Fonte: Elaboração própria a partir do uso do *Software Geoda*.

A Figura 3 apresenta a distribuição espacial dos salários no Estado de São Paulo, também agrupando os municípios em quartis. As RMs de São Paulo, Campinas e Baixada Santista concentram os municípios que pagam maiores salários, mas também se encontram muitos outros municípios fora das RMs que também se classificam no 4º quartil da distribuição de

salários (veja o lado esquerdo da Figura 3). Claramente se observa no lado direito da Figura 3 que o cluster alto-alto que liga as quatro regiões metropolitanas tem diminuído e surgido outros clusters alto-alto no interior, bem como diminuído no interior os clusters baixo-baixo (veja o noroeste do Estado).

Figura 3 - Mapas com a distribuição dos salários, em ordem crescente (à esquerda) e mapas de clusters (à direita) com 999 permutações aleatórias



Fonte: Elaboração própria a partir do uso do *Software Geoda*.

Desde os anos 1970 se observa uma desconcentração da atividade produtiva no Brasil, segundo Diniz (1993). Porém, ainda assim os grandes aglomerados urbanos são os maiores responsáveis pelos avanços tecnológicos, através de centros de ensino e pesquisa, sustentados pela ciência e a técnica. Por isso, apesar da queda da importância da RMSP em relação as demais RM do Estado, essa metrópole ainda representa 50% do PIB estadual.

Esses resultados indicam que há efeitos espaciais na determinação do emprego e dos salários e a questão é o quão importante são esses efeitos, bem como os de variáveis como clima, infraestrutura e o tipo de atividade econômica. Esses efeitos são avaliados, na sequência, através da estimativa das equações (6) e (7) deduzidas na seção 3 deste artigo.

6. RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

No caso do presente artigo, usou-se, inicialmente, o comando `xtabond2` do STATA para rodar as regressões, obtendo-se o teste Sargan (estatisticamente significativo) e Hasen (não estatisticamente significativo). No entanto, os resultados econométricos não foram tão bons quanto ao se utilizar o comando `xtdpdsys`, o qual permite estimar a regressão por GMM-SYS. Os coeficientes e seus níveis de significância são mais coerentes com a teoria quando se usa o comando `xtdpdsys` do que quando se usa o `xtabond2`. Neste último caso, houve inversão dos sinais para PIB *per capita*, população, distância e importância do setor serviços em relação ao esperado na equação de salário e para PIB *per capita* e distância na equação de

emprego. Isto não ocorre ao usar o comando `xtdpdsys` (cujos resultados são apresentados a seguir).

As equações (6) e (7) foram estimadas a

partir do Sistema do Método dos Momentos Generalizados (GMM-SYS) e os resultados são apresentados nas Tabelas 3 e 4.

Tabela 3 - Estimativas dos modelos de salário (*twostep*) em painel espacial dinâmico estimados através do GMM-SYS (período de 1999 a 2011)

Variável dependente	GMM-SYS (1)		GMM-SYS (2)		GMM-SYS (3)		GMM-SYS (4)		GMM-SYS (5)	
	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z
$lnsalpc_{t-1}$	0,223	0,000	0,248	0,000	0,269	0,000	0,263	0,000	0,275	0,000
$Wlnsalpc$	0,673	0,000	0,693	0,000	0,664	0,000	0,664	0,000	0,647	0,000
$lnpibpc$	0,073	0,020	0,057	0,053	0,078	0,008	0,080	0,006	0,085	0,004
$lnpop$	0,002	0,923	-0,002	0,854	0,012	0,586	0,018	0,489	0,001	0,937
$Wlnpop$	-0,382	0,000	-0,393	0,000	-0,402	0,000	-0,399	0,000	-0,390	0,000
$Rnmt$	0,929	0,092	0,981	0,079	0,518	0,256	0,547	0,089	0,530	0,098
$Wrnmt$	-1,803	0,001	-1,776	0,001	-1,296	0,002	-1,299	0,000	-1,240	0,000
$Escmed$	0,077	0,000	0,077	0,000	0,078	0,000	0,077	0,000	0,076	0,000
$Idmed$	-0,099	0,296	-	-	-	-	-	-	-	-
$idmed2$	0,002	0,214	-	-	-	-	-	-	-	-
$Agroppib$	(Base)		(Base)		(Base)		(Base)		(Base)	
$Indpib$	0,124	0,024	0,106	0,052	0,085	0,130	0,093	0,080	0,066	0,206
$Servpib$	0,181	0,002	0,134	0,014	0,160	0,006	0,162	0,005	0,151	0,009
$dist$	-0,001	0,237	-0,001	0,246	-0,001	0,049	-0,001	0,018	-0,001	0,002
$litoral$	0,123	0,917	0,152	0,893	-0,265	0,748	-	-	-	-
$wlitoral$	0,112	0,949	0,451	0,787	0,160	0,879	-	-	-	-
$Aerop$	0,005	0,982	0,043	0,845	-0,044	0,803	-0,118	0,435	-	-
$waerop$	1,554	0,051	1,464	0,057	1,674	0,006	1,786	0,001	1,634	0,000
cwa	(Base)		(Base)		(Base)		(Base)		(Base)	
aw	-0,047	0,807	-0,047	0,803	-	-	-	-	-	-
am	-0,810	0,036	-0,742	0,035	-	-	-	-	-	-
af	-0,158	0,807	-0,236	0,702	-	-	-	-	-	-
cfa	-0,903	0,403	-0,651	0,490	-	-	-	-	-	-
cfb	-2,545	0,513	-2,269	0,514	-	-	-	-	-	-
cwb	-0,402	0,780	-0,007	0,996	-	-	-	-	-	-
fem	-0,837	0,000	-0,764	0,000	-0,755	0,000	-0,772	0,000	-0,807	0,000
$anos$	-0,010	0,002	-0,007	0,034	-0,008	0,025	-0,008	0,025	-0,007	0,032
constante	25,646	0,000	18,306	0,005	19,386	0,004	18,812	0,005	18,219	0,006
$m_1 \text{ Prob} > z$	-3,0093	0,0026	-3,0814	0,0021	-3,1051	0,0019	-3,0929	0,0020	-3,0827	0,0021
$m_2 \text{ Prob} > z$	0,4293	0,6677	0,8463	0,3974	0,8521	0,3941	0,8108	0,4175	0,8188	0,4129
Instrumentos eq. diferença	$lnsalpc_{t-2}, wlnsalpc_{t-2}$ e $lnpibpc_{t-2}$									
Instrumentos eq. nível	$\Delta ln salpc_{t-1}, \Delta wln salpc_{t-1}$ e $\Delta ln pibpc_{t-1}$									
Wald (Prob > chi)	3.668,74	0,0000	3.830,32	0,0000	3.910,31	0,0000	3.828,77	0,0000	3.993,84	0,0000
Observações	7.740		7.740		7.740		7.740		7.740	

