

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

Cristian Rafael Pelizza

**NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA, SALÁRIOS E MIGRAÇÃO: TRÊS ENSAIOS
APLICADOS AO BRASIL**

PORTO ALEGRE

2015

Cristian Rafael Pelizza

**NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA, SALÁRIOS E MIGRAÇÃO: TRÊS ENSAIOS
APLICADOS AO BRASIL**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Jr.

PORTO ALEGRE

2015

CIP - Catalogação na Publicação

Pelizza, Cristian Rafael
Nova Geografia Econômica, salários e migração: Três
ensaios aplicados ao Brasil / Cristian Rafael
Pelizza. -- 2015.
94 f.

Orientador: Sabino Da Silva Porto Jr..

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do
Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2015.

1. Nova Geografia Econômica. 2. Migração. 3.
Salários Regionais. I. Da Silva Porto Jr., Sabino,
orient. II. Título.

CRISTIAN RAFAEL PELIZZA

**NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA, SALÁRIOS E MIGRAÇÃO: TRÊS ENSAIOS
APLICADOS AO BRASIL**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia com ênfase em Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, 14 de maio de 2015.

Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Jr. - Orientador

UFRGS

Prof. Dr. Carlos Eduardo Lobo e Silva

PUC-RS

Prof. Dr. José Luiz Parré

UEM

Prof. Dr. Stefano Florissi

UFRGS

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer aos colegas, funcionários e professores do PPGE/UFRGS, em especial ao meu orientador, Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Jr., que forneceram todos os recursos possíveis para a realização do presente trabalho. Agradeço também a minha família e amigos, cujo suporte durante esse período foi da mesma forma essencial.

RESUMO

O presente trabalho busca observar aspectos associados à Nova Geografia Econômica, aplicados ao Brasil através de três ensaios. No primeiro, intitulado “O impacto do mercado potencial sobre os salários nos estados brasileiros, de 2001 a 2009”, estimou-se através de dados em painel em três métodos, painel com efeitos fixos, a metodologia de Hausman-Taylor e o um painel dinâmico utilizando o estimador de Arellano e Bond (1991), um modelo semi-estrutural derivado de Krugman (1991), onde se observou o equilíbrio de curto prazo de um modelo centro-periferia aplicado ao Brasil. Em todos os casos, o mercado potencial, variável diretamente relacionada aos fatores chave da Nova Geografia Econômica, sendo que se podem destacar os ganhos de escala da aglomeração e os custos de comércio, apresentaram impacto positivo sobre os salários regionais. O segundo ensaio, cujo título é “Migração e mercado potencial: uma análise para os estados brasileiros de 2001 a 2009”, observou através da fundamentação teórica de Tabuchi e Thisse (2002), uma aplicação utilizando dados em painel do modelo de Crozet (2004), em que o mercado potencial dos estados afeta o fluxo de migração entre os mesmos. Nesse caso, embora o efeito do mercado potencial tenha apresentado resultado de acordo com a literatura, observou-se um papel importante dos fatores não observáveis, que podem ser associados às amenidades e a heterogeneidade individual no que concerne a escolha sobre migrar, sobre o fluxo migratório mencionado. Por fim, o terceiro ensaio, que se intitula “Decomposição em componentes não observáveis e a dinâmica salarial em regiões metropolitanas brasileiras”, observa os padrões de tendência, ciclo e sazonalidade para seis regiões metropolitanas brasileiras, para o período 2002-2014, utilizando uma estimação com filtro de Kalman. Através da metodologia empregada, pode-se afirmar que a dinâmica dos salários regionais difere em todos os aspectos citados e também em termos de ajuste do modelo.

Palavras-chave: Nova Geografia Econômica. Mercado potencial. Migração. Salários regionais.

ABSTRACT

This study aims to observe aspects of the New Economic Geography, applied to Brazil through three essays. In the first, entitled "The impact of the potential market on wages in the Brazilian states, 2001-2009", was estimated by panel data in three methods, panel fixed effects, the Hausman-Taylor methodology and a dynamic panel using the estimator of Arellano and Bond (1991), a semi-structural model derived from Krugman (1991), which also produced the short-run equilibrium of a core-periphery model applied to Brazil. In all cases, the market potential variable directly related to the key factors of the New Economic Geography, and can highlight the scale economies of agglomeration and trade costs, had a positive impact on regional wages. The second essay, entitled "Migration and potential market: an analysis for the Brazilian states from 2001 to 2009," noted with theoretical basis of Tabuchi and Thisse (2002), an application using panel data model of the Crozet (2004), wherein the potential market conditions affecting the migration flow therebetween. In this case, although the effect of the potential market has shown a result according to the literature, there is an important role for unobservable factors that may be associated with features and individual heterogeneity as regards the choice of migrating on migration flow mentioned. Finally, the third test, which is entitled "Decomposition on unobservable components and wage dynamics in Brazilian metropolitan areas," notes the patterns of trend, cycle and seasonality for six urban areas for the period 2002-2014, using an estimation with Kalman filter. Through the methodology used, it can be said that the dynamics of regional wage differs in all the above aspects and also in terms of model fit.

Keywords: New Economic Geography. Market potential. Migration. Regional wages.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	9
2 ENSAIO 1 - O IMPACTO DO MERCADO POTENCIAL SOBRE OS SALÁRIOS NOS ESTADOS BRASILEIROS, DE 2001 A 2009.	12
2.1 INTRODUÇÃO.....	12
2.2 NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA E O PADRÃO CENTRO-PERIFERIA.....	13
2.2.1 Custos de transporte e o modelo Dixit-Stiglitz-Krugman (DSK).....	14
2.2.2 A estrutura centro-periferia	18
2.2.3 Equação de salários: alternativas de estimação e resultados provenientes da literatura .	21
2.3 APLICAÇÃO DA EQUAÇÃO DE SALÁRIOS PARA OS ESTADOS BRASILEIROS DE 2001 A 2009.....	25
2.3.1 Painel com efeitos fixos	27
2.3.1.1 Resultados – Efeitos fixos	30
2.3.2 A metodologia de Hausman-Taylor	34
2.3.2.1 Resultados - Hausman-Taylor	36
2.3.3 Painel dinâmico e estimador de Arellano e Bond (1991).....	38
2.3.3.1 Resultados – Painel dinâmico.....	39
2.4 CONCLUSÃO.....	42
3 ENSAIO 2 – MIGRAÇÃO E MERCADO POTENCIAL: UMA ANÁLISE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS DE 2001 A 2009.....	44
3.1 NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA E MIGRAÇÃO	46
3.1.1 Modelo de competição monopolística linear.....	46
3.1.2 Estrutura centro-periferia.....	50
3.1.3 Migração e equilíbrio de longo prazo.....	55

3.1.4 Nova Geografia Econômica e Migração: Alternativas empíricas e resultados provenientes da literatura.....	58
3.2 APLICAÇÃO DOS MODELOS MIGRACIONAIS ORIUNDOS DA NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS DE 2001 À 2009	60
3.2.1 Análise dos resultados: características da amostra	61
3.2.2 Análise dos resultados: painel com efeitos fixos.....	63
3.3 CONCLUSÃO.....	68
4 ENSAIO 3 – DECOMPOSIÇÃO EM COMPONENTES NÃO OBSERVÁVEIS E A DINÂMICA SALARIAL EM REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS.....	70
4.1 UMA BREVE INCURSÃO À LITERATURA SOBRE OS FATORES QUE GERAM AS DESIGUALDADES REGIONAIS	70
4.2 METODOLOGIA: DECOMPOSIÇÃO EM COMPONENTES NÃO OBSERVÁVEIS .	72
4.3 ANÁLISE DOS RESULTADOS	76
4.4 CONCLUSÃO.....	85
5 CONCLUSÃO.....	86
REFERÊNCIAS	87

1 INTRODUÇÃO

A Nova Geografia Econômica surge no final da década de 1980, retomando a idéia 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, como ressalta Krugman (1996), por muito tempo esteve fora do centro da pesquisa econômica. Um dos argumentos que o autor sugere para isso, é que os padrões de concentração ou dispersão dependem de retornos positivos de escala associados aos mesmos, e dessa forma exige a utilização de modelos de competição imperfeita, os quais apresentam dificuldades de inserção num contexto de equilíbrio geral.

A gênese da Nova Geografia Econômica remonta aos estudos ligados à economia regional. Cavalcante (2008) e Monasterio e Cavalcante (2011), dividem a produção teórica em economia regional, até a década de 1960, em dois grandes grupos, o primeiro sendo o conjunto clássico de teorias locacionais, que evoluiu do trabalho de Von Thünen (1826), até o de Isard (1956), passando por Weber (1909), Christaller (1933), e Losch (1954). Já o segundo grupo abrange trabalhos ligados ao desenvolvimento regional, com inspiração marshalliana e keynesiana, em que vale destacar as obras de Perroux (1955), Myrdal (1957), Hirschman (1958) e North (1959). Além disso, vale destacar os trabalhos que envolvem a análise do equilíbrio espacial a partir de decisões estratégicas dos agentes, como em Hotelling (1929).

Como apresentam Combes, Mayer e Thisse (2008), embora vários aspectos relacionados a custos de transporte e retornos crescentes já estivessem inseridos nos modelos anteriormente citados, havia restrições em termos de modelagem que impediam o uso, por exemplo, de competição imperfeita em modelos de equilíbrio geral. No entanto, retornos crescentes e competição estratégica são os ingredientes básicos de uma teoria relevante de equilíbrio espacial. A fim de compreender a natureza da concorrência entre um pequeno número de firmas em uma economia espacial, é preciso levar em conta o fato de que as empresas operam com retornos crescentes (e concorrência imperfeita). Quando não há economias de escala, as atividades de produção podem ser divididas até o ponto em que os custos de transporte são zero, sem qualquer perda de eficiência, transformando, assim, cada lugar em uma autarquia, o que Eaton e Lipsey (1977) chamam de capitalismo quintal.

No final da década de 1970 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 seria possível a existência de comércio regional. Além disso, Krugman (1980) elabora um influente trabalho sobre comércio internacional. Com esse ferramental teórico torna-se possível o surgimento de trabalhos em que o aspecto espacial torna-se endógeno nos modelos.

O trabalho seminal que consolidou a Nova Geografia Econômica surge com Krugman (1991). O autor apresenta um modelo com base nos processos cumulativos anteriormente citados por Hirschman (1958). No modelo de Krugman (1991) o autor incorpora dois setores, um tradicional ou agrícola, com concorrência perfeita e que utiliza mão de obra sem qualificação e fixa no espaço, e outro setor moderno ou manufatureiro, sob competição monopolística, que emprega mão de obra qualificada que pode se deslocar entre as regiões. O produto do setor moderno é diferenciado e possui custos de transporte não nulos. A partir da idéia de Fujita (1988), a região maior apresenta vantagem para as firmas dados os custos de transporte, e como exposto no modelo de Krugman (1991) os salários reais são o elemento chave para o equilíbrio de curto prazo, e deverão ser maiores na região que concentra a maior parte da mão de obra qualificada e com isso a maioria das firmas industriais. A vantagem salarial irá induzir com isso a migração para a região, num processo cumulativo, até o ponto de equilíbrio em que o bem estar dos indivíduos em ambas as localidades serão iguais, e com isso o fluxo de migração nulo. Krugman (1991) demonstra que para custos de transporte baixos um equilíbrio do tipo centro-periferia é estável, havendo ruptura para uma estrutura simétrica apenas com custos de transporte elevados.

Avanços em relação ao modelo de Krugman (1991) levam a chamada curva de desigualdade em forma de sino, apresentada inicialmente por Venables (1996). Nesse caso, fatores adicionais como custos de transporte agrícola, custos de congestionamento, causados pelo tamanho da aglomeração, e mesmo a heterogeneidade dos migrantes pode fazer com que a estrutura centro-periferia não se mantenha, já que os custos citados podem superar os efeitos positivos da aglomeração. Com relação a migração, peça chave para os modelos da Nova Geografia Econômica, Tabuchi e Thisse (2002), elaboram um modelo probabilístico, em que os migrantes são heterogêneos, a partir de um modelo centro-periferia que parte de um modelo de concorrência monopolística linear elaborado por Ottaviano, Tabuchi e Thisse (2002), em substituição ao tradicional modelo de Dixit e Stiglitz (1977) usado por Krugman.

Assim sendo, o presente trabalho aborda em três ensaios alguns aspectos relevantes presentes nos modelos da Nova Geografia Econômica. O primeiro ensaio busca estimar uma equação de salários para os estados brasileiros, no período 2001-2009, tendo como base o

equilíbrio de curto prazo do modelo centro-periferia de Krugman (1991) e as aplicações empíricas como observadas, por exemplo, em Hanson (2005), Redding e Venables (2004), Fingleton (2006), entre outros, que testam o impacto do mercado potencial das regiões sobre os salários locais. Para isso utilizou-se três métodos com dados em painel, o primeiro com efeitos fixos, o segundo com a metodologia proposta por Hausman e Taylor (1981) e por fim um painel dinâmico com o estimador de Arellano e Bond (1991).

O segundo ensaio busca observar o processo de migração nos estados brasileiros entre 2001-2009, apresentando inicialmente a abordagem teórica de Tabuchi e Thisse (2002), e posteriormente utilizando como base o método de estimação proposto por Crozet (2004), mas utilizando um painel com efeitos fixos, em que se busca estimar um modelo semi-estrutural, no qual as migrações entre os estados seguem o mercado potencial dos mesmos. Dada a idéia de que as amenidades e as características individuais também possuem efeito sobre o referido processo, foi realizada uma estimação adicional incluindo variáveis associadas a características da saúde, educação e mercado de trabalho local.

Por fim, o terceiro ensaio tem como intuito avaliar o comportamento dos salários reais em seis regiões metropolitanas brasileiras, sendo elas as regiões de São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife e Salvador, utilizando a decomposição das séries em componentes não observáveis. Assim sendo, observa-se a dinâmica regional, observando o comportamento da tendência, ciclos e sazonalidade dos salários nas seis regiões, após uma breve discussão sobre a literatura que define os fatores para as divergências regionais.

2 ENSAIO 1 - O IMPACTO DO MERCADO POTENCIAL SOBRE OS SALÁRIOS NOS ESTADOS BRASILEIROS, DE 2001 A 2009

A Nova Geografia Econômica, ao buscar entender via mecanismos puramente econômicos à forma de distribuição espacial das atividades e quais forças levam a essa distribuição, abriu um amplo e novo leque de pesquisas. Como explicam Brakman, Garretsen e Marrewijk (2009), a inserção de *insights* espaciais oriundos da economia regional e urbana a 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.

A Nova Geografia Econômica se desenvolve a partir do modelo de concorrência monopolística de Dixit e Stiglitz (1977), que tornou factível a aplicação de trabalhos em que o aspecto espacial é relevante através de rendimentos crescentes de escala na aglomeração, já que não são possíveis rendimentos crescentes com competição perfeita, e, como mostra Starret (1978), custos de transporte não nulos associados à concorrência perfeita tornam impossível o comércio entre as regiões.

Segundo a divisão proposta por Ottaviano e Thisse (2004), os três blocos de estudo da Nova Geografia Econômica são, primeiro, o efeito mercado interno, iniciado por Fujita (1988), que observa como o tamanho do mercado pode levar à concentração da atividade econômica. O segundo, cujo trabalho pioneiro é de Krugman (1991), são 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, derivados do trabalho de Venables (1996), que observa que as externalidades negativas da aglomeração podem superar os ganhos a partir de dado momento, o que geraria desconcentração.

2.1 INTRODUÇÃO

O presente trabalho busca observar o padrão centro-periferia proposto por Krugman (1991), em seu equilíbrio de curto prazo, onde é derivada uma equação de salários, dado que o mercado potencial regional irá ser fator chave na determinação das diferenças nos salariais regionais. Existem diversas aplicações empíricas que buscam observar esse efeito, valendo destacar os trabalhos seminais de Redding e Venables (2004) e Hanson (2005).

Dessa forma, busca-se estimar a equação de salários para os estados brasileiros, entre 2001 e 2009, utilizando dados em painel. A variável chave, oriunda dos modelos teóricos da

Nova Geografia Econômica, é o mercado potencial, aqui definido como o proposto por Harris (1954) e utilizado por Fingleton (2006). Além disso, para a estimação da equação acrescentam-se outros fatores determinantes para o nível salarial, associados à heterogeneidade da mão de obra, características de mercado e fatores puramente geográficos. Aplicações semelhantes podem ser encontradas em diversos artigos como os de Combes, Duranton e Gobillon (2008) e Brakman, Garretsen e Schramm (2004).