Obs.1: O Modelo 1 refere-se ao “modelo completo”; Modelo 2: excluiu características pessoais ($idmed$ e $idmed2$); Modelo 3: excluiu “climas”; Modelo 4: excluiu “litoral” e “wlitoral”; e, Modelo 5: excluiu “aerop”. Obs.2: Foram estimados os modelos 1, 3, 4 e 5 excluindo a variável $lnpop$, já que seus sinais não corresponderam com os esperados e nem foram estatisticamente significativos.

Fonte: Elaboração própria.

Os cinco modelos foram estimados em dois passos (como sugerido por DEBARSY *et al.*, 2012) e com matriz de variância-covariância dos estimadores robusta¹, o que garante robustez à autocorrelação e heterocedasticidade do painel, apesar de os erros-padrão serem tenden-

ciosos para baixo. Um total de 8.385 observações (referentes a 645 municípios considerados de 1999 a 2011) foram utilizados, mas como o modelo é dinâmico (há uma variável defasada), apenas 7.740 dessas informações foram consideradas. Estimaram-se cinco tipos de modelos,

¹ No Stata, o comando para se estimar em dois passos é *twostep*, enquanto que a matriz de variância-covariância robusta dos estimadores é identificada por *VCE (robust)*. Porém, esta última impede que o teste de verificação da validade total das condições dos momentos seja averiguada (Teste de Sargan).

Tabela 4 – Estimativas dos modelos de emprego (*twostep*) em painel espacial dinâmico estimados através do GMM-SYS (período de 1999 a 2011)

Variável dependente lnemp	GMM-SYS (1)		GMM-SYS (2)		GMM-SYS (3)		GMM-SYS (4)		GMM-SYS (5)	
	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z	Coef.	P> z
lnemp _{t-1}	0,381	0,000	0,552	0,000	0,622	0,000	0,625	0,000	0,622	0,000
wlnemp	0,251	0,000	0,228	0,000	0,181	0,000	0,178	0,000	0,171	0,001
lnpibpc	0,019	0,366	0,035	0,081	0,047	0,010	0,052	0,004	0,051	0,005
lnpop	0,086	0,306	0,068	0,261	0,134	0,087	0,138	0,076	0,146	0,063
wlnpop	-0,066	0,319	-0,099	0,193	-0,116	0,085	-0,116	0,023	-0,117	0,022
rnmt	0,263	0,719	-0,358	0,615	-0,120	0,804	-0,045	0,906	-0,096	0,799
wrnmt	-1,314	0,092	-0,800	0,313	-0,328	0,514	-0,302	0,464	-0,285	0,491
escmed	-0,083	0,000	-	-	-	-	-	-	-	-
idmed	-0,198	0,098	-	-	-	-	-	-	-	-
idmed2	0,002	0,341	-	-	-	-	-	-	-	-
agropib	(Base)		(Base)		(Base)		(Base)		(Base)	
indpib	-0,003	0,962	0,076	0,280	0,125	0,098	0,118	0,118	0,116	0,123
servpib	-0,005	0,929	0,025	0,669	0,071	0,220	0,085	0,147	0,086	0,143
dist	-1,8E-04	0,866	1,8E-04	0,847	-4,1E-04	0,323	-4,3E-04	0,192	-3,8E-04	0,237
litoral	1,155	0,338	1,286	0,254	0,073	0,924	-	-	-	-
wlitoral	-1,231	0,673	-3,229	0,191	-0,199	0,891	-	-	-	-
aerop	1,970	0,000	1,338	0,003	1,121	0,006	1,134	0,007	1,116	0,010
waerop	-0,761	0,548	-0,532	0,600	-0,320	0,660	-0,481	0,460	-	-
cwa	(Base)		(Base)		(Base)		(Base)		(Base)	
aw	-0,170	0,604	-0,288	0,288	-	-	-	-	-	-
am	0,374	0,678	0,070	0,929	-	-	-	-	-	-
af	0,392	0,747	0,579	0,479	-	-	-	-	-	-
cfa	-4,856	0,185	-4,315	0,118	-	-	-	-	-	-
cfb	0,266	0,929	0,236	0,907	-	-	-	-	-	-
cwb	-3,914	0,189	-1,878	0,338	-	-	-	-	-	-
fem	-0,715	0,000	-1,182	0,000	-1,239	0,000	-1,233	0,000	-1,231	0,000
anos	0,054	0,000	0,018	0,000	0,016	0,000	0,016	0,000	0,016	0,000
constante	-99,56	0,000	-32,08	0,000	-29,77	0,000	-29,55	0,000	-30,51	0,000
m ₁ Prob > z	-4,52	0,0000	-6,2046	0,0000	-7,1374	0,0000	-7,2189	0,0000	-7,2307	0,0000
m ₂ Prob > z	0,7283	0,4664	0,6564	0,5115	0,7281	0,4665	0,7305	0,4651	0,7306	0,4650
Instrumentos eq. Diferença	lnemp _{t-2} , wlnemp _{t-2} e lnpibpc _{t-2}									
Instrumentos eq. Nível	Δlnemp _{t-1} , Δwlnemp _{t-1} e Δlnpibpc _{t-1}									
Wald (Prob>chi 2)	6.636,24	0,0000	10.470,01	0,0000	11.225,31	0,0000	11.144,10	0,0000	11.232,46	0,0000
Observações	7.740		7.740		7.740		7.740		7.740	

Obs.: O Modelo 1 é completo (com todas as variáveis expostas na Metodologia); o Modelo 2 exclui as características pessoais (*escmed*, *idmed* e *idmed2*); o Modelo 3 exclui os climas; o Modelo 4 exclui *litoral* e *wlitoral*; e, o Modelo 5 exclui *waerop*.

Fonte: Elaboração própria.

com a mesma metodologia. O primeiro modelo (segunda coluna da Tabela 3) considera todas as variáveis explicativas da equação (6), mas devido a correlações entre as variáveis ou pela soma delas implicar hum, elas foram “dropadas” pelo *Stata*, que são os casos das variáveis participação da agropecuária no PIB (*agropib*) e tipo de clima da capital (*cwa*) e que servem de base de comparação para as variáveis *Setor* e *Clima*.

Na estimativa do modelo completo (equação 1), os coeficientes associados às variáveis

lnpibpc, *rnmt*, *escmed*, *aerop* e *fem* tiveram sinais tais quais os esperados e (com exceção da variável *aerop*) todos esses coeficientes foram estatisticamente significativos a 10%. Todos os tipos de clima, em relação à *cwa*, tiveram sinais negativos, mas foram não significantes estatisticamente, exceto “am”, significativo a 5%. A variável *anos*, utilizada para capturar a tendência temporal, foi negativa e estatisticamente significativa, porém de baixo valor. Os coeficientes de *idmed* e *idmed2* tiveram seus sinais contrários aos esperados e não

foram estatisticamente significativos. A equação (2) manteve a significância a 10% das variáveis *rnmt* e *wrnmt* e os sinais esperados; então, o modelo seguinte estimado excluiu as variáveis referentes à clima por não serem estatisticamente significantes. A equação tornou a variável *rnmt* não estatisticamente significativa, porém ainda com o sinal esperado. Então, a equação (4) excluiu as variáveis *litoral* e *wlitoral* devido a elas não serem estatisticamente significantes. Por fim, a equação (5), que exclui *aerop* também, devido seu coeficiente ser negativo e não significativo na equação (4).

Constata-se que nas cinco estimativas apresentadas na Tabela 3 a variável binária que caracteriza um município como sendo pertencente à região não metropolitana apresenta coeficientes positivos e estatisticamente significativos a 10%, enquanto que os coeficientes associados à variável que mensura os quinze vizinhos mais próximos dos municípios não metropolitanos tiveram sinais negativos e foram estatisticamente significantes a 1%.

Os testes de autocorrelação Arellano-Bond, m_1 e m_2 , corroboram o uso da metodologia GMM-SYS, pois m_2 indica ausência de autocorrelação nos resíduos em nível, enquanto que m_1 não. O teste de Wald foi significativo em todos os modelos, também indicando que as variáveis independentes são capazes de explicar o comportamento da variável dependente.

Observando a Tabela 3, referente à estimativa da equação de salários (equação 6), observa-se que há inércia do salário anterior sobre o atual, ou seja, o coeficiente associado à variável *lnsalpc_{t-1}* é positivo e estatisticamente significativo. O coeficiente associado a esta variável variou entre 0,22 e 0,28 nas regressões estimadas. Constata-se, também, o efeito espacial dos salários, medido pelo coeficiente associado à variável *wlnsalpc*, que também foi positivo e estatisticamente significativo, e cuja dimensão foi maior do que o coeficiente da variável *lnsalpc_{t-1}*. Portanto, na determinação dos salários há maior dependência espacial do que de inércia salarial.

A significância estatística de *wlnsalpc* e o seu alto coeficiente, em comparação ao coeficiente de *lnsalpc_{t-1}*, refletem o que já foi comentado na seção anterior, de que se um município pagar maior salário, o município vizinho também deve pagar maior salário, pois caso contrário o trabalhador se deslocará (diariamente ou em frequência compatível com seu

estilo de vida) de uma cidade a outra em busca de melhores salários.

Entre as variáveis de primeira natureza (clima, distância à capital e área de litoral) a distância à capital teve sinal negativo e com significância estatística até 5% nas equações 3, 4 e 5 da Tabela 3, apesar de baixa magnitude do coeficiente. Isto indica que quanto mais distante da capital for um município, menor será o seu salário em relação à capital. Isto reflete o fato da capital ainda pagar maiores salários em relação a outros municípios, em especial os mais remotos. As variáveis relacionadas a clima (tomando o clima da região central do estado de São Paulo como base, que inclui o município de São Paulo, entre outros) tiveram, de modo geral, coeficientes negativos, mas não foram estatisticamente significativos, a não ser o tipo de clima “am” (que apresenta significância estatística e ocorre na região de Ourinhos). O fato de a cidade ser litorânea apresentou coeficiente com sinal positivo (equações 1 e 2 da Tabela 3), o que indicaria que o empregado teria maior salário do que trabalhando em área não litorânea, porém este coeficiente não foi estatisticamente significativo – o mesmo ocorreu com as cidades próximas ao litoral (*wlitoral*). De qualquer forma, isto contradiz a expectativa inicial de que o trabalhador estaria abrindo mão de salário em troca de lazer por trabalhar em área litorânea. Por outro lado, este resultado pode indicar que no litoral há maior presença de empresas de turismo, permitindo-lhes pagar maior salário e o trabalhador está ali trabalhando e não usufruindo de lazer.