Assim sendo, o trabalho está dividido em duas seções, a primeira busca descrever o modelo centro-periferia e determinar seu equilíbrio de curto prazo de onde é extraída a equação de salários, que posteriormente será estimada, e busca também observar alternativas e resultados empíricos provenientes da literatura. Já na segunda seção estima-se através de dados em painel a equação de salários para os estados brasileiros de 2001 a 2009, e descreve-se a metodologia empregada, sendo inicialmente um painel com efeitos fixos e posteriormente a abordagem de Hausman-Taylor. Por fim, utiliza-se o estimador de Arellano e Bond (1991), para um modelo dinâmico.

2.2 NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA E O PADRÃO CENTRO-PERIFERIA

Como apresentado por Combes, Mayer e Thisse (2008), a versão espacial do modelo de concorrência monopolística de Dixit e Stiglitz (1977) tem como um dos trabalhos pioneiros o de Krugman (1980), o que leva os autores a chamar essa versão de Dixit-Stiglitz-Krugman. Como afirmam os autores, essa é uma extensão dos modelos de comércio, mas considerando um caso em que o capital, além dos bens, pode se mover entre as regiões, ou seja, a firma pode escolher o espaço em que se estabelecerá. Como apresentado inicialmente por Helpman e Krugman (1985), duas forças serão cruciais para a decisão das firmas, uma força centrípeta, que estimula a concentração espacial das atividades econômicas e emerge dos efeitos positivos gerados pela proximidade aos mercados, e uma força centrífuga provocada pela própria competição entre as firmas e que causa dispersão das atividades econômicas. Nesse contexto, os custos de transporte, ou de comércio, têm importância crucial na determinação da localização das firmas e, com isso, do nível de bem estar e das desigualdades, na renda, por exemplo, entre as diferentes áreas.

2.2.1 Custos de transporte e o modelo Dixit-Stiglitz-Krugman (DSK)

O desenvolvimento modelo de Dixit e Stiglitz (1977), como apresentado por Fujita, Krugman e Venables (2001) e Combes, Mayer e Thisse (2008), pode ser observado inicialmente a partir da função utilidade dos consumidores, que possui o formato Cobb-Douglas, onde M representa um índice composto de bens do setor moderno (manufatura) e \mathcal{A} os bens do setor tradicional (agrícola) consumidos, enquanto C é uma constante positiva.

$$U = CM^\mu \mathcal{A}^{1-\mu} \quad 0 < \mu < 1 \quad (1)$$

Já os bens do setor moderno, por sua vez, seguem uma função com elasticidade de substituição constante (CES):

$$M = \left[\sum_{i=1}^n q_i^\rho \right]^{1/\rho} \quad 0 < \rho < 1 \quad (2)$$

O índice ρ apresenta o gosto pela diversidade dos n bens manufaturados pelo consumidor. 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. Por sua vez, q_i é a quantidade da i -ésima variedade. A partir do parâmetro ρ é possível chegar a elasticidade de substituição entre as variedades (σ), cujos valores estão entre um e ∞ :

$$\sigma = \frac{1}{1-\rho} \quad \text{ou} \quad \rho = \frac{\sigma-1}{\sigma} \quad (3)$$

A restrição orçamentária dos indivíduos será a soma dos bens tradicionais consumidos vezes seu preço, mais a soma de todos os bens manufaturados consumidos vezes um índice de preços relativo às diferentes variedades:

$$Y = p_a \mathcal{A} + PM \quad (4)$$

O modelo como apresentado por Combes, Mayer e Thisse (2008), contém duas regiões, A e B . O setor agrícola não apresenta custos de transporte, o que significa que possui preço semelhante em ambas as regiões, e pode ser utilizado como numerário, ao considerar

esse mesmo preço como igual a um. Já as variedades produzidas em cada região formam o bem manufaturado composto, aqui apresentado na região A , sendo que a região B pode ser observada por simetria, e definido como:

$$M_A = \left\{ \int_{i \in \mathcal{N}_A} [q_{AA}(i)]^{(\sigma-1)/\sigma} di + \int_{i \in \mathcal{N}_B} [q_{BA}(i)]^{(\sigma-1)/\sigma} di \right\}^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (05)$$

Pela definição, as variedades são diferentes nas regiões distintas (\mathcal{N}_r é o conjunto de variedades para $r = A, B$), embora a elasticidade de substituição entre variedades seja a mesma. Assim sendo, o bem estar do consumidor depende da quantidade de variedades existentes e não de seu local de produção. Como alternativa para não modelar um setor de transportes, considera-se os custos desse deslocamento como do tipo *iceberg*, proposto por Samuelson (1952), onde parte do produto enviado de uma região para outra é perdida no transporte. Ou seja, para que q unidades de um produto cheguem a uma região é necessário enviar τq unidades, onde $\tau \geq 1$. Dessa forma, o preço de um bem produzido em B e vendido em A será maior do que se tivesse sido comercializado na própria região, $p_{BA}(i) = \tau p_B(i) \geq p_B(i)$, e o índice de preços pode ser visto por:

$$P_A = \left\{ \int_{i \in \mathcal{N}_A} [p_A(i)]^{-(\sigma-1)} di + \int_{i \in \mathcal{N}_B} [\tau p_B(i)]^{-(\sigma-1)} di \right\}^{-1/(\sigma-1)} \quad (06)$$

A demanda do consumidor em A será definida, respectivamente caso o bem seja produzido na própria região e se o bem é importado de B , como:

$$q_{AA}(i) = \left[\frac{p_A(i)}{P_A} \right]^{-\sigma} \frac{E}{P_A} \quad (07)$$

$$q_{BA}(i) = \left[\frac{\tau p_B(i)}{P_A} \right]^{-\sigma} \frac{E}{P_A} \quad (08)$$

Considerando L_a e L as massa de trabalhadores não qualificados e qualificados, e suas proporções residindo em A como θ_a e θ (sendo em B iguais a $(1 - \theta_a)$ e $(1 - \theta)$), e lembrando que o salário do trabalhador qualificado é igual a w_r , para $r = A, B$ e o salário do trabalhador não qualificado é igual a um, a renda total nas duas regiões será dada por:

$$Y_A = \theta_a L_a + w_A \theta L \quad (09)$$

$$Y_B = (1 - \theta_a) L_a + w_B (1 - \theta) L \quad (10)$$

Com isso, é possível escrever a demanda total pela variedade i , produzida na região A como:

$$q_A(i) = \frac{p_A(i)^{-\sigma}}{P_A^{-(\sigma-1)}} \mu (\theta_a L_a + w_A \theta L) + \tau \frac{[\tau p_A(i)]^{-\sigma}}{P_B^{-(\sigma-1)}} \mu [(1 - \theta_a) L_a + w_B (1 - \theta) L] \quad (11)$$

A primeira parte da expressão apresenta a demanda doméstica pela variedade, enquanto a segunda representa a demanda externa. O fator $\tau > 1$ multiplica a demanda externa já que para cada unidade do bem que é vendida para B , é necessário exportar uma quantia adicional que representa os custos do tipo *iceberg*. No entanto, como $\tau^{-(\sigma-1)} < 1$, caso as duas regiões possuíssem renda e índice de preços iguais, a firma produziria mais para o mercado interno do que externo. Da mesma forma, a firma que se localizasse na região maior produziria mais que se estivesse localizada numa região menor. Definido o parâmetro $\phi = \tau^{-(\sigma-1)} \in [0,1]$, como um fator de desconto espacial, ou índice de liberdade de comércio, que varia inversamente com os custos de transporte e elasticidade de substituição entre variedades, é possível reescrever a demanda pela variedade i , produzida na região A como:

$$q_A(i) = \mu p_A(i)^{-\sigma} \{ P_A^{\sigma-1} (\theta_a L_a + w_A \theta L) + \phi P_B^{\sigma-1} [(1 - \theta_a) L_a + w_B (1 - \theta) L] \} \quad (12)$$

Como argumenta Combes, Mayer e Thisse (2008), as firmas assumem a renda e o índice de preços como dados, sendo o único termo afetado pela estratégia $p_A(i)^{-\sigma}$, resultando assim que a elasticidade de substituição entre as variedades também é a elasticidade da demanda agregada (σ). O modelo Dixit-Stiglitz-Krugman, além disso, capta que um aumento nas barreiras de comércio (custo de transporte, por exemplo) leva a uma diminuição na entrada de variedades manufaturadas externas na economia fazendo a competição predominantemente local. No presente caso, a produção dependa inicialmente de uma entrada fixa (f) e de uma exigência marginal ($m q_i$), e que inicialmente utilize-se apenas a mão de obra qualificada com salário w na produção, teremos o custo da firma como:

$$C(q_i) = fw + mwq_i \quad (13)$$

O preço e a quantidade de equilíbrio serão semelhantes aos do modelo de Dixit e Stiglitz (1977):

$$p_A^* = p_A^*(i) = \frac{\sigma}{\sigma - 1} mw_A \quad (14)$$

$$q^* = q^*(i) = \frac{(\sigma - 1)f}{m} \quad (15)$$

Dessa forma, os preços e a quantidade são independentes dos custos de comércio e da distribuição espacial das firmas e consumidores. No entanto, a massa de firmas localizada em cada região depende da massa de trabalhadores qualificados lá presentes. O comércio, por sua vez, propicia acesso a um número maior de variedades. Caso a firma operasse sob retornos constantes ($f = 0$), o número de variedades seria infinito em cada região, o que tornaria desnecessário o comércio. O resultado evidencia a importância dos retornos crescentes para a existência do comércio entre regiões e países. As variedades produzidas em cada região possuem o mesmo preço, dessa forma o índice de preços será:

$$P_A = \frac{\sigma m}{\sigma - 1} [n_A w_A^{-(\sigma-1)} + n_B (\tau w_B)^{-(\sigma-1)}]^{-1/(\sigma-1)} \quad (16)$$

Caso os salários sejam iguais em ambas as regiões, $P_A < P_B$ apenas se $n_A > n_B$. Já os salários tornam as variedades mais caras em cada região. Outros resultados observados no modelo Dixit-Stiglitz-Krugman são que salários nominais maiores e índice de preços menores aumentam o bem estar do consumidor, observado pela sua utilidade indireta ($V = YP^{-\mu}$). Da mesma forma, uma maior liberdade de comércio aumenta o bem estar ao aumentar o número de variedades disponíveis ao consumidor, o que derruba o índice de preços. Por fim, vale destacar que existe um fluxo de comércio intraindustrial e interindustrial, sendo que regiões exportam também o bem agrícola. Dessa forma, um déficit na venda de bens manufaturados pode ser compensado pela venda de bens tradicionais, resultado que pode ser expandido ao considerar também custos de transporte nessa classe de bens, dado que no modelo aqui apresentado os preços são os mesmos em ambas as regiões exatamente pela ausência desse tipo de custo.

2.2.2 A estrutura centro-periferia

O modelo canônico a apresentar a estrutura de centro-periferia deriva de Krugman (1991). A abordagem de Krugman é semelhante ao modelo DSK, com a diferença que os trabalhadores qualificados, que trabalham na manufatura, possuem mobilidade e os não qualificados, que trabalham na agricultura, são imóveis entre as regiões. Um dos pontos centrais que faz com que a migração se torne importante nesse modelo é o fato de que os trabalhadores gastam suas rendas nas regiões em que vivem. A presença de trabalhadores agrícolas imóveis gera uma força centrífuga, já que certa proporção irá manter-se na periferia. Com isso, define-se uma distribuição igual entre trabalhadores agrícolas nas duas regiões ($\theta_a = 1/2$). Nesse modelo a proporção de trabalhadores qualificados presentes nas regiões torna-se endógena e é definida por $\lambda \in [0,1]$ e substitui o θ do modelo DSK. O custo de produção de uma variedade i é:

$$C[q(i)] = fw + mwq(i) \quad (17)$$

Ou seja, depende de um requerimento fixo e um marginal de trabalho. A função lucro relativa a uma firma que produz a variedade i na região A será:

$$\pi_A(i) = p_{AA}(i)q_{AA}(i) + p_{AB}(i)q_{AB}(i) - mw_A[q_{AA}(i) + \tau q_{AB}(i)] - fw_A \quad (18)$$

Onde p_{AA} e p_{AB} são os preços pagos pela variedade nas regiões A e B , q_{AA} e q_{AB} as quantidades consumidas nas referidas regiões e w_A o salário na região A . Combes, Mayer e Thisse (2008) definem dois equilíbrios, de curto e longo prazo. O equilíbrio de curto prazo ocorre quando a localização das firmas e trabalhadores é fixa, sendo inicialmente observado o equilíbrio dos preços e salários nas regiões, que é o enfoque do presente trabalho. Após definir esses fatores, observa-se o equilíbrio de longo prazo, onde trabalhadores e firmas escolhem suas localizações. Os autores também ressaltam que dada à grande quantidade de parâmetros no modelo são feitas algumas normalizações, em particular considerando o requerimento marginal de mão de obra qualificada como $m = 1$.

Substituindo os preços de equilíbrio do modelo DSK e com $m = 1$, a função lucro representada na equação (18) pode ser reescrita como:

$$\pi_A = \frac{w_A}{\sigma - 1} q_A - w_A f = \frac{w_A}{\sigma - 1} [q_A - (\sigma - 1)f] \quad (19)$$

Onde $q_A = q_{AA} + \tau q_{AB}$. Sob a condição de lucro zero, oriunda do mercado de concorrência monopolística, é possível encontrar a quantidade produzida pela firma no equilíbrio, que será a mesma para todas as variedades independente da distribuição das firmas, e a demanda da firma por trabalho, que da mesma forma independe da distribuição das firmas e será a mesma em cada região. A quantidade produzida e a demanda da firma por trabalho são dadas respectivamente por:

$$q^* = q_A^* = q_B^* = (\sigma - 1)f \quad (20)$$

$$l^* = \sigma f \quad (21)$$

A partir da equação (21) pode-se definir a parcela de requerimentos fixos na demanda por trabalho da firma como $f/l^* = 1/\sigma$, que representa a intensidade das economias de escala do modelo. Assim sendo, o parâmetro σ ganha uma nova interpretação além da de ser a elasticidade de substituição entre variedades. O número de firmas operando em cada região estará diretamente ligado ao número de trabalhadores qualificados presentes em cada região. Isso se deve ao fato de que o número total de firmas no setor moderno é $N = L/\sigma f$, que pode ser dividido entre as duas regiões por:

$$n_A = \frac{\lambda L}{\sigma f}, \quad n_B = \frac{(1 - \lambda)L}{\sigma f} \quad (22)$$

O modelo não apresenta as variações no número de firmas entre as regiões, mas sim, sua distribuição entre elas. Para encontrar o índice de preços basta substituir os preços de equilíbrio no índice de preços definido no modelo DSK, resultando, para as regiões A e B , em:

$$P_A(\lambda) = \left[\frac{\lambda L}{\sigma f} \left(\frac{\sigma w_A}{\sigma - 1} \right)^{-(\sigma-1)} + \frac{(1 - \lambda)L}{\sigma f} \left(\frac{\sigma w_B}{\sigma - 1} \tau \right)^{-(\sigma-1)} \right]^{-1/(\sigma-1)} \quad (23)$$

$$P_B(\lambda) = \left[\frac{\lambda L}{\sigma f} \left(\frac{\sigma w_A}{\sigma - 1} \tau \right)^{-(\sigma-1)} + \frac{(1 - \lambda)L}{\sigma f} \left(\frac{\sigma w_B}{\sigma - 1} \right)^{-(\sigma-1)} \right]^{-1/(\sigma-1)} \quad (24)$$

Para simplificar a notação é possível assumir que:

$$k_1 = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \left(\frac{L}{\sigma f} \right)^{-1/(\sigma-1)} = \frac{\sigma}{\sigma - 1} N^{-1/(\sigma-1)} \quad (25)$$