As variáveis de segunda natureza (principalmente, PIB e tipo de atividade econômica) são as que tiveram maior significância estatística de influência sobre os salários e os seus coeficientes tiveram os sinais esperados. O coeficiente associado à variável PIB *per capita* (medida em logaritmo neperiano) foi 0,073 na primeira equação da Tabela 3, indicando que o aumento de 10% no PIB *per capita* implica aumento de 0,73% no salário real². Como esperado, à medida que aumenta a participação dos setores industrial e de serviços no PIB municí-

² O PIB é a soma das massas de salário, de lucros, de juros e de alugueis, acrescidos de tributos indiretos. O PIB pode se elevar devido ao aumento dos três últimos componentes, elevando assim a demanda de trabalho e impactando positivamente os salários. O coeficiente de correlação entre os logaritmos de salário e PIB *per capita* nos dados utilizados foi de 0,5834. Diante dessas considerações, não se pode considerar o PIB *per capita* como variável endógena.

pal à custa de queda de participação do setor agropecuário, há aumento do salário médio em nível do município. Em todas as estimativas, o coeficiente associado à variável participação do setor serviço no PIB municipal é maior do que o coeficiente associado à variável participação do setor indústria no PIB municipal, indicando que o setor de serviços tem maior dinamismo em ampliar os salários. O coeficiente associado à variável presença de aeroporto (variável *aerop*) não foi estatisticamente significativa no município que o possui, mas teve impacto positivo sobre os salários de seus municípios vizinhos (em todas as equações o coeficiente associado à variável *waerop* foi positivo e estatisticamente significativo a 10%). Deve-se destacar, no entanto, que o modo como esta variável foi construída (variável binária, ou seja, se o município tem ou não tem aeroporto), infelizmente, não permite avaliar a intensidade de uso do aeroporto.

Em relação às variáveis que mensuram características pessoais dos trabalhadores, destacam-se que: (1) os coeficientes associados às variáveis idade e idade ao quadrado não foram estatisticamente significativos, como em Menezes e Azzoni (2006); (2) o coeficiente associado à variável escolaridade média (*Esc-med*) foi positivo e significativo em todas as estimativas, indicando que mais anos de estudos levam a maiores salários, conforme Barros e Mendonça (1995); (3) o coeficiente associado à proporção de mulheres na força de trabalho (variável *Fem*) teve o sinal esperado em todas as equações (em torno de -0,8) e foi estatisticamente significativa a 0,1%. Isto indica que quanto maior é a participação das mulheres no total de empregados, menor é o salário médio pago no município, o que reflete o fato de mulheres receberem salários menores do que os homens (resultado similar obteve Giuberti e Menezes-Filho, 2005 e Montebello, 2010).

Entre as variáveis regionais, o coeficiente relativo à população (*lnpop*) não foi estatisticamente significativo em nenhuma das equações estimadas de determinação dos salários, apesar de o sinal ser tal qual o esperado na equação 2 da Tabela 3, porém, a variável *wlnpop* obteve sinal negativo e foi estatisticamente significativa em todas as equações apresentadas na Tabela 3, o que indica que há uma relação negativa entre a população vizinha e o salário do município *i*.

Na Tabela 4, pode-se observar que, em todas as estimativas, a magnitude dos coeficientes de $lnemp_{t-1}$ foi mais elevada do que a magnitude do coeficiente de *wlnemp*. Isto indica que, na equação de emprego, o espaço não é tão importante como na equação salarial, e a ênfase maior neste caso é dada à questão temporal (inércia).

Os sinais de *lnpibpc* e *lnpop* foram iguais aos esperados teoricamente. A variável binária *wrrmt* (defasada espacialmente) apresentou sinal negativo em todas as estimativas, porém só foi estatisticamente significativa a 10% na equação 1 da Tabela 4. Já a variável *rmt* apresentou sinal positivo apenas na equação 1, porém, estatisticamente não significativo (ver Tabela 4).

As avaliações dos impactos diretos e indiretos, sobre os salários e o emprego, do fato do município não pertencer à região metropolitana (variável *rmt*) foram calculados usando a fórmula (9). Consideraram-se, para cada estimativa dos impactos, as regressões completas (estimativas 1 das Tabelas 3 e 4).

Quanto aos impactos, percebe-se que os impactos diretos (sobre o próprio município) e os indiretos (sobre seus 15 municípios vizinhos) sobre os salários da variável binária *rmt* têm valor unitário (hum), considerando apenas o modelo 1. Considerando os efeitos contemporâneos, constata-se que os impactos diretos são maiores do que os indiretos (avaliados por município, sendo 1,9 e 0,1, respectivamente, no modelo completo). Quanto ao emprego, ambos os impactos (direto e indireto) aumentam de magnitude (2,4 e 0,3, respectivamente, no modelo completo).

7. CONCLUSÃO

A formação de regiões metropolitanas, concentrando a oferta de emprego e pagando elevados salários, foi um fato normal no Brasil na segunda metade do século passado. O processo de desconcentração das atividades econômicas foi, muitas vezes, considerado como fruto da geração de novas metrópoles, sendo que algumas conseguiam se fundir fisicamente. No entanto, a partir da segunda metade da década de 1990, tem-se observado o crescimento do emprego e do salário no interior de alguns estados, que não são frutos da criação de novas áreas metropolitanas. Um caso importante a

estudar é o do Estado de São Paulo, pois além de ser o mais rico do país, detendo 32,6% do PIB brasileiro em 2011, também se observou nele o maior crescimento do emprego e do salário fora de suas quatro regiões metropolitanas existentes até 2012. Essas detinham 71,8% do emprego formal do estado em 1998 e 69,5% em 2012. O salário médio pago nessas regiões metropolitanas foi 39,8% superior ao pago nas regiões não metropolitanas em 1998 e em 2012 foi 20,2% superior ao salário pago nas RNM. O diferencial salarial entre as regiões indicou uma redução em 5,4% a.a. ao longo do período analisado.

Dentro deste contexto, o objetivo deste artigo foi analisar a evolução e os determinantes do emprego e do salário das pessoas empregadas formalmente nas regiões metropolitanas e não metropolitanas do estado de São Paulo. Diferentemente de muitos outros trabalhos, empregou-se no presente artigo os dados da RAIS (que mostram salário – não rendimento do trabalho – e emprego), agregados por municípios, e usou-se a combinação de referenciais teóricos da economia regional e da economia do trabalho, deduzindo e estimando duas equações (uma de salário e outra de emprego) para quantificar os efeitos de variáveis classificadas em pessoais, regionais e econômicas sobre os salários e o emprego. Além disto, utilizaram-se técnicas de regressão baseadas na econometria espacial.

Entre os resultados encontrados, ressalta-se que a diminuição do diferencial de salários entre os municípios deve-se, em parte, ao efeito defasagem espacial em que o bom salário pago em um município leva ao acréscimo do salário nos municípios vizinhos. Esse efeito (com o coeficiente de $wlnsalpc$ sendo de 0,67 no modelo completo – primeira regressão da Tabela 3) foi maior do que o de inércia salarial (coeficiente de $lnsalpc_{t-1}$ igual a 0,22 na Tabela 3). Já na determinação do emprego ocorre o inverso, com o efeito de inércia (o coeficiente de $lnemp_{t-1}$ igual a 0,38) sendo maior do que o efeito espacial (o coeficiente de $wlnemp$ é igual a 0,25, ver a primeira regressão da Tabela 4).

O coeficiente referente à variável binária que indica o município pertencer à região não metropolitana (RNM_i) obteve sinal positivo tanto na equação de salários quanto na equação de emprego, nesta última no modelo 1 (ver Tabelas 3 e 4), confirmando os resultados esta-

tísticos do maior crescimento dos salários e emprego no interior do Estado (mostrados nas Figuras 2 e 3 da Seção 5). As análises das áreas não metropolitanas dos efeitos direto e indireto sobre os salários e empregos mostram que tais impactos não são apenas contemporâneos, mas os impactos diretos são maiores do que os indiretos.

Entre as variáveis pessoais, destacam-se os efeitos positivos da educação e os efeitos negativos da participação das mulheres na força de trabalho sobre o salário, o que confirma resultados de outros trabalhos que utilizaram os dados das PNADs (tais como Azzoni e Servo, 2002; Silveira-Neto e Azzoni, 2004; Menezes e Azzoni, 2006; Oliveira, Scorzafave e Pazello, 2009; e, Casari, 2012).

É interessante ressaltar que o aumento da participação da indústria e do serviço na composição do PIB, e a consequente queda da participação da agropecuária, tiveram efeitos positivos e estatisticamente significativos sobre ambos, geração de emprego e aumento dos salários, o que leva a concluir que o crescimento dessas atividades no interior está permitindo a desconcentração da atividade econômica. No entanto, o crescimento dessas atividades pode estar associado ao crescimento do agronegócio e, portanto, a queda de importância da agropecuária deve ser analisada com cuidado ao se propor políticas de desconcentração econômica.

Os resultados gerados neste artigo chamam a atenção para os impactos da desconcentração econômica (como a industrial) sobre o mercado de trabalho e podem ser úteis a formuladores de políticas econômicas, em especial na previsão dos efeitos diretos e indiretos sobre o comportamento dos salários e emprego ao longo do tempo. Porém, ainda são necessários testes com outras configurações espaciais para confirmar os resultados gerados no artigo, bem como a análise do mercado de trabalho em outros estados. Esses estudos, juntamente com a presente artigo, permitirão aos formuladores de políticas públicas terem maiores fundamentos em suas propostas.

À medida que novos dados possam estar disponíveis, algumas variáveis consideradas em nossas análises poderão ser redimensionadas, em especial as que mensuram acessibilidade.

BIBLIOGRAFIA

- ALTONJI, J.G.; HAM, J.C. Variation in employment growth in Canadá: the role of external, national, regional and industrial factors. Industrial Relations Section. Princeton: Princeton University, November 1985. (Working Paper, 201).
- ANDRADE, A. A. S.; MENEZES-FILHO, N. A. O papel da oferta de trabalho no comportamento dos retornos à educação no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 35, n. 2, 2005.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economics Studies*, Oxford, v.58, n.2, p.227-297, 1991.
- AZZONI, C. R. Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995. *Est. Econ.*, São Paulo, V. 27, n. 3, p.341-393, 1997.
- AZZONI, C. R.; SERVO, L. M. S. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil in the 90's. *Papers Regional Science*. Alemanha, v. 81, p.157-175, 2002.
- AZZONI, C. R.; SILVEIRA-NETO, R. M. Decomposing regional growth: labor force participation rates, structural changes, and sectoral factor reallocation. *The Annals of Regional Science*, Estocolmo, v.39, p.1-19, 2005.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. Os determinantes das desigualdades no Brasil. Texto para Discussão n. 377. IPEA. Rio de Janeiro, julho 1995.
- BAYER, C. JüßEN, F. Convergence in West German Regional Unemployment Rates. *German Economic Review*, Oxford, v. 8, n.4, p. 510-535, 2007.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, Atlanta, v. 87, p.115-143, 1998.
- CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. R. V.; LEITE, P. G. P. G.. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. *Rev. Bras. Econ.* [online], São Paulo, v.58, n.2, p. 185-210, 2004.
- CASARI, P. Segmentação no mercado de trabalho brasileiro: diferenças entre o setor agropecuário e os setores não agropecuários, período de 2004 a 2009. 2012. 143 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.
- COELHO, A. M.; CORSEUIL, C. H. Diferenciais Salariais no Brasil: Um Breve Panorama. Texto para Discussão n. 0898, IPEA, Rio de Janeiro, ago. 2002.
- CRESPO-CUARESMA, J.; FOSTER, N.; STEHRER, R. Determinants of Regional Economic Growth by Quantile. *Regional Studies*, London, v. 45, n.6, p. 809-826, 2011.
- DEBARSY, N.; ERTUR, C.; LESAGE, J. P. Interpreting dynamic space-time panel data models. *Statistical Methodology*, Texas, v. 9, p. 158-171, 2012.
- DINIZ, C. C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração, nem contínua polarização. *Nova Economia*. Belo Horizonte, v.3, n.1, set. 1993.
- DINIZ, C. C. Repensando a questão regional brasileira: tendências, desafios e caminhos. In: *Painéis sobre o Desenvolvimento Brasileiro*. Rio de Janeiro, 2002.
- EHRENBERG, R.G.; SMITH, R.S. A moderna economia do trabalho. São Paulo: Makron Books, 2000. 794p.
- ELHORST, J. P. Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences. *Journal of Geographical Systems*, Berlin, v. 14, n.1, p.5-28, 2012.
- ESTADO DE SÃO PAULO “Interior passa capitais na criação de empregos pela 1ª vez em oito anos”, O Estado de São Paulo, dia 05 de março de 2014, página B1.
- EZCURRA, R. Unemployment Volatility and Regional Specialization in the European Union. *Regional Studies*, London, v.45, n.8, p.1121-1137, 2011.
- FAGERBERG, J.; VERSPAGEN, B. Heading for divergence? Regional growth in Europe reconsidered. *Journal of Common Market Studies*, Oxford, v.34, n.3, 1996.
- FERNANDES, R.; PICHETTI, P. Uma análise da estrutura do desemprego e da inatividade no Brasil metropolitano. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.29, n.1, p. 87-112, abr. 1999.
- FREGUGLIA, R. S.; MENEZES-FILHO, N. A.; SOUZA, D. B. Diferenciais salariais inter-regionais, interindustriais e efeitos fixos individuais: uma análise a partir de Minas Gerais. *Revista Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 37, n. 1, p.129-150, 2007.
- GEODA (GeoDa Center for Geospatial

Analysis and Computation) Disponível em: <<https://geodacenter.asu.edu/node/390#k>>.