O índice de preços depende da distribuição das firmas, dos salários em ambas as regiões e dos custos de transporte. Além disso, o aumento do número de variedades derruba o mesmo índice. Substituindo a equação (25) nas equações (23) e (24), o índice de preços nas duas regiões pode ser expresso como:

$$P_A(\lambda) = k_1 \left[\lambda w_A^{-(\sigma-1)} + (1 - \lambda) (w_B \tau)^{-(\sigma-1)} \right]^{-1/(\sigma-1)} \quad (26)$$

$$P_B(\lambda) = k_1 \left[\lambda (w_A \tau)^{-(\sigma-1)} + (1 - \lambda) w_B^{-(\sigma-1)} \right]^{-1/(\sigma-1)} \quad (27)$$

Para determinar o equilíbrio de curto prazo é necessário encontrar o índice de preços, as rendas e os salários em cada região. Para encontrar a renda regional basta somar os salários do setor agrícola e do setor moderno lá presentes, dado que o lucro é zero no equilíbrio:

$$Y_A(\lambda) = \frac{1}{2} L_a + \lambda w_A(\lambda) L, \quad Y_B(\lambda) = \frac{1}{2} L_a + (1 - \lambda) w_B(\lambda) L \quad (28)$$

A demanda por cada variedade no equilíbrio será:

$$q_A(w_A) = \mu \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right)^{-\sigma} w_A^{-\sigma} (Y_A P_A^{\sigma-1} + Y_B \tau^{-(\sigma-1)} P_B^{\sigma-1}) \quad (29)$$

Igualando a demanda por cada variedade a sua oferta, expressa na equação (20), é possível extrair os salários no equilíbrio para ambas as regiões:

$$w_A^*(\lambda) = k_2 \left[Y_A(\lambda) P_A^{\sigma-1}(\lambda) + Y_B(\lambda) \tau^{-(\sigma-1)} P_B^{\sigma-1}(\lambda) \right]^{1/\sigma} \quad (30)$$

$$w_B^*(\lambda) = k_2 \left[Y_A(\lambda) \tau^{-(\sigma-1)} P_A^{\sigma-1}(\lambda) + Y_B(\lambda) P_B^{\sigma-1}(\lambda) \right]^{1/\sigma} \quad (31)$$

Onde:

$$k_2 = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left[\frac{\mu}{(\sigma - 1)f} \right]^{1/\sigma} = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left[\frac{\mu}{q^*} \right]^{1/\sigma} \quad (32)$$

Um formato explícito para os salários nominais torna-se impossível de determinar dada a inexistência de solução analítica na expressão. A equação de salários mostra os mesmos como função da renda regional, índice de preços e custos de comércio. Por fim, o equilíbrio de curto prazo é definido através das seis expressões que apresentam a renda (Y_A e Y_B), o índice de preços (P_A e P_B) e o salário nominal (w_A e w_B) em cada uma das duas regiões. Entre extensões do modelo é possível citar Forslid e Ottaviano (2003), que elaboram um modelo centro-periferia com solução analítica, Puga (1999) que observa a abordagem de Krugman (1991) como um caso especial e Robert-Nicoud (2005) cujo enfoque é o comportamento do equilíbrio do modelo.

2.2.3 Equação de salários: alternativas de estimação e resultados provenientes da literatura

Brakman, Garretsen e Marrewijk (2009), distinguem o mercado potencial nominal do mercado potencial real. Dessa forma, equações estimadas que incluam algum fator de preços locais são vistos como potencial de mercado real. Com relação ao mercado potencial nominal, Hanson (1996) desenvolve um modelo em que analisa o que chama de gradiente de salários regionais para o México. Partindo de duas hipóteses, primeiro que os salários relativos em relação à Cidade do México são menores quando os custos de transporte, observados também em relação á capital e aos Estados Unidos, aumentam. E segundo, a liberalização no comércio diminui a diferença entre os salários relativos. O modelo empírico assume o seguinte formato:

$$\ln \left(\frac{W_{it}}{W_{ct}} \right) = k_0 + k_1 \ln(t_{it}) + k_2 \ln(tf_{it}) + err_{it} \quad (33)$$

Nesse caso, W_{it} apresenta os salários nominais da região i , W_{ct} os salários nominais na Cidade do México no mesmo período, t_{it} e tf_{it} , respectivamente os custos de transporte da região i até a Cidade do México e os Estados Unidos, e, por fim, err_{it} o termo de erro. O subscrito t representa o período da análise. O modelo foca especificamente nos 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 com a hipótese citada, sendo os

parâmetros relacionados à distância negativos e apresentando 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.

Fingleton (2006) aplica para a Grã Bretanha uma estimação comparando os efeitos do mercado potencial (observando a teoria oriunda da Nova Geografia Econômica) sobre os salários com a densidade populacional (oriunda das teorias da economia urbana). Para a estimação do mercado potencial o autor utiliza a abordagem de Harris (1954), em que o mesmo para uma dada região é visto como uma divisão do PIB das demais regiões dividido pela distância até a área observada. Além disso, o autor acrescenta elementos referentes a heterogeneidade da mão de obra e utiliza correlação espacial nos resíduos. O resultado do trabalho apresentou impactos maiores relativos ao mercado potencial se comparados com a densidade populacional. Extensões da análise podem ser vistas em Fingleton (2003, 2008) e Fingleton e Longhi (2013).

Para o Brasil, vale destacar Amaral et al (2010), que utiliza uma metodologia semelhante a de Fingleton (2006), aplicando aos dados do censo via painel com correlação espacial nos erros. Nesse caso o potencial de mercado para a região i é definido como $P_i = Y_i + \sum \frac{Y_j}{d_{ij}}$, ou seja, depende da renda local e da região j e da distância entre as duas regiões. Além disso, Amaral et al (2010) acrescenta o nível de escolaridade (S_{1t}) e a taxa de alfabetização para pessoas com 25 anos ou mais (S_{2t}) como parâmetros referentes a heterogeneidade na produtividade da mão de obra de região para região. A especificação do modelo pode ser apresentada como:

$$\ln(w_t) = (1/\sigma)\ln(P_t) + b_0 + b_1\ln S_{1t} + b_2\ln S_{2t} + u_t \quad (34)$$

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 frente a variáveis relacionadas ao capital humano para a determinação dos diferenciais salariais. Com relação a heterogeneidade da mão de obra, Combes, Duranton e Gobillon (2008), Combes, et al (2012) e Combes, Magnac e Robins (2004) ampliam a análise e a

aproxima da Nova Geografia Econômica, ao incluir o mercado potencial nas aplicações empíricas.

Para a estimação da equação de salários utilizando o potencial de mercado real Brakman, Garretsen e Marrewijk (2009) apresentam duas abordagens. A primeira, apresentada inicialmente por Redding e Venables (2004) é a estimação em duas etapas, inicialmente estimando uma equação gravitacional para encontrar o mercado potencial e depois inserindo os valores estimados na equação de salários. Os autores apresentam uma estimação para o comércio entre cento e um países, no ano de 1994, inicialmente observando uma equação que denota as exportações do país i para o país j (X_{ij}) como função das variáveis cty_i e ptn_j que representam a oferta e a capacidade do mercado dos países observados e capturam as características de cada região, os custos de transporte observados pela distância entre as capitais ($dist_{ij}$) e uma *dummie* para os países fazem fronteira ($bord_{ij}$):

$$\ln(X_{ij}) = \theta + \mu_i cty_i + \lambda_j ptn_j + \delta_1 \ln(dist_{ij}) + \delta_2 bord_{ij} + u_{ij} \quad (35)$$

Os sinais encontrados pelos autores para as variáveis na equação de comércio foram os esperados de acordo com a teoria econômica e estatisticamente significativos num intervalo de 99% de confiança. Utilizando os valores estimados os autores construíram as funções referentes ao acesso ao mercado (MA_i), que é a soma da capacidade de mercado da região ponderada pela distância, e ao acesso a oferta (SA_j), que é análogo a capacidade de mercado, sendo a soma da capacidade de oferta e também ponderada pela distância, para os países observados:

$$MA_i = (\exp(ptn_i))^{\hat{\lambda}_i} (T_{ii})^{1-\sigma} + \sum_{j \neq i} (\exp(ptn_j))^{\hat{\lambda}_j} dist_{ij}^{\hat{\delta}_1} bord_{ij}^{\hat{\delta}_2} \quad (36)$$

$$SA_j = (\exp(cty_i))^{\hat{\mu}_j} (T_{jj})^{1-\sigma} + \sum_{i \neq j} (\exp(cty_i))^{\hat{\mu}_i} dist_{ij}^{\hat{\delta}_1} bord_{ij}^{\hat{\delta}_2} \quad (37)$$

Onde 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 através das capacidades de mercado e oferta segue o seguinte formato:

$$\ln w_i = \xi + \varphi_1 \ln MA_i + \varphi_2 \ln SA_i + \eta_i \quad (38)$$

Os resultados encontrados pelos autores apresentam evidências fortes sobre o impacto do potencial de mercado sobre os salários em diferentes países. Utilizando estimações com Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Variáveis Instrumentais (IV), os coeficientes associados ao acesso ao mercado foram estatisticamente significativos com 95% de confiança, e assumiram valores respectivos de 0,307 e 0,256, respectivamente. Como instrumentos relacionados ao acesso ao mercado, para a estimação com variáveis instrumentais, foram utilizadas as distâncias em relação a grandes mercados como Estados Unidos, Japão e União Européia.

Numa aplicação do modelo na União Européia, Head e Mayer (2006) observam que um aumento de 10 por cento no mercado potencial real, para dezessete regiões, leva a um aumento de 1,2 por cento nos salários locais. Knaap (2006) realiza uma aplicação semelhante para os Estados Unidos, Hering e Poncet (2010) para a China e Amiti e Cameron (2007) para a Indonésia. Mayer (2008) aplica modelo similar para todos os países do mundo que possuem dados sobre o comércio entre 1960 e 2003. Para o Brasil, uma aplicação semelhante pode ser encontrada em Paillacar (2007), que utiliza também a heterogeneidade da mão de obra na estimação, e Fally, Paillacar e Terra (2010).

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

$$\log W_j = k_0 + \varepsilon^{-1} \log \left(\sum_k Y_k^{\varepsilon+(1-\varepsilon)/\delta} H_k^{(1-\delta)(\varepsilon-1)/\delta} W_k^{(\varepsilon-1)/\delta} T^{(1-\varepsilon)D_{jk}} \right) + \text{err}_j \quad (39)$$

Os parâmetros ε e δ representam a elasticidade de substituição e a fração do produto manufaturado consumida na região observada. Já H_k é o estoque de imóveis. A estimação feita para os Estados Unidos encontrou os 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 ampliaria as vantagens na aglomeração. Por sua vez, a elasticidade de

substituição 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 próximo de noventa por cento e relativamente constante no tempo.

Outra aplicação do mesmo modelo, para a Alemanha, foi realizada por Brakman, Garretsen e Schramm (2004) e para o Japão por Kiso (2005). Brakman, Garretsen e Schramm (2006) utilizam dados para a União Européia para estimar a taxa de abertura comercial presente nos modelos da Nova Geografia Econômica através de uma equação de salários.

2.3 APLICAÇÃO DA EQUAÇÃO DE SALÁRIOS PARA OS ESTADOS BRASILEIROS DE 2001 A 2009

A partir da equação de salários oriunda do modelo teórico da Nova Geografia Econômica, vista pelas equações (30) e (31), pode-se construir um modelo para observar o impacto do mercado potencial sobre os salários locais. Assim o presente trabalho busca estimar a equação de salários para os estados brasileiros utilizando dados em painel, de 2001 até 2009. A equação teórica, seguindo a apresentada por Fingleton (2006), pode ser vista inicialmente definido o mercado potencial para a região r por $G = (\sum_s Y_s (P_s)^{\sigma-1} \tau_{rs}^{1-\sigma})$. Mercado potencial esse que depende das rendas em cada localidade, o índice de preços também locais e do custo de transportes entre as regiões. Assim sendo, a equação de salários é resumida por:

$$w_{rt} = G_{rt}^{1/\sigma} \quad (40)$$

Além do efeito do potencial de mercado, seguindo Fingleton (2006) e Combes, Duranton e Gobillon (2008) acrescentam-se as características relacionadas à produtividade da mão de obra, como os anos de estudo médios por região, resumidas na matriz \mathbf{S}_{rt} , variáveis relacionadas à característica dos mercados locais brasileiros, notadamente heterogêneos (matriz \mathbf{F}_{rt}) e seguindo Brakman, Garretsen e Schramm (2004) e Combes, Duranton e Gobillon (2008), fatores puramente geográficos que podem afetar o mercado potencial, como a presença de fronteira internacional e portos, resumidas pelo vetor \mathbf{z}_r , elementos esses fixos no tempo. A equação de salários pode ser escrita como:

$$\mathbf{w}_{rt} = c + \beta \ln \mathbf{G}_{rt} + a \mathbf{S}_{rt} + b \mathbf{F}_{rt} + \gamma \mathbf{z}_r + \mathbf{u}_{rt} \quad (41)$$

Onde c é uma constante e \mathbf{u}_{rt} o termo de erro e o termo $\beta = 1/\sigma$ carrega a variável estrutural σ , a taxa de substituição entre variedades industriais a definição do mercado potencial segue a sugestão de Fingleton (2006), e é a metodologia utilizada por Harris (1954), onde ao tempo t , $\mathbf{G}_{rt} = \sum_s PIB_{st}/d_{rs}$ para $r \neq s$, sendo a divisão do PIB estadual a preços constantes de 2010, pela distância entre as capitais estaduais. Já o mercado potencial para o próprio estado é calculado segundo a proposta de Redding e Venables (2004), sendo igual à $\mathbf{G}_{st} = PIB_{st}/[(2/3)(area_s/\pi)^{1/2}]$, ou seja, o PIB local dividido por dois terços da raiz da área do estado dividida pelo número π .

Dada a presença de heterogeneidade não observável no termo de erro (como observado na Seção 3.2), sendo o mesmo correlacionado com as variáveis explicativas, justifica-se a utilização de efeitos fixos, o que, no entanto, torna impossível a estimação de variáveis fixas no tempo (\mathbf{z}_r). Define-se assim, quatro regressões que englobam as características de mercado e mão de obra, observadas na Tabela 3. As variáveis relacionadas à mão de obra são os anos médios de estudo para pessoas com 25 anos ou mais e taxa de analfabetismo para pessoas com 15 anos ou mais. As características de mercado são a informalidade percentual, empregados sem carteira mais trabalhadores por conta própria divididos pelo total de trabalhadores, e a taxa de desemprego.

Dada a impossibilidade de estimar coeficientes para as variáveis constantes no tempo utilizando efeitos fixos, optou-se por utilizar o método de Hausman-Taylor, que como aponta Cameron e Trivedi (2005) é um modelo híbrido entre efeitos fixos e aleatórios, e possibilita o resgate dessas variáveis. Assim sendo, define-se as características geográficas \mathbf{z}_r , como a existência de fronteiras internacionais no estado, a existência de portos com movimentação superior a um milhão de toneladas em 2009, e a distância da capital do estado até São Paulo, o maior mercado brasileiro. Com essa metodologia são feitas mais duas estimações utilizando também os variáveis presentes na estimação com efeitos fixos. Já a seção 3.4 observa a utilização de um painel dinâmico, utilizando o estimador de Arellano e Bond (1991), em que a utilização de defasagens serve como base de comparação em relação ao modelo estático estimado com efeitos fixos na seção 3.1.

As variáveis que estão em seu nível (como o salário e o mercado potencial, por exemplo) sofreram transformação em logaritmo, enquanto as que estão em taxa percentual, como o analfabetismo e o desemprego, não. Isso se deve ao fato de que o modelo com a variável dependente e a independente com logaritmos irá dar a resposta percentual da variável

independente dada uma variação percentual da dependente, como exposto em Wooldridge (2010), $\% \Delta y = \beta \% \Delta x$. Com as variáveis já em taxa percentual a transformação é desnecessária, já que $\% \Delta y = (\beta) 100 \Delta x$. Assim sendo, o impacto de todas as variáveis é expresso da mesma maneira.

Os dados relacionados ao analfabetismo, anos de estudo médios, informalidade e desemprego foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do IBGE. Os dados geográficos como a presença de fronteiras internacionais, distância até São Paulo e distância entre as capitais foram extraídos da base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados relacionados aos portos foram retirados do boletim da Agência Nacional de Transportes Aquaviários (Antaq). Quanto ao PIB estadual, o mesmo foi retirado do IPEADATA, a base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

2.3.1 Painel com efeitos fixos

O modelo de dados em painel com efeitos fixos, como apresentado por Wooldridge (2002) e Cameron e Trivedi (2005) pode ser observado, inicialmente, através da seguinte equação:

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (42)$$

A equação apresentada para cada elemento i da *cross-section*, e elemento t da série de tempo pode ser reescrito num formato matricial abrangendo todas as observações:

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + c_i \mathbf{j}_T + \mathbf{u}_i \quad (43)$$

Onde \mathbf{y}_i é um vetor $T \times 1$ de variáveis endógenas, \mathbf{X}_i uma matriz $T \times K$ de variáveis exógenas (com K sendo o número dessas variáveis presentes no modelo), c_i a variável não observável, constante no tempo, \mathbf{j}_T um vetor $T \times 1$ de uns, e \mathbf{u}_i um vetor $T \times 1$ de erros idiossincráticos. O fato de que existe relação entre as variáveis endógenas e a variável não observável, $E(\mathbf{X}_i c_i) \neq 0$, faz com que a estimação de um painel com mínimos quadrados ordinários (*pooled ordinary least squares*, ou POLS), ou mesmo mínimos quadrados generalizados (*pooled generalized least squares*, ou PGLS) torne-se inconsistente, já que o

termo de erro composto, na equação, assume o formato de $\mathbf{v}_i = c_i \mathbf{j}_T + \mathbf{u}_i$. Caso a relação $E(\mathbf{X}_i c_i) = 0$ utiliza-se o painel com efeitos aleatórios. A escolha entre efeitos fixos e aleatórios pode ser feita utilizando o teste de Hausman, definido por:

$$H = (\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE} - \hat{\boldsymbol{\beta}}_{RE}) [A\widehat{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE}) - A\widehat{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{RE})]^{-1} (\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE} - \hat{\boldsymbol{\beta}}_{RE}) \quad (44)$$

Onde $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE}$ são os parâmetro estimado no modelo com efeitos fixos (*fixed effects* ou FE), $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{RE}$ os parâmetros estimados no modelo com efeitos aleatórios (*random effects* ou RE) e $A\widehat{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE})$ e $A\widehat{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{RE})$ suas respectivas variâncias assintóticas. A estatística H segue uma distribuição χ_M^2 com M graus de liberdade (o vetor dos parâmetros é definido por $M \times 1$). A hipótese nula nesse caso, é que não existem diferenças sistemáticas nos coeficientes, e assim vale a estimação por efeitos aleatórios, como definido por Cameron e Trivedi (2005).

Para uma alternativa de estimação com efeitos fixos, Wooldridge (2002) inicia com a hipótese de exogeneidade estrita das variáveis explicativas, condicional a c_i , $E(u_{it} | \mathbf{X}_i, c_i) = 0$. Com isso, a idéia passa a ser uma transformação na equação original que elimine a variável não observável c_i , processo chamado de transformação de efeitos fixos (ou *within transformation*). Para isso tomam-se inicialmente as médias das variáveis presentes na equação (42):

$$N^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it} = N^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + c_i + N^{-1} \sum_{t=1}^T u_{it} \quad (45)$$

$$\bar{y}_i = \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\beta} + c_i + \bar{u}_i \quad (46)$$

Para eliminar c_i toma-se a diferença entre as equações (42) e (46):

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i) \boldsymbol{\beta} + (u_{it} - \bar{u}_i) \quad (47)$$

$$\dot{y}_{it} = \dot{\mathbf{x}}_{it} \boldsymbol{\beta} + \dot{u}_{it} \quad (48)$$

Ou ainda, reescrevendo em notação matricial:

$$\dot{\mathbf{y}}_i = \dot{\mathbf{X}}_i \boldsymbol{\beta} + \dot{\mathbf{u}}_i \quad (49)$$

Para a nova equação é válida a hipótese de que $E(\dot{\mathbf{x}}_{it} \ddot{\mathbf{u}}_{it}) = 0$, e assumindo ainda que o posto de $E(\ddot{\mathbf{X}}_i' \ddot{\mathbf{X}}_i)$ sendo igual a K , é possível definir o estimador de efeitos fixos como:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE} = (\ddot{\mathbf{X}}_i' \ddot{\mathbf{X}}_i)^{-1} (\ddot{\mathbf{X}}_i' \ddot{\mathbf{y}}_i) \quad (50)$$

Um dos problemas que se afigura na transformação de efeitos fixos é que não apenas a variável não observável, mas todas as variáveis fixas no tempo desaparecem do modelo. Assumindo a hipótese de que $E(\ddot{\mathbf{u}}_i \ddot{\mathbf{u}}_i' | \mathbf{X}_i, c_i) = \sigma_u^2 \mathbf{I}_T$, o termo de erro na equação de efeitos fixos é homocedástico, como pode ser visto por:

$$E(\ddot{u}_{it}^2) = \sigma_u^2 (1 - 1/T) \quad (51)$$

No entanto, para um período de tempo $s \neq t$, temos que $E(\ddot{\mathbf{u}}_{it} \ddot{\mathbf{u}}_{is}') = -\sigma_u^2/T < 0$, de forma que o modelo de efeitos fixos apresenta correlação serial negativa:

$$\text{Corr}(\ddot{\mathbf{u}}_{it}, \ddot{\mathbf{u}}_{is}') = -1/(T - 1) \quad (52)$$

Baltagi (2005) apresenta uma estimação do erro padrão robusto para um modelo de efeitos fixos proposta por Arellano (1987). A partir do estimador de efeitos fixos é possível encontrar a distribuição assintótica:

$$N^{1/2}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE} - \boldsymbol{\beta}) \sim N(0, M^{-1}VM^{-1}) \quad (53)$$

Onde $M = \text{plim}(\ddot{\mathbf{X}}_i' \ddot{\mathbf{X}}_i)/N$, e V sendo estimado por $(\sum_{i=1}^N \ddot{\mathbf{X}}_i' \ddot{\mathbf{u}}_i \ddot{\mathbf{u}}_i' \ddot{\mathbf{X}}_i)/N$. Desta forma, a matriz de variância-covariância robusta do estimador de efeitos fixos pode ser representada por:

$$\text{Avar}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE}) = (\ddot{\mathbf{X}}_i' \ddot{\mathbf{X}}_i)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \ddot{\mathbf{X}}_i' \ddot{\mathbf{u}}_i \ddot{\mathbf{u}}_i' \ddot{\mathbf{X}}_i \right) (\ddot{\mathbf{X}}_i' \ddot{\mathbf{X}}_i)^{-1} \quad (54)$$

2.3.1.1 Resultados – Efeitos fixos

As estimações efetuadas na presente seção podem ser vistas por:

$$(01) \rightarrow \ln(\text{sal}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{pot}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{est}_{it}) + \beta_3 \ln(\text{anf}_{it}) + c_i + u_{it} \quad (55)$$

$$(02) \rightarrow \ln(\text{sal}_{it})$$

$$= \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{pot}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{est}_{it}) + \beta_3 \ln(\text{anf}_{it}) + \beta_4 \ln(\text{des}_{it}) + c_i + u_{it} \quad (56)$$

$$(03) \rightarrow \ln(\text{sal}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{pot}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{est}_{it}) + \beta_3 \ln(\text{anf}_{it}) + \beta_4 \ln(\text{inf}_{it}) + c_i + u_{it} \quad (57)$$

$$(04) \rightarrow \ln(\text{sal}_{it})$$

$$= \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{pot}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{est}_{it}) + \beta_3 \ln(\text{anf}_{it}) + \beta_4 \ln(\text{des}_{it}) + \beta_5 \ln(\text{inf}_{it}) + c_i + u_{it} \quad (58)$$

Onde (sal_{it}) apresenta os salários, (pot_{it}) o mercado potencial, (est_{it}) os anos médios de estudo, (anf_{it}) a taxa de analfabetismo, (des_{it}) a taxa de desemprego e (inf_{it}) a taxa de informalidade nos estados brasileiros. Por sua vez, c_i representa os efeitos fixos e u_{it} o erro idiossincrático.

Inicialmente aplicando um teste de Breusch-Pagan é possível confirmar a presença de heterogeneidade não observável no modelo. O resultado da estatística para as quatro estimações, que pode ser vista na Tabela 1, permite rejeitar a hipótese nula que implica a inexistência de variável não observável no resíduo. Outro teste, apresentado por Greene (2008), busca observar se os efeitos fixos são diferentes de zero. Para isso utiliza-se a estatística:

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{(R_{FE}^2 - R_{POLS}^2)/(n-1)}{(1 - R_{FE}^2)/(nT-n-K)} \quad (59)$$

A hipótese nula $H_0: c_i = 0$, foi rejeitada para as quatro estimações, como visto na Tabela 1. Os resultados encontrados na estimação do painel com efeitos fixos podem ser vistos no Quadro 3. Para as quatro regressões estimadas foram utilizadas 243 observações, sendo 27 estados e 9 períodos de tempo.

A regressão (1) estima o impacto do mercado potencial, dos anos de estudo médios e do analfabetismo sobre os salários estaduais. O mercado potencial apresentou coeficiente de 0.4332, e apresenta significância estatística num intervalo de confiança de 95%. Já os coeficientes relacionados aos anos de estudo e analfabetismo apresentaram sinal de acordo

com o esperado, no entanto não apresentaram significância estatística num intervalo de 90% de confiança (os coeficientes foram respectivamente de (0.4097 e -0.1116). O quadro apresenta ainda o desvio padrão do erro, dividido entre a parcela do erro que se deve a heterogeneidade não observável (σ_c) e a parcela de erro que é idiossincrática (σ_u). A parcela do erro que se deve a heterogeneidade não observável (o termo ρ) é de 0.9240. Além disso, a Tabela 3 apresenta o coeficiente de determinação $R^2 = \rho^2(y_{it}, \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta})$, como apresenta Cameron e Tivedi (2005), onde ρ^2 é a correlação ao quadrado entre y_{it} e \mathbf{x}_{it} .

Tabela 1 – Teste de Breusch e Pagan e teste de significância dos efeitos fixos

Teste	Valor	p-valor
Breusch e Pagan para regressão (1)	$\chi^2(01) = 420.90$	0.0000
Breusch e Pagan para regressão (2)	$\chi^2(01) = 394.30$	0.0000
Breusch e Pagan para regressão (3)	$\chi^2(01) = 348.65$	0.0000
Breusch e Pagan para regressão (4)	$\chi^2(01) = 332.91$	0.0000
Teste de significância dos efeitos fixos (1)	$F(26, 213) = 25.26$	0.0000
Teste de significância dos efeitos fixos (2)	$F(26, 212) = 24.76$	0.0000
Teste de significância dos efeitos fixos (3)	$F(26, 212) = 20.59$	0.0000
Teste de significância dos efeitos fixos (4)	$F(26, 211) = 20.35$	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

A regressão (2) acrescenta o desemprego à regressão (1). Nesse caso, o analfabetismo e os anos de estudo tiveram comportamento similar ao da primeira regressão, com parâmetros com sinal condizente com o esperado, mas sem significância estatística a um intervalo de 90% de confiança. O desemprego também apresentou sinal esperado e da mesma forma não apresentou significância estatística no intervalo citado. Já o mercado potencial apresentou coeficiente de 0.4169 e significância estatística num intervalo de 99% de confiança. A regressão (3) substitui o desemprego pela informalidade na equação. Os resultados para as variáveis que captam as características da mão de obra foram similares aos das regressões (1) e (2). Já a informalidade, diferente do desemprego na regressão (2) apresentou sinal condizente com a teoria econômica e significância estatística a um intervalo de 90% de confiança. Por sua vez o mercado potencial apresentou coeficiente de 0.3980.

A regressão (4) utilizou todas as variáveis presentes nas regressões anteriores, com informalidade e desemprego, e os resultados foram similares. Os coeficientes possuem sinal condizente com o esperado, no entanto apenas o mercado potencial e a informalidade apresentaram significância estatística num intervalo de 5% e 10% de confiança,

respectivamente. Para todas as regressões a parcela do erro que se deve a heterogeneidade não observável ficou acima de 0.9, e o R^2 total entre 0.5364 e 0.5910.

Tabela 2 - Teste de Hausman

Teste	(01)		(02)		(03)		(04)	
	Hausman	Hausman Robusto						
Estatística H	20.02	3.41	22.99	5.19	19.88	2.90	21.83	4.32
p-valor	0.0002	0.0322	0.0001	0.0033	0.0005	0.0416	0.0006	0.0054

Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

O teste de Hausman para todas as quatro regressões rejeitou a hipótese nula, o que aponta para a existência de correlação entre a variável não observável e as variáveis independentes e com isso justifica o modelo com efeitos fixos como visto na Tabela 2. Já o teste de Hausman robusto rejeita a hipótese nula num intervalo de confiança de 95% para todas as regressões, embora não a rejeite num intervalo de 99% para as estimações (1) e (3).

Tabela 3 – Resultados da estimação com efeitos fixos

Variável		(1)	(2)	(3)	(4)
ln(mercado potencial)	Coeficiente	0.433258**	0.4169919***	0.39808**	0.3646284**
	Erro Padrão	0.1802585	0.1511225	0.1798659	0.1454982
ln(anos de estudo)	Coeficiente	0.4097704	0.4244174	0.3530184	0.3626215
	Erro Padrão	0.3513524	0.3229197	0.355714	0.3365586
Analfabetismo	Coeficiente	-0.01163358	-0.011446	-0.012918	-0.012866
	Erro Padrão	0.0103162	0.01005545	0.0105942	1.050628
Informalidade	Coeficiente			-0.0023410*	-0.0027639*
	Erro Padrão			0.0013690	0.0146505
Desemprego	Coeficiente		-0.0021383		-0.002898
	Erro Padrão		0.0050572		0.0049247
Constante	Coeficiente	-0.1385275	0.0941201	0.7132098	1.182502
	Erro Padrão	2.043141	1.654578	2.076338	1.604345
Número de observações		243	243	243	243
Grupos		27	27	27	27
Observações por grupo		9	9	9	9
R^2		0.53643751	0.5439014	0.57354029	0.59101332
σ_c		0.25495205	0.24864222	0.24243883	0.23165603
σ_u		0.07307444	0.07318016	0.07309635	0.07315163
ρ		0.92408527	0.92028174	0.91667023	0.90932645

Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

* significante a um nível de 10% , ** significante a um nível de 5%, *** significante a um nível de 1%

Quanto à presença de heterocedasticidade, foi realizado o teste de Wald, que avalia a heterocedasticidade em grupo, em que a hipótese nula numa distribuição χ^2 , erros homocedásticos, foi rejeitada em todas as estimações. Como demonstra Wooldridge (2002), para uma matriz não estocástica \mathbf{R} , com dimensão $Q \times P$, $N^{1/2}\mathbf{R}(\widehat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta}) \sim N(0, \mathbf{RVR}')$, com \mathbf{V} sendo a variância de $\boldsymbol{\beta}$. Assim, a estatística de Wald, com uma hipótese nula igual a $H_0: \mathbf{R}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{r}$, com \mathbf{r} sendo um vetor $Q \times 1$ não aleatório, pode ser definido como:

$$W_N = (\mathbf{R}\widehat{\boldsymbol{\beta}}_N - \mathbf{r})' [\mathbf{R}(\widehat{\mathbf{V}}_N/N)\mathbf{R}']^{-1}(\mathbf{R}\widehat{\boldsymbol{\beta}}_N - \mathbf{r}) \quad (60)$$

Onde $W_N \sim \chi^2_Q$. Já o teste de autocorrelação utilizado, sugerido por Wooldridge (2002), em que se busca estimar uma regressão de \hat{u}_{it} contra sua primeira defasagem e posteriormente testar a significância dos coeficientes, vistas pelo valor $F(1, 26)$ da Tabela 4, e os erros apresentaram autocorrelação também para todas as estimações efetuadas. Como observado na seção 3.2, assumindo a hipótese que o erro no modelo original não apresenta autocorrelação, o modelo transformado (efeitos fixos) deverá apresentar autocorrelação de $-1/(T - 1)$. Os resultados dos testes de Wald e Wooldridge (2002), apresentados na Tabela 4, justificam a utilização da matriz de variância assintótica apresentada pela equação (54), que permite inferência robusta no modelo mesmo com presença de heterocedasticidade e autocorrelação, desde que a extensão da *cross section* seja relativamente maior que da série de tempo presente no painel.