Acesso em: set. 2013.

GEPPERT, K.; STEPHAN, A. Regional disparities in the European union: convergence and agglomeration. *Papers in Regional Science*, Oxford, v.87, n.2, June, 2008.

GIUBERTI, A. C.; MENEZES-FILHO, N. Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. *Econ. Apl.* [online], São Paulo, vol.9, n.3, p. 369-384, 2005.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Território metropolitano, políticas municipais – por soluções conjuntas de problemas urbanos no âmbito metropolitano. Editores: FURTADO, B.A.; KRAUSE, C.; FRANÇA, K. C. B. IPEA, 2013.

KRETZMANN, C. K.; CUNHA, M. S. Flutuações no mercado de trabalho brasileiro: regiões metropolitanas e não-metropolitanas. *Revista Economia*, Brasília, v.10, n.2, p. 401-419, maio/agosto 2009.

KUBRUSLY, L.S.; SABOIA, J. Uma análise multivariada da população ocupada nas regiões metropolitanas brasileiras. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 27, n.2, p. 411-436, out.2006.

KUKENOVA, M.; MONTEIRO, J. A. Spatial Dynamic Panel Model and System GMM: A Monte Carlo Investigation. MPRA Paper n.14319, Munich Personal RePEc Archiv, 2009.

MANSO, C. A.; BARRETO, F. A. F. D.; FRANÇA, J. M. S. Bem-estar social, mercado de trabalho e o desequilíbrio regional brasileiro. *Revista de Estudos Econômicos*, São Paulo, v.40, n.2, p.401-443, 2010.

MARSTON, S.T. Two views of the geographic distribution of unemployment. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford, v. 100, n.1, p. 57–79, Feb, 1985.

MENEZES, T.A.; AZZONI, C.R. Convergência de salários entre as regiões metropolitanas brasileiras: custo de vida e aspectos de demanda e oferta de trabalho. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.36, n.3, p.449–470, 2006.

MINCER, J. Schooling, experience and earnings. *National Bureau of Economic Research*. Cambridge, 1974.

MONTEBELLO, A. E. S. Configuração, reestruturação e mercado de trabalho do setor de celulose e papel no Brasil. Tese de Doutorado. Escola Superior de Agricultura “Luiz de

Queiroz” (ESALQ/USP). Piracicaba, 2010.

MOSSI, M. B.; AROCA, P.; FERNANDEZ, I. J.; AZZONI, C. R. Growth dynamics and space in Brazil, *International Regional Science Review*, Texas, v.26, n.3, p.393-418, 2003.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *Internacional Economic Review*, v. 14, n. 3, p. 693-709, out. 1973.

OLIVEIRA, P.R.; SCORZAFAVE, L.G; PAZELLO, E.T. Desemprego e inatividade nas metrópoles brasileiras: as diferenças entre homens e mulheres. *Revista Nova Economia*, Belo Horizonte, v.19, n.2, p. 291–324, 2009.

PAULI, R. C.; NAKABASHI, L; SAMPAIO, A. V. Mudança estrutural e mercado de trabalho no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 32, n. 3, São Paulo, jul./set. 2012.

PESSOA, A. S. Existe um problema de desigualdade regional no Brasil? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29, 2001, Salvador. *Anais...*, 2001.

PIACENTI, C.A.; ALVES, L.R; LIMA, J.F. O perfil locacional do emprego setorial no Brasil. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v.39, n.3, p. 482–502, 2008.

PUGA, D. European regional policies in light of recent location theories. *Journal of Economic Geography*, Oxford, v.2, p.373-406, 2002.

RAMOS, L. O desempenho recente do mercado de trabalho brasileiro: tendências, fatos estilizados e padrões espaciais, *Texto para Discussão n. 1255*, IPEA, Rio de Janeiro, jan. 2007.

RIBEIRO, L.C.Q.; SILVA, E.T.; RODRIGUES, J.M. Metrôpoles brasileiras: diversificação, concentração e dispersão. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*, Curitiba, número 120, p. 177 a 207, jan./jun. de 2011.

RODRIGUES, W. L. *Estatística Aplicada*. 8ª ed. Rio de Janeiro, 2010. Disponível em: <<http://pt.scribd.com/doc/58595185/Estatistica-Aplicada-Ed-2010>>. Acesso em: ago. 2013.

RODRIGUEZ-POSE, A.; TSELIOS, V. Inequalities in income and education and regional economic growth in western Europe. *London: 2008*, p.1–32 (Working Papers,34).

SAMUELSON, P. A.; NORDHAUS, W. D. *Microeconomia*. Ed. Mcgraw-Hill. 18ª ed., 2005 433p.

SATOLO, L; BACCHI, M. Impacts of the Recent Expansion of the Sugarcane Sector on Municipal per Capita Income in São Paulo

State. Hindawi Publishing Corporation, V. 2013, New York, 2013.

SERVO, L. M. S. Diferenciais regionais de salários no Brasil. Dissertação de Mestrado. Universidade de São Paulo. São Paulo, 1999.

SILVEIRA-NETO, R. M.; AZZONI, C. R. Disparidades Regionais de Renda no Brasil: Qual a Importância das Amenidades Regionais? Disponível em: < <http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/ETENE/Anais/docs/2004-dissiparidades.pdf>>. Acesso em: mar 2012. (2004)

SILVEIRA-NETO, R.; CAMPELO, A. K. O perfil das disparidades regionais de renda no Brasil: evidências a partir de regressões quantílicas para os anos de 1992 e 2001. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 9 a 12 de dezembro de 2003, Porto Seguro, *Anais...* 2003.