Tabela 4 – Testes de Wald para heterocedasticidade e Wooldridge (2002) para autocorrelação

Teste	Valor	p-valor
Heterocedasticidade de Wald para regressão (1)	$\chi^2(27) = 375.65$	0.0000
Heterocedasticidade de Wald para regressão (2)	$\chi^2(27) = 367.59$	0.0000
Heterocedasticidade de Wald para regressão (3)	$\chi^2(27) = 365.26$	0.0000
Heterocedasticidade de Wald para regressão (4)	$\chi^2(27) = 352.60$	0.0000
Correlação serial de Wooldridge para regressão (1)	$F(1, 26) = 18.110$	0.0002
Correlação serial de Wooldridge para regressão (2)	$F(1, 26) = 17.900$	0.0003
Correlação serial de Wooldridge para regressão (3)	$F(1, 26) = 25.596$	0.0000
Correlação serial de Wooldridge para regressão (4)	$F(1, 26) = 24.409$	0.0000

Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

Como discutido na Seção 2.1.2, o coeficiente estimado para o mercado potencial permite que se recupere o valor da variável estrutural σ presente no modelo teórico da Nova Geografia Econômica. Assim sendo, para as quatro regressões, apresentadas no Quadro 2, σ apresenta os valores de 2.30 para a regressão (1), 2.39 para a regressão (2), 2.51 para a regressão (3) e 2.74 para a regressão (4). Os valores estão de acordo com o esperado pelo modelo teórico, que define $\sigma \in [1, \infty]$.

2.3.2 A metodologia de Hausman-Taylor

Como discutido previamente na Seção 3.2, no caso do modelo possuir uma variável não observável correlacionada com alguma variável exógena, a estimação por efeitos aleatórios não será consistente, enquanto a estimação por efeitos fixos faz com que as variáveis fixas no tempo desapareçam do modelo transformado. Entre as alternativas para encontrar uma estimação que preserve as variáveis fixas no tempo e seja consistente encontra-se a de Hausman e Taylor (1981).

Wooldridge (2002) apresenta inicialmente um modelo em que as variáveis fixas no tempo não se correlacionam com c_i , enquanto as variáveis exógenas que não são fixas no tempo podem se correlacionar. Assim, pode-se escrever o modelo com \mathbf{z}_i sendo um vetor $1 \times J$ de variáveis constantes no tempo:

$$y_{it} = \mathbf{z}_i \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (61)$$

Assumindo exogeneidade estrita condicional a c_i , $E(u_{it} | \mathbf{z}_i, \mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT}) = 0$, a estimação de $\boldsymbol{\beta}$ pode proceder através do estimador de efeitos fixos. Já a estimação de $\boldsymbol{\gamma}$, inicia-se com a hipótese já citada de que $E(\mathbf{z}_i' c_i) = 0$, assim, toma-se a média da equação (61) multiplicada por \mathbf{z}_i , que pode ser rearranjada como $E(\mathbf{z}_i' \mathbf{z}_i) \boldsymbol{\gamma} = E[\mathbf{z}_i' (\bar{y}_i - \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\beta})]$. Dessa forma, desde que a matriz $E(\mathbf{z}_i' \mathbf{z}_i)$ seja não singular, o estimador consistente de $\boldsymbol{\gamma}$ pode ser descrito por:

$$\hat{\boldsymbol{\gamma}} = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \mathbf{z}_i \right)^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' (\bar{y}_i - \bar{\mathbf{x}}_i \hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE}) \right) \quad (62)$$

Hausman e Taylor (1981) desenvolveram uma forma mais geral de estimação, ao assumir que uma parcela das variáveis constantes e não constantes no tempo se correlacionam com a variável não observável, enquanto uma parcela não. Assim, $\mathbf{z}_i = (\mathbf{z}_{i1}, \mathbf{z}_{i2})$, com $\mathbf{z}_{i1}, \mathbf{z}_{i2}$ sendo vetores $1 \times J_1$ e $1 \times J_2$ respectivamente. Por sua vez, $\mathbf{x}_{it} = (\mathbf{x}_{it1}, \mathbf{x}_{it2})$ com \mathbf{x}_{it1} sendo um vetor $1 \times K_1$ e \mathbf{x}_{it2} um vetor $1 \times K_2$. Como anteriormente enunciado, $E(\mathbf{x}_{it1}c_i) = 0$ e $E(\mathbf{z}_{i1}c_i) = 0$. Apresentando o modelo com notação matricial:

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{Z}_i\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \mathbf{v}_i \quad (63)$$

Onde o erro composto é formado por $\mathbf{v}_i = c_i + \mathbf{u}_i$. Uma hipótese adotada por Hausman e Taylor (1981) é a de que a matriz de variância do erro composto ($\boldsymbol{\Omega}$) possui a estrutura de efeitos aleatórios, ou seja, $E(u_{it}^2) = \sigma_u^2$, $E(c_i^2) = \sigma_c^2$, de forma que $E(v_{it}^2) = \sigma_u^2 + \sigma_c^2$. A matriz de variância-covariância $\boldsymbol{\Omega}$ pode ser escrita como:

$$\boldsymbol{\Omega} = E(\mathbf{v}_i\mathbf{v}_i') = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 + \sigma_c^2 & \sigma_c^2 & \cdots & \sigma_c^2 \\ \sigma_c^2 & \sigma_u^2 + \sigma_c^2 & \cdots & \sigma_c^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_c^2 & \sigma_c^2 & \cdots & \sigma_u^2 + \sigma_c^2 \end{bmatrix} \quad (64)$$

Com \mathbf{x}_{it} sendo estritamente exógeno, $\mathbf{Q}_T\mathbf{X}_i$ pode ser usado como instrumento, com $\mathbf{Q}_T = \mathbf{I}_T - \mathbf{j}_T(\mathbf{j}_T'\mathbf{j}_T)^{-1}\mathbf{j}_T'$. Outros instrumentos que podem ser utilizados são \mathbf{z}_{i1} , que é ortogonal a v_{it} , e o vetor que contem \mathbf{x}_{it1} , sendo definido como \mathbf{x}_{i1}^0 . Assim o conjunto de instrumentos passa a ser:

$$\mathbf{A} = [\mathbf{Q}_T\mathbf{X}_i, \mathbf{j}_T \otimes (\mathbf{z}_{i1}, \mathbf{x}_{i1}^0)] \quad (65)$$

Que é uma matriz $T \times (K + J_1 + TK_1)$. Assim, como apresenta Baltagi (2005), tomando a variância estimada $\hat{\boldsymbol{\Omega}}$, é possível reescrever a equação do modelo como:

$$\hat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1/2}\mathbf{y}_i = \hat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1/2}\mathbf{Z}_i\boldsymbol{\gamma} + \hat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1/2}\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \hat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1/2}\mathbf{v}_i \quad (66)$$

A estimação de $\boldsymbol{\gamma}$ é feita via mínimos quadrados em dois estágios (*two stages least square* ou 2SLS), resultando em:

$$\hat{\boldsymbol{\gamma}}_{HT} = (\mathbf{Z}'_i P_A \mathbf{Z}_i)^{-1} (\mathbf{Z}'_i P_A \hat{d}) \quad (67)$$

Onde $P_A = \mathbf{A}(\mathbf{A}'\mathbf{A})^{-1}\mathbf{A}'$, e \hat{d} os resíduos da estimação de efeitos fixos, e aplicando a média no tempo, $\hat{d} = \bar{y}_i - \bar{x}_i \hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE}$. Para que a estimação seja possível e necessário que $K + J_1 + TK_1 \geq J$, ou $TK_1 \geq J_2$. Baltagi (2005) apresenta três casos, primeiro, se $TK_1 < J_2$, $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE} = \hat{\boldsymbol{\beta}}_{HT}$ (com $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{HT}$ sendo o estimador de Hausman-Taylor), e $\hat{\boldsymbol{\gamma}}_{HT}$ não existe. Para o segundo caso, $TK_1 = J_2$ e $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{FE} = \hat{\boldsymbol{\beta}}_{HT}$. Já para o caso de $TK_1 > J_2$, a equação é sobre identificada e o modelo de Hausman-Taylor é mais eficiente que o de efeitos fixos. Extensões do modelo de Hausman-Taylor com conjuntos diferentes de instrumentos podem ser visualizados em Amemiya e MaCurdy (1986) e Breusch, Mizon e Schmidt (1989).

2.3.2.1 Resultados - Hausman-Taylor

A primeira etapa na estimação de Hausman-Taylor foi definir quais variáveis possuem correlação com o termo não observável c_i . Para isso, inicialmente tomou-se a variável c_i estimada por efeitos fixos na regressão (3). Em seguida foi realizada outra regressão considerando c_i como variável dependente o mercado potencial, os anos de estudo, analfabetismo, informalidade, fronteira, portos e distância até São Paulo. A opção por não utilizar a variável desemprego se deve a ausência de significância estatística nos modelos anteriormente estimados. A possível existência de variáveis omitidas faz com que os parâmetros estimados possam apresentar viés. No entanto, para o uso posterior, as variáveis que apresentaram significância estatística num nível crítico de 5%, assumido inferência robusta, foram utilizadas como endógenas no modelo de Hausman-Taylor. Essas variáveis foram o potencial de mercado, os anos de estudo, informalidade e portos.

Foram realizadas duas regressões utilizando a metodologia de Hausman-Taylor, que podem ser visualizadas na Tabela 5. Na primeira foram utilizados como regressores o mercado potencial, as variáveis relacionadas à heterogeneidade da mão de obra, anos de estudo e analfabetismo, e as variáveis associadas a fatores geográficos como portos, fronteira e a distância até São Paulo. Os parâmetros encontrados para as variáveis que não são constantes no tempo são similares aos encontrados na regressão (1) em efeitos fixos, ou seja, o mercado potencial apresenta coeficiente de 0.4332 e significância estatística num intervalo de 99% de confiança. Já os anos de estudo e o analfabetismo apresentaram sinais de acordo com o esperado da teoria econômica, no entanto, diferentemente da regressão com efeitos

fixos apresentaram significância estatística, num nível crítico de 5% e 10% respectivamente. Por sua vez, as variáveis associadas aos fatores geográficos não apresentaram significância estatística a um nível de 10%, e apenas a existência de fronteiras apresentou sinal de acordo com o esperado pela teoria econômica.

Tabela 5 – Resultados da estimação de Hausman-Taylor

Variável		(1)	(2)
Varia no tempo e endógena			
ln(mercado potencial)	Coeficiente	0.4332***	0.39380***
	Erro Padrão	0.1029936	0.111444
ln(anos de estudo)	Coeficiente	0.40977**	0.35018*
	Erro Padrão	0.1942306	0.203661
Informalidade	Coeficiente		-0.002341
	Erro Padrão		0.002525
Varia no tempo e exógena			
Analfabetismo	Coeficiente	-0.01163*	-0.01291*
	Erro Padrão	0.006466	0.006609
Constante no tempo e exógena			
Fronteira	Coeficiente	0.1881945	0.16874
	Erro Padrão	0.2215443	0.206058
ln(distância até São Paulo)	Coeficiente	-0.057811	-0.0388442
	Erro Padrão	0.341745	0.3172651
Constante no tempo e endógena			
Portos	Coeficiente	-1.05218	-0.970827
	Erro Padrão	1.460351	1.351019
Constante no tempo e endógena			
Constante	Coeficiente	-0.6666147	1.356624
	Erro Padrão	3.414908	3.290255
Número de observações		243	243
Grupos		27	27
Observações por grupo		9	9
sigma_u		0.43549803	0.39964207
sigma_e		0.0725652	0.07241637
Rho		0.97298587	0.96820928

Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

* significante a um nível de 10% , ** significante a um nível de 5% , *** significante a um nível de 1%

A segunda regressão da Tabela 5 difere da primeira pela inserção da informalidade. Nesse caso, as variáveis não constantes no tempo possuem coeficientes similares aos da regressão (3) de efeitos fixos. Já em relação a inferência, o mercado potencial apresenta

significância estatística a um nível de 1%, e os anos de estudo e analfabetismo a um nível de 10%. No entanto, a informalidade, que apresentou significância estatística num nível de 10% na regressão com efeitos fixos não apresentou na metodologia de Hausman-Taylor. Da mesma forma que a primeira estimação presente na Tabela 5, as variáveis portos e distância até São Paulo não possuíram o sinal esperado. As variáveis citadas e mais as fronteiras internacionais apresentaram variância elevada e com isso não são estatisticamente significativas a intervalos de confiança elevados.

Uma das possíveis causas para os sinais das variáveis geográficas é a heterogeneidade dos estados brasileiros. Por exemplo, a grande extensão territorial faz com que tanto alguns dos estados mais ricos do país quanto alguns dos mais pobres possuam portos com capacidade significativa e façam fronteira com outros países. O mesmo pode ser afirmado quanto a distância em relação ao maior mercado do país, São Paulo. Da mesma forma que para os efeitos fixos, as regressões possuem 243 observações, com 27 estados e 9 períodos de tempo entre 2001 e 2009. A parcela da variância do erro das regressões que se deve a heterogeneidade não observável ficou acima de 0.95. O valor de σ , a elasticidade de substituição entre variedades industriais assumiu os valores 2.30 e 2.51.

2.3.3 Painel dinâmico e estimador de Arellano e Bond (1991)

Como exposto por Baltagi (2005) e Arellano (2003), no painel em seu formato dinâmico acrescenta-se defasagens da variável dependente como regressor. Assim sendo, podemos expressar o mesmo como:

$$y_{it} = y_{it-1}\delta + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (68)$$

Para eliminar a variável não observada, utiliza-se o modelo em primeira diferença, de forma que:

$$(y_{it} - y_{it-1}) = (y_{it-1} - y_{it-2})\delta + (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{it-1})\boldsymbol{\beta} + (u_{it} - u_{it-1}) \quad (69)$$

$$\Delta y = (\Delta y_{-1})\delta + (\Delta X)\boldsymbol{\beta} + \Delta u \quad (70)$$

Como haverá correlação entre Δy_{-1} e Δu , utilizam-se instrumentos para o modelo em diferença. Sendo \mathbf{x}_{it} estritamente exógeno, com $E(\mathbf{x}_{it}u_{is}) \neq 0$, para $s < t$, e igual a zero caso

contrário, é possível utilizar $[\mathbf{x}'_{i1}, \mathbf{x}'_{i2}, \dots, \mathbf{x}'_{i(s-1)}]$ como instrumentos. Da mesma forma, para T períodos é possível utilizar $[y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT-2}]$ não apresentam correlação com Δu e apresentam forte correlação com Δy_{-1} , o que os torna instrumentos validos. A matriz de instrumentos pode ser descrita por:

$$W = \begin{bmatrix} [y_{i1}, \mathbf{x}'_{i1}, \mathbf{x}'_{i2}] & 0 & \dots & 0 \\ 0 & [y_{i1}, y_{i2}, \mathbf{x}'_{i1}, \mathbf{x}'_{i2}, \mathbf{x}'_{i3}] & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & [y_{i1}, \dots, y_{iT-2}, \mathbf{x}'_{i1}, \dots, \mathbf{x}'_{iT-1}] \end{bmatrix} \quad (71)$$

De forma que o modelo pode ser reescrito como:

$$W' \Delta y = W' (\Delta y_{-1}) \delta + W' (\Delta X) \beta + W' \Delta u \quad (72)$$

Na estimação proposta por Arellano e Bond (1991), utiliza-se o método generalizado dos momentos, proposto por Hansen (1982), e os parâmetros estimados podem ser expressos por:

$$\begin{pmatrix} \hat{\delta} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} = ([\Delta y_{-1}, \Delta X]' W \hat{V}_N^{-1} W' [\Delta y_{-1}, \Delta X])^{-1} ([\Delta y_{-1}, \Delta X]' W \hat{V}_N^{-1} W' \Delta y) \quad (73)$$

Onde a matriz de pesos é definida por:

$$V_N = \sum_{i=1}^N W_i' (\Delta u_i) (\Delta u_i)' W_i \quad (74)$$

A estimação de Arellano e Bond (1991) pode ser vista como a aplicação de um modelo em primeira diferença estimado com variáveis instrumentais.

2.3.3.1 Resultados – Painel dinâmico

A presente seção repete as estimações da seção 3.2.1, acrescentando uma defasagem do logaritmo dos salários nominais como regressor. Os resultados da regressão (1), que utiliza o mercado potencial, os anos de estudo médios e o analfabetismo como variáveis

independentes, além da defasagem dos salários nominais, pode ser visto na Tabela 6. O coeficiente associado ao mercado potencial apresentou valor de 0.45721, sendo estatisticamente significativo a um intervalo de confiança de 99%. Quanto aos anos de estudo médios apresentaram parâmetro de 0.4294 e significância estatística a um nível de 10%. Já o analfabetismo não apresentou significância estatística. A variável dependente defasada também apresentou significância estatística num intervalo de 99% de confiança. Foram usados trinta e dois instrumentos na regressão.

Tabela 6 – Resultados da estimação com o método de Arellano e Bond (1991)

Variável		(1)	(2)	(3)	(4)
ln(salário(-1))	Coeficiente	0.30311***	0.29255***	0.32781***	0.31866***
	Erro Padrão	0.05980	0.05972	0.05848	0.05886
ln(mercado potencial)	Coeficiente	0.45721***	0.41743***	0.61701***	0.57999***
	Erro Padrão	0.13427	0.12605	0.14109	0.13543
ln(anos de estudo)	Coeficiente	0.4294*	0.4722**	0.5867*	0.6139**
	Erro Padrão	0.26156	0.22758	0.30629	0.26096
Analfabetismo	Coeficiente	-0.00628	-0.00568	-0.00483	-0.00445
	Erro Padrão	0.008074	0.007280	0.008475	0.007767
Informalidade	Coeficiente			0.00873***	0.00838***
	Erro Padrão			0.002755	0.002565
Desemprego	Coeficiente		-0.0577***		-0.0043
	Erro Padrão		0.002193		0.003075
Constante	Coeficiente	-2.69569	-2.06294	-6.08995***	-5.46873
	Erro Padrão	1.706983	1.613066	1.65295	1.67323
Número de observações		243	243	243	243
Grupos		27	27	27	27
Observações por grupo		9	9	9	9
Número de instrumentos		32	33	33	34

Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

* significante a um nível de 10% , ** significante a um nível de 5%, *** significante a um nível de 1%

A regressão (2) acrescenta o desemprego como regressor. Os resultados em termos de significância estatística foram semelhantes ao da regressão (1), a exceção dos anos de estudo que apresentaram significância a um nível de 5%. Com os parâmetros associados ao mercado potencial, anos de estudo e analfabetismo sendo iguais a 0.41743, 0,4722 e -0,00568, respectivamente. Já o desemprego apresentou sinal igual ao esperado e significância estatística a um nível de 1%. A regressão (3) é semelhante à regressão (2), substituindo a variável desemprego pela informalidade. Os resultados apresentaram algumas diferenças em

relação à magnitude dos parâmetros, com o mercado potencial apresentando coeficiente de 0.61701, e os anos de estudo 0.5867. O coeficiente associado analfabetismo novamente não apresentou significância estatística, enquanto a informalidade, embora com significância estatística a um nível de 1%, apresentou sinal diferente do esperado. Ambas as regressões possuem trinta e três instrumentos.

Por fim, a regressão (4) utiliza todas as variáveis presentes nas outras três regressões. Os parâmetros associados ao mercado potencial e a defasagem dos salários nominais apresentaram sinal positivo, que é o esperado para o mercado potencial, e significância estatística num intervalo de 99% de confiança, mesmo intervalo apresentado pelo coeficiente da informalidade, embora o mesmo apresente sinal contrário ao esperado. O coeficiente dos anos de estudo médios apresentou valor de 0.6139, e significância estatística num nível de 5%. Já o desemprego e o analfabetismo não apresentaram significância estatística. Foram utilizados trinta e quatro instrumentos.

Como exposto por Cameron e Trivedi (2005), para que o modelo de Arellano e Bond (1991) seja consistente, u_{it} não pode ser serialmente correlacionado, embora o mesmo não se aplique a primeira defasagem, já que $cov(\Delta u_{it}, \Delta u_{it-1}) = -cov(u_{it-1}, u_{it-1}) \neq 0$. Para defasagens maiores é necessário que $cov(\Delta u_{it}, \Delta u_{it-k}) = 0$, para $k \geq 2$. Assim sendo, a Tabela 7 testa a autocorrelação para os erros em primeira diferença nas regressões, e corrobora com o esperado, sendo que existe correlação para a primeira defasagem enquanto a segunda é serialmente correlacionada em todas as regressões, num intervalo de 99% de confiança, haja vista que em todos os casos p-valor > 0.01 .

Tabela 7 - Teste de autocorrelação para os erros em primeira diferença

Defasagens	(01)		(02)		(03)		(04)	
	z	p-valor	z	p-valor	z	p-valor	z	p-valor
1	-3.348	0.0008	-3.074	0.0021	-3.415	0.0006	-3.147	0.0016
2	0.452	0.6508	0.225	0.8213	0.252	0.800	-0.003	0.9973

Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

Outro teste importante é o de restrição sobreidentificada de Sargan, que busca observar se todos os instrumentos do modelo são válidos. A estatística do teste apresentada por Baltagi (2005) é:

$$m = (\Delta\hat{u})' W \left[\sum_{i=1}^N W' (\Delta\hat{u})(\Delta\hat{u})' W \right] W' (\Delta\hat{u}) \sim \chi_{p-k-1}^2 \quad (75)$$

Onde p é o número de colunas da matriz W . Para as quatro estimações efetuadas observa-se que a hipótese nula de restrição sobreidentificada é rejeitada, o que significa que pelo menos um dos instrumentos presentes na regressão não é válido.

Tabela 8 – Teste de Sargan para restrição sobreidentificada

	(01)	(02)	(03)	(04)
χ^2	62.7875	63.3060	56.3892	57.0489
p-valor	0.0001	0.0001	0.0008	0.0006

Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

Voltando ao modelo teórico da Nova Geografia Econômica é possível observar que para as quatro regressões efetuadas com a utilização de dados em painel com formato dinâmico, a elasticidade de substituição entre as variedades industriais assumiu valores, respectivamente, de 2.1871, 2.3956, 1.6207 e 1.7241.

2.4 CONCLUSÃO

O modelo de Krugman (1991) em seu equilíbrio de curto prazo apresenta uma equação de salários em que esses dependem do mercado potencial, composto essencialmente pelo PIB das regiões ponderados pelas suas distâncias e de um índice de preços locais. O que forma o mercado potencial real. Assumindo o mercado potencial proposto por Harris (1954) utiliza-se somente o PIB regional e as distâncias, observando o mercado potencial nominal.

As estimações realizadas no presente trabalho utilizando efeitos fixos, do salário nos estados brasileiros como variável dependente, mostram um impacto positivo e estatisticamente significativos do mercado potencial, com parâmetros entre 0.3646 e 0.4332. Além disso, as variedades relacionadas à heterogeneidade da mão de obra também apresentaram o sinal condizente com o esperado, apesar de não apresentarem significância estatística. Um dos motivos da ausência de significância pode ser atribuído a colinearidade entre as variáveis. Já as características dos mercados locais, informalidade e desemprego, apresentaram da mesma forma sinais de acordo com o esperado, embora o desemprego não tenha apresentado significância estatística utilizando inferência robusta.

Dada a impossibilidade de estimar variáveis constantes no tempo sob efeitos fixos, foi utilizado o método de Hausman-Taylor para observar o impacto das variáveis puramente geográficas sobre os salários locais. Nesse caso, tanto a presença de litoral quanto a distância até São Paulo apresentaram sinais negativos nas estimações. Já a existência de fronteira internacional apresentou sinal positivo. Nenhuma das três variáveis possui significância estatística, sendo a própria heterogeneidade dos estados brasileiros uma possível explicação para essa discrepância. A extensão litorânea e mesmo de fronteiras brasileira, por exemplo, engloba estados com diferenças significativas em seu mercado potencial, nas características associadas à produtividade da mão de obra, no desenvolvimento de seus mercados e na própria concentração de atividades relacionadas aos setores modernos da economia. Assim sendo, os fatores puramente geográficos não parecem ser boas variáveis explicativas para as diferenças salariais nas regiões brasileiras.

A estimação usando o método de Arellano e Bond (1991) apresentou semelhanças em relação ao painel estático com efeitos fixos, com o parâmetro associado ao mercado potencial sendo positivo e estatisticamente significativo em todas as regressões. Quanto a heterogeneidade da mão de obra, os anos de estudo médios apresentaram significância estatística e valores condizentes com o esperado, já o analfabetismo não apresentou significância estatística.

Por fim, vale destacar que através do parâmetro associado ao mercado potencial é possível resgatar a variável estrutural σ dos modelos teóricos da Nova Geografia Econômica, a elasticidade de substituição entre variáveis industriais. Os valores encontrados se situaram entre 2.30 e 2.74 para os modelos estáticos e 1.72 e 2.39 para os dinâmicos, o que está de acordo com o que postulam os modelos teóricos.

3 ENSAIO 2 – MIGRAÇÃO E MERCADO POTENCIAL: UMA ANÁLISE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS DE 2001 A 2009.

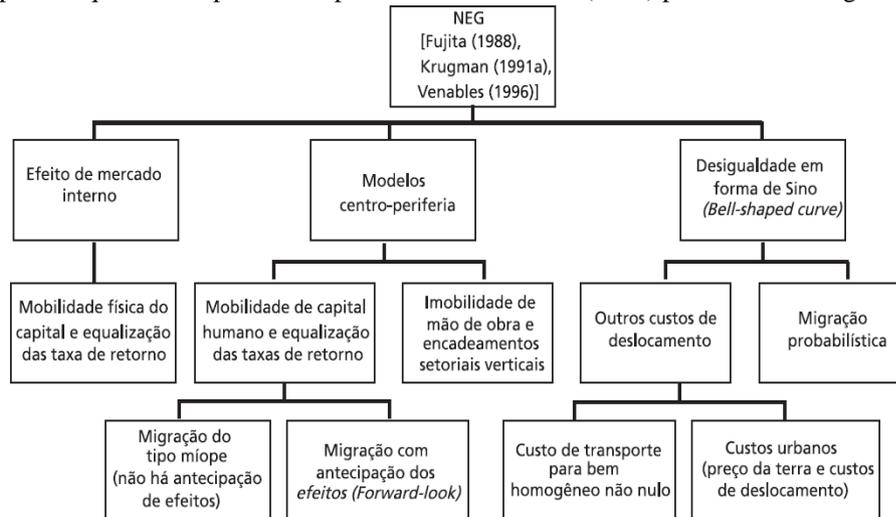
Segundo Thisse (2011), a geografia econômica busca explicar a escolha da localização das atividades econômicas e qual o motivo de certos lugares obterem maior sucesso que outros. Nesse sentido, duas forças são determinantes nessa escolha, as economias de escala na produção e os custos de transporte. O resultado desse contexto, em termos de localização das atividades econômicas, é que as mesmas vão se concentrar num número relativamente limitado de aglomerações.

No entanto, como visto em Fujita, Krugman e Venables (2001), sempre houve dificuldades em acrescentar o elemento espacial em modelos de equilíbrio geral, até porque para haver a possibilidade de assumir rendimentos crescentes de escala com a aglomeração seria necessário também assumir concorrência imperfeita, dificuldade técnica significativa em termos de modelagem. A tentativa de Arrow e Debreu (1954) de integrar o espaço ao equilíbrio geral é o de considerar produtos comercializados em locais diferentes como produtos distintos. No entanto, esse resultado ignora a interdependência espacial e acaba com a lei do preço único, ao tornar diferentes os preços de bens iguais. Beckman e Koopmans (1957) lançam a base para o chamado teorema da impossibilidade espacial, resgatado posteriormente por Starret (1978), que, como visto em Cruz (2011), afirma que com espaço homogêneo, competição perfeita e custos de transporte não nulos, não haveria comércio entre as regiões e conseqüentemente aglomeração da atividade econômica, resultado esse que vai contra a evidência empírica observável.

Dixit e Stiglitz (1977) propuseram um modelo de concorrência monopolística com ampla possibilidade de aplicação em modelos de equilíbrio geral. Com isso, tornou-se factível a utilização de modelos em que o aspecto espacial é relevante através de rendimentos crescentes de escala na aglomeração, já que não são possíveis rendimentos crescentes com competição perfeita, e, como mostra Starret (1978), custos de transporte não nulos associados à concorrência perfeita tornam impossível o comércio entre as regiões.

Seguindo a metodologia empregada por Ottaviano e Thisse (2004), divide-se a Nova Geografia Econômica em três grandes grupos de análise. São eles, o efeito de mercado interno, o padrão centro-periferia e a desigualdade em forma de sino. O esquema proposto por Ottaviano e Thisse (2004) e extraído de Cruz (2011) pode ser visto na Figura 1:

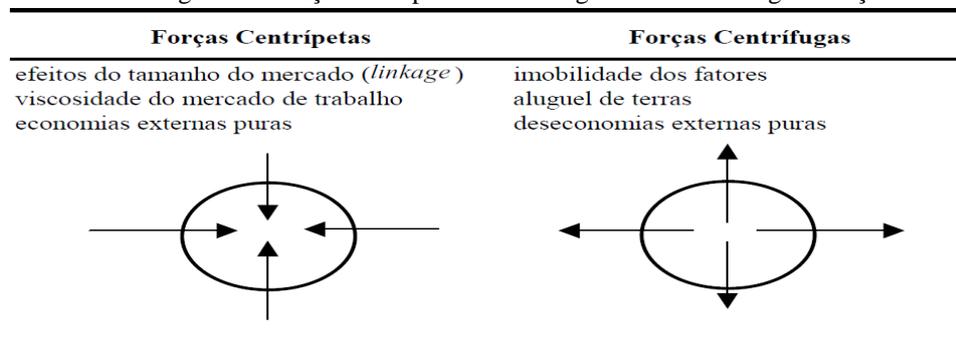
Figura 1 – Proposta esquemática apresentada por Ottaviano e Thisse (2004) para a Nova Geografia Econômica



Fonte: Cruz (2011, p.147).

O modelo que analisa os padrões de concentração do tipo centro-periferia tem seu trabalho seminal com Krugman (1991), que aplica o modelo de Dixit e Stiglitz (1977) em um formato espacial, ou seja, com a existência de custos de comércio entre as regiões. Na análise do autor, o mercado potencial de cada região irá impactar sobre os salários nominais nas regiões, fazendo com que as maiores ofertem maiores salários. O trabalhador qualificado que apresenta mobilidade, nos modelos iniciais, acaba por decidir sua localização apenas pela diferença nos salários reais, o que Cruz (2011) chama de migração míope, e isso gera um efeito cumulativo sobre a região, dado que maiores salários atraem mais trabalhadores, o que eleva o mercado potencial. Dessa forma, é possível perceber que indiretamente o mercado potencial afeta a migração.

Figura 2 – Forças centrípetas e centrífugas associadas a aglomeração.



Fonte: Chiarini (2007, p.91)

Chiarini (2007) apresenta a idéia das forças centrípetas e centrífugas que geram aglomeração ou dispersão das atividades econômicas, como visto na Figura 2. Ottaviano,

Tabuchi e Thisse (2002) desenvolvem posteriormente um modelo de concorrência monopolística linear, que abre espaço para que se observe a chamada curva de desigualdade em forma de sino, ou seja, os fatores que fazem com que haja processo de dispersão da atividade econômica a partir de dado tamanho do mercado. Entre os fatores que se pode citar estão os custos dos produtos agrícolas e a heterogeneidade dos migrantes. Esse formato com migração probabilística foi proposto por Tabuchi e Thisse (2002), e dada a característica individual dos migrantes não haverá concentração completa da mão de obra qualificada.

Quanto a observação empírica dos efeitos do mercado potencial sobre a migração, Crozet (2004) desenvolve um modelo em que utiliza-se a estrutura centro-periferia proposta por Krugman (1991) associado ao modelo migracional de Tabuchi e Thisse (2002), e estima para alguns países europeus. Dessa forma, o presente trabalho busca estimar para o Brasil um modelo semelhante ao de Crozet (2004) utilizando dados em painel. Assim sendo, a seção 2 desenvolve os modelos de Ottaviano, Tabuchi e Thisse (2002), Tabuchi e Thisse (2002) e Crozet (2004). Enquanto a seção 3 aplica um modelo baseado em Crozet (2004), observando o impacto do mercado potencial sobre a migração nos estados brasileiros entre 2001 e 2009.