SOARES, S. S. D. Perfil da Discriminação no Mercado de Trabalho. Homens Negros,

Mulheres Brancas e Mulheres Negras. Texto para discussão n. 769. IPEA. Brasília, nov. 2000.

STADUTO, J. A. R.; MALDANER, I. S. Dispersão do rendimento do trabalho entre as regiões metropolitana e não metropolitana do Estado do Paraná. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 31, n. 2, p. 451-476, 2010.

STIMSON, R.J.; ROBSON, A.; SHYY, T.K. Modeling regional endogenous growth: an application to the non-metropolitan regions of Australia. *Annual Regional Science*, Canberra, v.43, p.379–398, 2009.

STERNBERG, S.S.W. O Mercado formal de trabalho no RS e em suas regiões na década de 90. I Encontro de Economia Gaúcha. Disponível em: http://cdn.fee.tche.br/eeg/1/mesa_8_sternberg.pdf. Acesso em: 24 nov. 2012. Porto Alegre, 2002.

ANEXO A - Demonstração da obtenção da equação (6)

A forma linear de (1) é:

$$DT^i = a_0 + a_1w_i + a_2PIBpc_i + a_3\%Setor1_i + a_4\%Setor2_i + a_5\%Setor3_i + a_6\%Fem_i + a_7Escmed_i + a_8IDmed_i + a_9IDmed_i^2 + a_{10}Dist_i + a_{11}Aerop_i \quad (A.1)$$

Espera-se que: $a_1 < 0$; $a_2 > 0$; $a_3 < 0$ e, $a_{11} > 0$ (mede-se a acessibilidade pela presença de Aeroporto).
 (supondo que o Setor 1 seja a agropecuária);
 $a_4 > 0$; $a_5 > 0$; $a_6 < 0$; $a_7 > 0$; $a_8 > 0$; $a_9 < 0$; E a forma linear da equação (2) é:

$$OT^i = b_0 + b_1w_i + b_2Escmed_i + b_3IDmed_i + b_4IDmed_i^2 + b_5pop_i + b_6litoral_i + b_7clima_i \quad (A.2)$$

Espera-se que $b_1 > 0$; $b_2 < 0$; $b_3 > 0$; $b_4 < 0$; Igualando as equações (A.1) e (A.2) tem-se:
 $b_5 > 0$; e, $b_6 > 0$. Não se define, *a priori*, o sinal de b_7 .

$$a_0 + a_1w_i + a_2PIBpc_i + a_3\%Setor1_i + a_4\%Setor2_i + a_5\%Setor3_i + a_6\%Fem_i + a_7Escmed_i + a_8IDmed_i + a_9IDmed_i^2 + a_{10}Dist_i + a_{11}Aerop_i = b_0 + b_1w_i + b_2Escmed_i + b_3IDmed_i + b_4IDmed_i^2 + b_5pop_i + b_6litoral_i + b_7clima_i \quad (A.3)$$

Isolando no primeiro membro as parcelas referentes ao salário, tem-se:

$$a_1w_i - b_1w_i = -a_0 + b_0 - a_2PIBpc_i - a_3\%Setor1_i - a_4\%Setor2_i - a_5\%Setor3_i - a_6\%Fem_i + (-a_7 + b_2)Escmed_i + (-a_8 + b_3)IDmed_i + (-a_9 + b_4)IDmed_i^2 - a_{10}Dist_i - a_{11}Aerop_i + b_5pop_i + b_6litoral_i + b_7clima_i \quad (A.4)$$

Isolando a variável salário no lado esquerdo da expressão acima, tem-se:

$$w_i = \frac{-a_0 + b_0}{(a_1 - b_1)} - \frac{a_2}{(a_1 - b_1)}PIBpc_i - \frac{a_3}{(a_1 - b_1)}\%Setor1_i - \frac{a_4}{(a_1 - b_1)}\%Setor2_i - \frac{a_5}{(a_1 - b_1)}\%Setor3_i - \frac{a_6}{(a_1 - b_1)}\%Fem_i + \frac{(-a_7 + b_2)}{(a_1 - b_1)}Escmed_i + \frac{(-a_8 + b_3)}{(a_1 - b_1)}IDmed_i + \frac{(-a_9 + b_4)}{(a_1 - b_1)}IDmed_i^2 - \frac{a_{10}}{(a_1 - b_1)}Dist_i - \frac{a_{11}}{(a_1 - b_1)}Aerop_i + \frac{b_5}{(a_1 - b_1)}pop_i + \frac{b_6}{(a_1 - b_1)}litoral_i + \frac{b_7}{(a_1 - b_1)}clima_i \quad (A.5)$$

Considerando que:

$$\beta_0 = \frac{-a_0 + b_0}{(a_1 - b_1)}, \beta_1 = -\frac{a_2}{(a_1 - b_1)}, \beta_2 = -\frac{a_3}{(a_1 - b_1)}, \beta_3 = -\frac{a_4}{(a_1 - b_1)}, \beta_4 = -\frac{a_5}{(a_1 - b_1)}, \beta_5 = -\frac{a_6}{(a_1 - b_1)}, \beta_6 = \frac{(-a_7 + b_2)}{(a_1 - b_1)}, \beta_7 = \frac{(-a_8 + b_3)}{(a_1 - b_1)}, \beta_8 = \frac{(-a_9 + b_4)}{(a_1 - b_1)}, \beta_9 = -\frac{a_{10}}{(a_1 - b_1)}, \beta_{10} = -\frac{a_{11}}{(a_1 - b_1)}, \beta_{11} = \frac{b_5}{(a_1 - b_1)}, \beta_{12} = \frac{b_6}{(a_1 - b_1)} \text{ e } \beta_{13} = \frac{b_7}{(a_1 - b_1)}$$

tem-se a seguinte equação de determinação de salários:

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 PIBpc_i + \beta_2 \%Setor1_i + \beta_3 \%Setor2_i + \beta_4 \%Setor3_i + \beta_5 \%Fem_i + \beta_6 Escmed_i + \beta_7 IDmed_i + \beta_8 IDmed_i^2 + \beta_9 Dist_i + \beta_{10} Aerop_i + \beta_{11} Pop_i + \beta_{12} Litoral_i + \beta_{13} Clima_i \quad (A.6)$$

Sendo esperado que: $\beta_1 > 0$; $\beta_2 > 0$ (se o setor 1 for a agropecuária); $\beta_3 > 0$; $\beta_4 > 0$; $\beta_5 < 0$; $\beta_6 > 0$; $\beta_{10} > 0$; e, $\beta_{11} < 0$. Não há a

definição prévia sobre os sinais de β_7, β_8 e β_{12} .