3.1 NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA E MIGRAÇÃO

Como exposto por Combes, Mayer e Thisse (2008), Ottaviano, Tabuchi e Thisse (2002) elaboram um modelo linear em que é possível observar a estrutura centro-periferia, modelo esse em que a migração é observada por Tabuchi e Thisse (2002).

3.1.1 Modelo de competição monopolística linear

A função utilidade dos indivíduos assume um formato quadrático, para n variedades industriais:

$$U = \alpha \sum_{i=1}^n q_i - \frac{1}{2} \beta \sum_{i=1}^n q_i^2 - \frac{1}{2} \gamma \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n q_i q_j + A \quad (01)$$

$$U = \alpha \sum_{i=1}^n q_i - \frac{1}{2} (\beta - \gamma) \sum_{i=1}^n q_i^2 - \frac{1}{2} \gamma \left(\sum_{i=1}^n q_i \right)^2 + A \quad (02)$$

Onde q_i é a quantidade de cada variedade consumida, e a parte linear A o numerário. Já α, β , e γ são três parâmetros positivos, e a função utilidade será quase-côncava se $\beta > \gamma$, que garante também a preferência do consumidor pela diversidade. Outra característica da função é que aumentos na renda não afetam o consumo individual, e sim a demanda por numerário. Quando n tende para o infinito, é possível observar a utilidade para variedades contínuas:

$$U = \alpha \int_0^N q(i) di - \frac{1}{2} (\beta - \gamma) \int_0^N [q(i)]^2 di - \frac{1}{2} \gamma \left[\int_0^N q(i) di \right]^2 + A \quad (03)$$

Assumindo que será consumida uma quantidade total \bar{M} de bens manufaturados, distribuídos uniformemente entre $[0, x]$, e que o consumo será zero entre $[x, N]$, a utilidade passa a ser uma função crescente de x , e a preferência por diversidade cresce com maiores valores de β :

$$U = \alpha \int_0^x \frac{\bar{M}}{x} di - \frac{1}{2} (\beta - \gamma) \int_0^x \left(\frac{\bar{M}}{x} \right)^2 di - \frac{1}{2} \gamma \left[\int_0^x \frac{\bar{M}}{x} \right]^2 + A \quad (04)$$

$$U = \alpha \bar{M} - \frac{\beta - \gamma}{2x} \bar{M}^2 - \frac{1}{2} \gamma \bar{M}^2 + A \quad (05)$$

A restrição orçamentária dos consumidores será dada pela sua renda (y), mais uma dotação inicial (\bar{A}):

$$\int_0^N p(i) q(i) di + A = \bar{A} + y \quad (06)$$

O preço pode ser encontrado resolvendo a restrição para o numerário, substituindo na expressão (03) e diferenciando com relação a quantidade $q(i)$. Disso resulta:

$$p(i) = \alpha - (\beta - \gamma) q(i) - \gamma \int_0^N q(j) dj \quad (07)$$

Para $i \in [0, N]$, para encontrar a demanda pela i -ésima variedade, toma-se a integral da equação (07) em relação a i , e disso resulta que:

$$\int_0^N q(i)di = \frac{\alpha N - \int_0^N p(i)d(i)}{\beta + \gamma(N - 1)} \quad (08)$$

Substituindo novamente na expressão (07) e rearranjando os termos, têm-se:

$$(\beta - \gamma)q(i) = \frac{\alpha(\beta - \gamma)}{\beta + \gamma(N - 1)} - p(i) + \frac{\gamma}{\beta + \gamma(N - 1)} \int_0^N p(i)di \quad (09)$$

Adicionando e subtraindo $N\gamma p(i)/(\beta + \gamma N)$, e considerando $a = \alpha/[\beta + \gamma(N - 1)]$, $b = 1/[\beta + \gamma(N - 1)]$ e $c = \gamma/(\beta - \gamma)[\beta + \gamma(N - 1)]$, a demanda por cada variedade assume a seguinte forma:

$$q(i) = a - (b + cN)p(i) + cP \quad (10)$$

Onde o índice de preços industriais P é igual a:

$$P = \int_0^N p(j)dj \quad (11)$$

Uma das características do modelo é que a o consumo de uma variedade cai quando seu preço é maior que a média do mercado (P/N). Nesse caso, a expressão seguinte será negativa, o que acaba derrubando a demanda:

$$c \int_0^N [p(j) - p(i)]dj = cN \left(\frac{P}{N} - p(i) \right) \quad (12)$$

A elasticidade preço no modelo de concorrência monopolística é decrescente e a parcela de cada tipo de bem consumida pode variar, diferente do modelo original de Krugman (1991), que utiliza a competição monopolística proposta por Dixit e Stiglitz (1977). A firma, por sua vez, maximiza a seguinte função lucro:

$$\pi(i) = [p(i) - mw]q(i) - fw \quad (13)$$

Onde m e f são respectivamente as entradas marginais e fixas de mão de obra qualificada, utilizada para a produção de manufaturas, e w os salários nominais. Dado $q(i)$ expresso pela equação (10), e considerando a condição de lucro zero que ocorre sobre concorrência monopolística, pelas condições de primeira ordem da função lucro observa-se o preço das variedades como função do índice de preços das manufaturas:

$$p^*(P) = \frac{a + mw(b + cN)}{2(b + cN)} + \frac{cN}{2(b + cN)} \frac{P}{N} \quad (14)$$

O preço assim é definido como uma função de melhor resposta em relação ao preço médio dos bens manufaturados. Para que haja equilíbrio, é necessário que a expectativa da firma com relação a esse preço médio seja acurada, o que gera a seguinte imposição:

$$p^*(P) = \frac{P}{N} \quad (15)$$

Dessa forma, o preço de equilíbrio pode ser escrito como:

$$p^* = mw + \frac{a - bmw}{2b + cN} = mw + \frac{(\alpha - mw)(\beta - \gamma)}{2(\beta - \gamma) + \gamma N} \quad (16)$$

Se o índice de preços das manufaturas for único, então o equilíbrio de Nash será único da mesma forma, e a quantidade de equilíbrio será:

$$q^* = a - bp^* = \frac{(\alpha - mw)}{2(\beta - \gamma) + \gamma N} \quad (17)$$

Com $a > bmw$, o preço irá exceder o custo marginal, desde que os bens não sejam homogêneos, o que ressalta a importância da diferenciação dos bens manufaturados para os modelos de competição monopolística. A quantidade de equilíbrio, por sua vez, decresce com a maior massa de variedades. O número de firmas no equilíbrio será:

$$N^* = \frac{(\alpha - mw)\sqrt{(\beta - \gamma)/fw} - 2(\beta - \gamma)}{\gamma} \quad (18)$$

Já o número de trabalhadores qualificados por cada firma será igual a $f + mq^*$.

3.1.2 Estrutura centro-periferia

Considerando uma estrutura centro-periferia com duas regiões, A e B , os trabalhadores do setor agrícola distribuídos igualmente entre as duas regiões ($\frac{1}{2}L_a$), e a proporção de trabalhadores qualificados na região A igual a λ (e assumindo que essa proporção é maior que a de B , $(1 - \lambda)$), pode-se escrever a utilidade indireta dos trabalhadores na região A como:

$$V_A = \sum_{r=A,B} \left\{ \frac{a^2 n_r}{2b} - a \int_{i \in \mathcal{N}_r} p_{rA}(i) di + \frac{b + cn_r}{2} \int_{i \in \mathcal{N}_r} [p_{rA}(i)]^2 di \right. \\ \left. - \frac{c}{2} \left[\int_{i \in \mathcal{N}_r} p_{rA}(i) di \right]^2 + y + \bar{A} \right. \quad (19)$$

Onde n_r é a massa de variedades produzida em cada região, contida no conjunto \mathcal{N}_r , e p_{rA} o preço de uma variedade produzida em r e vendida em A . Dessa forma, com o número total de variedades sendo igual a $N = n_A + n_B$, a demanda da região A pela i -ésima variedade produzida em r será dada por:

$$q_{rA} = \left(\frac{1}{2}L_a + \lambda L \right) [a - (b + cN)p_{rA}(i) + cP_A] \quad (20)$$

Já o índice de preços na região A será:

$$P_A = \int_{i \in \mathcal{N}_r} P_{AA}(i) di + \int_{i \in \mathcal{N}_r} P_{BA}(i) di \quad (21)$$

Assumindo a proposição de Forslid e Ottaviano (2003), em que o requerimento fixo de mão de obra será de trabalhadores qualificados e o marginal de não qualificados e subtraindo a mão de obra marginal ($m = 0$), o que segundo Combes, Mayer e Thisse (2008) não causa perda de generalidade, já que o custo marginal não varia entre as regiões, o número de variedades em cada local será proporcional ao número de trabalhadores qualificados lá presentes:

$$n_A = \frac{\lambda L}{f}, \quad n_B = \frac{(1 - \lambda)L}{f} \quad (22)$$

Por sua vez, o custo de deslocar uma unidade de mercadorias entre as regiões será de t unidades de numerário. Com o custo marginal igual a zero e incluindo os custos de deslocamento, a função lucro da firma localizada em A passa a ser igual a:

$$\pi_A(i) = p_{AA}(i)q_{AA}(i) + [p_{AB}(i) - t]q_{AB}(i) - fw_A \quad (23)$$

Como a quantidade q_{rA} dada pela equação (20), e considerando a condição de lucro zero dada pelo mercado de concorrência monopolística é possível definir os preços das variedades como função dos índices de preços dos bens manufaturados em cada região. O índice de preços pode ser definido como:

$$P_A^* = n_A p_{AA}^*(P_A) + n_B p_{BA}^*(P_B) = \frac{aN + tn_B(b + cN)}{2b + cN} \quad (24)$$

Já os preços de equilíbrio, como $t > 0$, a firma localizada em A irá vender localmente a um preço menor que a média das manufaturas comercializadas na própria região ($p_{AA}^* < P_A/N$), mas suas vendas na região B serão maiores que a média dos preços que lá ocorrem ($p_{AB}^* > P_B/N$). Os preços no equilíbrio, que dependem da distribuição das firmas entre as regiões e dos custos de transporte, serão:

$$p_{AA}^* = \frac{P_A}{N} - \frac{tn_B}{2N} = \frac{1}{2} \frac{2a + ct n_B}{2b + cN} \quad (25)$$

$$p_{BA}^* = \frac{P_B}{N} + \frac{tn_B}{2N} = p_{BB}^* + \frac{t}{2} \quad (26)$$

Os preços de equilíbrio decrescem com o número de firmas presentes em cada região. A diferença entre os preços domésticos e das exportações será:

$$p_{AB}^* - p_{AA}^* = \frac{ct(n_A - n_B)}{2(2b + cN)} + \frac{t}{2} \quad (27)$$

De forma que $p_{AB}^* - p_{AA}^* > \frac{1}{2}t$, apenas se $n_A > n_B$, o que significa que a firma localizada na maior região absorve uma parcela menor dos custos de transporte, o que é um incentivo a exportar as variedades. Como afirmam Combes, Mayer e Thisse (2008), a demanda externa possui maior elasticidade que a demanda interna, o que induz a firma exportadora a diminuir seu preço para facilitar a penetração no mercado externo. Já diminuindo t das equações (25) e (26), é possível observar que o preço sem o custo de transportes será positivo para qualquer distribuição de λ apenas se:

$$t < \frac{2a}{2b + cN} = \frac{2af}{2bf + cL} \equiv t_{trade} \quad (28)$$

Em que t_{trade} é o custo de transporte máximo observado. Para que a equação (28) seja satisfeita não é possível que não haja retornos crescentes de escala ($f = 0$), ou que as variedades sejam homogêneas ($c = \infty$). Economias de escala mais fortes e a diferenciação das variedades induzem ao comercio.

$$\frac{dt_{trade}}{df} > 0, \quad \frac{dt_{trade}}{d\gamma} < 0 \quad (29)$$

Com relação ao lucro das firmas, um aumento no número de trabalhadores qualificados afeta de duas maneiras o mesmo, primeiro, causando uma diminuição, dado que o preço da variedade irá cair devido à maior fragmentação do mercado (efeito competição). E segundo, causando um aumento dado o crescente número de consumidores, como observado nas equações (30) e (31):

$$\pi_{AA}^* = (p_{AA}^*)^2(b + cN) \left(\frac{L_a}{2} + fn_A \right) = (p_{AA}^*)^2 \left(b + \frac{cL}{f} \right) \left(\frac{L_a}{2} + \lambda L \right) \quad (30)$$

$$\pi_{AB}^* = (p_{AB}^* - t)^2(b + cN) \left(\frac{L_a}{2} + fn_B \right) = (p_{AB}^* - t)^2 \left(b + \frac{cL}{f} \right) \left(\frac{L_a}{2} + (1 - \lambda)L \right) \quad (31)$$

Já o excedente do consumidor que reside em A , será crescente para a proporção de trabalhadores qualificados que ali reside, no entanto, seu ganho marginal é decrescente. O excedente é dado por:

$$C_A^*(\lambda) = \frac{a^2L}{2bf} - \frac{aL}{f} [\lambda p_{AA}^* + (1-\lambda)p_{BA}^*] + \frac{(bf+cL)L}{2f^2} [\lambda(p_{AA}^*)^2 + (1-\lambda)(p_{BA}^*)^2] - \frac{cL^2}{2f^2} [\lambda p_{AA}^* + (1-\lambda)p_{BA}^*] \quad (32)$$

Por sua vez, o salário do trabalhador qualificado em A é descrito por:

$$w_A^*(\lambda) = \frac{\pi_{AA}^* + \pi_{AB}^*}{f} \quad (33)$$

$$w_A^*(\lambda) = \frac{bf+cL}{4(2bf+cL)^2f^2} \{ [2af+tcL(1-\lambda)]^2 \left(\frac{1}{2}L_a + \lambda L \right) + [2af-2tbf+tcL(1-\lambda)]^2 \left(\frac{1}{2}L_a + (1-\lambda)L \right) \} \quad (34)$$

A função $w_A^*(\lambda)$ será crescente e côncava em λ para valores elevados de f e baixos de t . Para o oposto, a função será decrescente e convexa. Ou seja, $w_A^*(\lambda)$ e $C_A^*(\lambda)$ crescem com o aumento da mão de obra qualificada na região A para baixos custos de transporte. Caso contrário, os salários declinam apesar do aumento no excedente do consumidor. Isso implica que para baixos custos de transporte tanto as firmas quanto os trabalhadores qualificados preferem se estabelecer na região maior. Observando a diferença nos salários nas duas regiões:

$$w_A^*(\lambda) - w_B^*(\lambda) = \frac{(bf+cL)[2bf+c(L_a+L)]L}{2f^2(2bf+cL)} t(t_w - t) \left(\lambda - \frac{1}{2} \right) \quad (35)$$

Onde:

$$t_w = \frac{4af}{2bf+c(L_a+L)} \quad (36)$$

Isso significa que os salários nominais em A serão maiores que em B apenas se $t < t_w$, o que implica que a região maior oferece salários mais atrativos. Isso ocorre porque as firmas conseguem explorar economias de escala de modo mais eficiente nessa região. Caso $t > t_w$, o mercado menos competitivo da região menor torna os lucros da firma maiores e com isso os salários. A decisão de migrar dos trabalhadores passa a ser dependente da sua

utilidade indireta, que por sua vez, pode ser expressa pela diferença entre os excedentes do consumidor e a diferença entre os salários nominais em cada região:

$$\Delta V(\lambda) = V_A(\lambda) - V_B(\lambda) = C_A^*(\lambda) - C_B^*(\lambda) + w_A^*(\lambda) - w_B^*(\lambda) = Kt(t^* - t) \left(\lambda - \frac{1}{2} \right) \quad (37)$$

Onde K é uma constante positiva igual a:

$$K = [2bf(3bf + 3cL + cL_a) + c^2L(L_a + L)] \frac{L(bf + cL)}{2f^2(2bf + cL)^2} > 0 \quad (38)$$

Dessa forma, surge o valor dos custos de transporte no equilíbrio, expressos por:

$$t^* = \frac{4af(3bf + 2cl)}{2bf(3bf + 3cL + L_a) + c^2L(L_a + L)} > 0 \quad (39)$$

Para que exista comércio entre as regiões, é necessário que $t^* < t_{trade}$, o que leva a seguinte condição:

$$\frac{L_a}{L} > \frac{6b^2f^2 + 8bcfL + 3c^2L^2}{cL(2bf + cL)} > 3 \quad (40)$$

Ou seja, o número de trabalhadores não qualificados precisa ser mais que três vezes maior que o de qualificados. Quando a condição (40) não é atendida, $t^* > t$ e nesse caso a estrutura centro-periferia prevalece, com a estrutura simétrica sendo um equilíbrio instável. Já para $t^* < t$, o equilíbrio será simétrico, ou seja, $\lambda^* = 1/2$. Já para o caso de $t^* = t$, qualquer configuração será um equilíbrio espacial. Como afirmam Combes, Mayer e Thisse (2008), os resultados são semelhantes aos encontrados por Krugman (1991), embora não completamente idênticos. Se o modelo for considerado sem retornos crescentes o modelo sempre apresentara dispersão das atividades econômicas, resultado não condizente com a realidade.