ANEXO B – Demonstração da obtenção da equação (7)

Já a equação de determinação de emprego parte das fórmulas lineares das equações (4) e

(5) que são as expressões (B.1) e (B.2) a seguir:

$$w_i^s = c_0 + c_1 Emp_i + c_2 PIBpc_i + c_3 \%Setor1_i + c_4 \%Setor2_i + c_5 \%Setor3_i + c_6 \%Fem_i + c_7 Escmed_i + c_8 IDmed_i + c_9 IDmed_i^2 + c_{10} Dist_i + c_{11} Aerop_i \quad (B.1)$$

Na qual os sinais esperados dos coeficientes são: $c_1 < 0$; $c_2 > 0$; $c_4 > 0$; $c_5 > 0$; $c_6 < 0$;

$c_7 > 0$; $c_8 > 0$; $c_9 < 0$; e, $c_{11} > 0$.

$$w_i^d = d_0 + d_1 Emp_i + d_2 Escmed_i + d_3 IDmed_i + d_4 IDmed_i^2 + d_5 Pop_i + d_6 Clima_i + d_7 Litoral_i \quad (B.2)$$

Onde os sinais esperados dos coeficientes são: $d_1 > 0$; $d_2 > 0$; $d_3 > 0$; $d_4 < 0$; $d_5 < 0$; e, $d_7 < 0$.

Assim, igualando w_i^s a w_i^d tem-se:

$$\begin{aligned} & c_0 + c_1 Emp_i + c_2 PIBpc_i + c_3 \%Setor1_i + c_4 \%Setor2_i \\ & + c_5 \%Setor3_i + c_6 \%Fem_i + c_7 Escmed_i + c_8 IDmed_i + c_9 IDmed_i^2 \\ & + c_{10} Dist_i + c_{11} Aerop_i \\ & = d_0 + d_1 Emp_i + d_2 Escmed_i + d_3 IDmed_i + d_4 IDmed_i^2 + d_5 Pop_i \\ & + d_6 Clima_i + d_7 Litoral_i \end{aligned} \quad (B.3)$$

Ao se isolar a variável referente a emprego no lado esquerdo, tem-se:

$$\begin{aligned}
 Emp_i = & \frac{(d_0 - c_0)}{(c_1 - d_1)} - \frac{c_2}{(c_1 - d_1)} PIBpc_i - \frac{c_3}{(c_1 - d_1)} \%Setor1_i - \frac{c_4}{(c_1 - d_1)} \%Setor2_i \\
 & - \frac{c_5}{(c_1 - d_1)} \%Setor3_i - \frac{c_6}{(c_1 - d_1)} \%Fem_i - \frac{(c_7 - d_2)}{(c_1 - d_1)} Escmed_i \\
 & - \frac{(c_8 - d_3)}{(c_1 - d_1)} IDmed_i - \frac{(c_9 - d_4)}{(c_1 - d_1)} IDmed_i^2 - \frac{c_{10}}{(c_1 - d_1)} Dist_i \\
 & - \frac{c_{11}}{(c_1 - d_1)} Aerop_i + \frac{d_5}{(c_1 - d_1)} Pop_i \\
 & + \frac{d_6}{(c_1 - d_1)} Clima_i + \frac{d_7}{(c_1 - d_1)} Litoral_i
 \end{aligned} \tag{B.4}$$

Considerando que:

$$\begin{aligned}
 \gamma_0 = & \frac{(d_0 - c_0)}{(c_1 - d_1)}; \gamma_1 = \frac{-c_2}{(c_1 - d_1)}; \gamma_2 = \frac{-c_3}{(c_1 - d_1)}; \gamma_3 = \frac{-c_4}{(c_1 - d_1)}; \gamma_4 = \frac{-c_5}{(c_1 - d_1)}; \gamma_5 = \frac{-c_6}{(c_1 - d_1)}; \gamma_6 = -\frac{(c_7 - d_2)}{(c_1 - d_1)}; \\
 \gamma_7 = & -\frac{(c_8 - d_3)}{(c_1 - d_1)}; \gamma_8 = -\frac{(c_9 - d_4)}{(c_1 - d_1)}; \gamma_9 = -\frac{c_{10}}{(c_1 - d_1)}; \gamma_{10} = -\frac{c_{11}}{(c_1 - d_1)}; \gamma_{11} = \frac{d_5}{(c_1 - d_1)}; \gamma_{12} = \frac{d_6}{(c_1 - d_1)}; e, \\
 \gamma_{13} = & \frac{d_7}{(c_1 - d_1)}
 \end{aligned}$$

deduz-se a seguinte equação de determinação de emprego:

$$\begin{aligned}
 Emp_i = & \gamma_0 + \gamma_1 PIBpc_i + \gamma_2 \%Setor1_i + \gamma_3 \%Setor2_i + \gamma_4 \%Setor3_i + \gamma_5 \%Fem_i \\
 & + \gamma_6 Escmed_i + \gamma_7 IDmed_i + \gamma_8 IDmed_i^2 + \gamma_9 Dist_i + \gamma_{10} Aerop_i + \gamma_{11} Pop_i \\
 & + \gamma_{12} Clima_i + \gamma_{13} Litoral_i
 \end{aligned} \tag{B.5}$$

Sendo: $\gamma_1 > 0$; $\gamma_3 > 0$; $\gamma_4 > 0$; $\gamma_5 < 0$; $\gamma_{10} > 0$; $\gamma_{11} > 0$; $\gamma_{12} \geq 0$; e, $\gamma_{13} > 0$.