Ottaviano e Thisse (2004) ressaltam o padrão de desigualdade na concentração econômica tendo a forma de sino, numa proposta iniciada por Krugman e Venables (1995) e Venables (1996). Nesse modelo, a força de aglomeração predomina até determinado ponto, a partir do qual existe dispersão das atividades econômicas. Hering e Paillacar (2008)

apresentam alguns fatores determinantes para esse padrão, que são os custos de transporte positivos para os produtos agrícolas como exposto por Picard e Zeng (2005), a existência de custos de congestionamento para a concentração (como custos urbanos, trânsito e preço da terra, por exemplo) apresentado por Ottaviano, Tabuchi e Thisse (2002), heterogeneidade no processo migratório, apresentada na próxima seção e cuja idéia central se deve a Tabuchi e Thisse (2002) e Murata (2003), fricções no mercado de trabalho por Epifani e Gancia (2005) e os custos de deslocamento cujo trabalho central se deve a Murata e Thisse (2005).

3.1.3 Migração e equilíbrio de longo prazo

A maioria dos modelos tradicionais da Nova Geografia Econômica, como o apresentado por Fujita, Krugman e Venables (2001), por exemplo, assume uma hipótese simples sobre o processo migratório, que o mesmo depende apenas dos preços e salários (migração míope). Tabuchi e Thisse (2002) introduzem um modelo em que existe heterogeneidade no processo migratório, ou seja, as características dos indivíduos, tais como a situação familiar, e também as características da região afetam a escolha locacional e com isso a migração. A utilidade indireta do indivíduo que reside em A passa a ser:

$$V_A^h(\lambda) = V_A(\lambda) + \varepsilon_A \quad (41)$$

Onde ε_A é uma variável aleatória e, juntamente com ε_B , é independente e identicamente distribuída, representando o aspecto idiossincrático de residir em A . A variável ε_A possui desvio padrão igual a ν . Assim sendo, as escolhas dos indivíduos diferem. Sob um modelo logit, a probabilidade de um indivíduo escolher a região A para residir será:

$$P_A(\lambda) = \frac{\exp[V_A(\lambda)/\nu]}{\exp[V_A(\lambda)/\nu] + \exp[V_B(\lambda)/\nu]} \in (0, 1) \quad (42)$$

Para $\nu = 0$, a probabilidade $P_A(\lambda)$ será igual a um sempre que $V_A(\lambda) > V_B(\lambda)$. Já para $\nu > 0$, a probabilidade de escolher uma região será sempre menor do que um, sendo que ν pode ser caracterizada como a heterogeneidade na preferência dos trabalhadores. A dinâmica da estrutura centro-periferia passa a ser descrita por:

$$\dot{\lambda} = (1 - \lambda)\mathbf{P}_A(\lambda) - \lambda\mathbf{P}_B(\lambda) \quad (43)$$

Onde o termo $(1 - \lambda)\mathbf{P}_A(\lambda)$ representa o número de trabalhadores em B que se movem para A , e $\lambda\mathbf{P}_B(\lambda)$ o contrário. O equilíbrio espacial ocorre quando o fluxo de emigrantes e imigrantes se iguala, ou seja, $\dot{\lambda} = 0$, o que resulta em:

$$(1 - \lambda) \exp\left[\frac{V_A(\lambda)}{\nu}\right] - \lambda \exp\left[\frac{V_B(\lambda)}{\nu}\right] = 0 \Leftrightarrow \frac{\exp[V_A(\lambda)]}{\exp[V_B(\lambda)]} = \left(\frac{\lambda}{1 - \lambda}\right)^\nu \quad (43)$$

A heterogeneidade dos trabalhadores faz com que $\lambda = 0$ ou $\lambda = 1$ não sejam mais equilíbrios possíveis, ou seja, exclui a aglomeração completa de firmas e trabalhadores em uma só região. No entanto, $\lambda = 1/2$ continua sendo um equilíbrio espacial, dado que $V_A(1/2) = V_B(1/2)$. Para encontrar os outros equilíbrios, toma-se o logaritmo da expressão (43):

$$J(\lambda, t) = \Delta V(\lambda) - \nu \log \frac{\lambda}{1 - \lambda} = Kt(t^* - t) \left(\lambda - \frac{1}{2}\right) - \nu \log \frac{\lambda}{1 - \lambda} \quad (44)$$

Dessa forma, λ^* será um equilíbrio apenas se $J(\lambda^*, t) = 0$, e caso ambos possuam o mesmo sinal, o equilíbrio será estável se:

$$\frac{\partial J(\lambda^*, t)}{\partial \lambda} < 0 \quad (45)$$

A função $J(\lambda, t)$ é estritamente convexa para o intervalo $\lambda \in (0, 1/2)$ e estritamente côncava para o intervalo $\lambda \in (1/2, 1)$. Diferenciando a função com relação a λ , a estabilidade do equilíbrio passa a ser observada a partir do sinal da expressão quadrática $Kt(t^* - t) - 4\nu$, de forma que:

$$\text{sgn}\left(\frac{\partial J(1/2, t)}{\partial \lambda}\right) = \text{sgn}(Kt(t^* - t) - 4\nu) \quad (46)$$

O equilíbrio simétrico será estável apenas se $Kt(t^* - t) - 4\nu < 0$, para qualquer valor de t , o que acontecerá para o caso de $\nu \geq \nu^h = \frac{1}{16}K(t^*)^2$, que é o valor encontrado quando

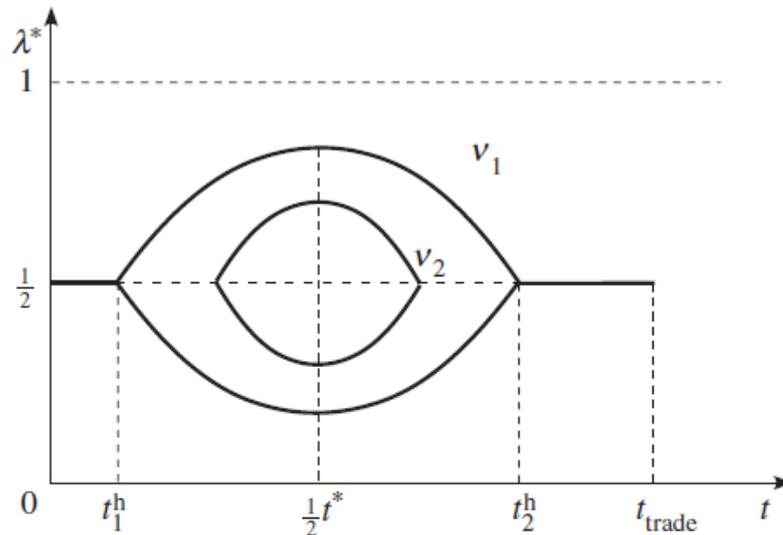
$Kt(t^* - t)$ atinge seu máximo, sendo que $t = \frac{1}{2}t^*$. Isso significa que para o trabalhador as características regionais não econômicas prevalecem sobre as econômicas, e caso eles estejam igualmente distribuídos entre as regiões haverá uma distribuição simétrica também do setor de manufaturas.

Para o caso de $v < v^h$, $Kt(t^* - t) - 4v = 0$ possui duas raízes reais dadas por:

$$t_1^h, t_2^h = \frac{1}{2}t^* \pm \sqrt{\frac{(t^*)^2}{4} - \frac{4v}{K}} \quad (47)$$

Nesse caso, $0 < t_1^h \leq \frac{1}{2}(t_1^h + t_2^h) = \frac{1}{2}t^* \leq t_2^h < t^* < t_{trade}$. Para o caso de $t < t_1^h$, e $t > t_2^h$, o único equilíbrio estável é o simétrico, com $\lambda^* = 1/2$. Já para o caso de $t \in (t_1^h, t_2^h)$, o equilíbrio simétrico é instável, e como a dispersão total com $\lambda = 0,1$ nunca será um equilíbrio, haverá uma solução interior, com o formato como apresentado na Figura 3, em que a dispersão máxima acontece em $\frac{1}{2}t^*$.

Figura 3 – Estrutura centro periferia quando os migrantes são heterogêneos.



Fonte: Combes, Mayer e Thisse (2008, p.219).

O tamanho das aglomerações irá crescer no intervalo entre t_1^h e $\frac{1}{2}t^*$, e decrescer de $\frac{1}{2}t^*$ e t_2^h . Isso ocorre porque os trabalhadores reagem de maneira diferente às condições do mercado. Na Figura 3 tem-se também $v_1 < v_2 < v^h$, o que mostra que quanto menor a heterogeneidade da mão de obra, maior o grau de concentração que ocorre na estrutura centro-

periferia. Assim sendo, as características individuais dos migrantes geram uma curva de desigualdade regional em forma de sino.

3.1.4 Nova Geografia Econômica e Migração: Alternativas empíricas e resultados provenientes da literatura.

Como apresentado por Hering e Paillacar (2008), existem diversos trabalhos que buscam explicar o comportamento das migrações através de motivos como o salário real esperado (TODARO, 1969; HARRIS; TODARO, 1970), as amenidades (TREYZ et al., 1993) e o retorno esperado da qualificação (BORJAS; BONARS; TREJO 1992). Com relação aos modelos da Nova Geografia Econômica, o trabalho pioneiro a testar o impacto do mercado potencial sobre o comportamento das migrações se deve a Crozet (2004). O autor assume que a decisão de um trabalhador k sobre migrar, a partir da região $i \in [1, R]$, depende da maximização da seguinte função:

$$\varphi_{ji,t}^k = V_{ji,t}^k + \varepsilon_i^k = \ln \left[\omega_{i,t} \vartheta_{i,t-1} [d_{ij} (1 + gF_{ij})]^\zeta \right] + \varepsilon_i^k \quad (48)$$

Onde $\vartheta_{i,t-1}$ é a probabilidade do indivíduo conseguir emprego na região i no período t e $[d_{ij} (1 + gF_{ij})]^{-\zeta}$ o custo da migração, onde d_{ij} é a distância entre a região de origem e o destino, F_{ij} uma *dummy* que indica a não existência de fronteira e g e ζ parâmetros positivos. Já o termo estocástico ε_i^k captura a heterogeneidade da mão de obra. Observando a equação (42) para as R regiões, é possível expressar o fluxo de migrantes entre as regiões j e i como:

$$\frac{migr_{ji,t}}{\sum_{i' \neq j} migr_{ji',t}} = \frac{\exp(V_{ji,t-1}^k)}{\sum_{r=1}^R \exp(V_{jr,t-1}^k) - \exp(V_{jj,t-1}^k)} \quad (49)$$

A partir da expressão (49) e do modelo de Krugman (1991), Crozet (2004) extrai uma equação semi-estrutural para o fluxo migratório:

$$\begin{aligned}
& \ln\left(\frac{migr_{ji,t}}{\sum_{i' \neq j} migr_{ji',t}}\right) \\
&= \ln\left[\left(L_{i(t-1)}^Y\right)^{\frac{\psi}{\sigma_y-1}}\right] + \ln\left(\sum_{k=1}^{k=R} L_{k(t-1)}^X (w_k d_{ij}^\delta)^{1-\sigma_x}\right)^{\frac{\mu}{\sigma_x-1}} + \ln[w_{i(t-1)}^{1-\psi} \vartheta_{i,t-1}] \\
&+ \ln[d_{ij}(1 + gF_{ij})]^{-\zeta} + \tilde{a}_{j(t-1)} \quad (50)
\end{aligned}$$

O primeiro termo do lado direito da equação apresenta o índice de preços dos bens não comercializáveis (setor de serviços), na região i , sendo L^Y o total de trabalhadores nesse setor, ψ a parcela da renda em que os indivíduos consomem os serviços e σ_y a elasticidade de substituição entre as variedades desse setor. O segundo termo apresenta o mercado potencial da região, com L^X o total de trabalhadores na manufatura, μ a parcela gasta pelo consumidor nos bens desse setor, e σ_x a elasticidade de substituição entre variedades industriais. O terceiro e o quarto termos da equação apresentam, respectivamente, o salário esperado na região i e o custo de deslocamento da migração. Já $\tilde{a}_{j(t-1)} = \sum_{r=1}^R \exp(V_{jr,t-1}^k) - \exp(V_{jj,t-1}^k)$. Segundo Crozet (2004), a opção por apresentar as variáveis independentes com um período de defasagem foi para evitar o problema de endogeneidade.

Crozet (2004) estabelece duas equações empíricas posteriormente, a primeira usada como referência é um modelo gravitacional, expresso por:

$$\begin{aligned}
& \ln\left(\frac{migr_{ji,t}}{\sum_{i' \neq j} migr_{ji',t}}\right) \\
&= \beta_1 \ln(L_{i(t-1)}) + \beta_2 \ln(prob w_{i(t-1)}) + \beta_3 \ln(d_{ij}) + \beta_4 F_{ij} + \beta_5 \ln(S_i) + a_j \\
&+ \beta_6 \ln(trend) + obj_i + u_{ijt} \quad (51)
\end{aligned}$$

Onde $L_{i(t-1)}$ apresenta o emprego total, S_i a área e obj_i uma variável *dummy*, que captura possíveis dificuldades estruturais na região i . Além disso, o autor acrescenta um elemento de tendência (*trend*) e um efeito fixo regional (a_j). Já o modelo derivado da Nova Geografia Econômica assume o seguinte formato:

$$\begin{aligned}
& \ln\left(\frac{migr_{ji,t}}{\sum_{i' \neq j} migr_{ji',t}}\right) \\
&= \frac{\mu}{\sigma_x - 1} \ln\left(\sum_{k=1}^{k=R} L_{k(t-1)}^X (w_k d_{ij}^\delta)^{1-\sigma_x}\right) + \alpha_1 \ln[(L_{i(t-1)}^Y)] \\
&+ \alpha_2 \ln(prob w_{i(t-1)}) - \zeta \ln[d_{ij} (1 + gF_{ij})] + \alpha_3 \ln(S_i) + \alpha_j \\
&+ \alpha_4 \ln(trend) + obj_i + u_{ijt} \quad (52)
\end{aligned}$$

O autor aplica os modelos separadamente para cinco países, Alemanha, Itália, Espanha, Holanda e Grã-Bretanha. Crozet (2004) estima dois modelos, definindo previamente $\mu = 0.4$ e $\mu = 0.6$, para resgatar o parâmetro σ_x , a elasticidade de substituição entre as variedades manufaturadas. A estimação do modelo da Nova Geografia Econômica foi feita utilizando Mínimos Quadrados Não-Lineares, e alguns parâmetros obtiveram sinal e magnitude de acordo com o esperado em todas as equações (sendo $\sigma_x > 1$, $0 < \alpha_1 < 1$, $\zeta > 0$, $g > 0$), além de significância estatística a 1%. Já o parâmetro associado à área (α_4) não foi estatisticamente significativo para a Itália, e os salários esperados (α_3) apresentaram sinal negativo, diferente do que se esperava, para a Alemanha, Espanha e Holanda. Os resultados encontrados utilizando o modelo da Nova Geografia Econômica se mostraram superiores aos do modelo gravitacional, em termos de magnitude dos parâmetros, sinais esperados e significância estatística. Uma aplicação semelhante à de Crozet (2004) para a Espanha pode ser vista em Paluzie, Pons, Silvestre e Tirado (2007).

Hering e Paillacar (2008a, 2008b) testam para o Brasil o efeito do mercado potencial sobre a migração estimando inicialmente o mercado potencial com uma equação gravitacional e posteriormente utilizando em um modelo acrescido do impacto dos rendimentos da qualificação da mão de obra sobre o próprio fluxo migracional.

3.2 APLICAÇÃO DOS MODELOS MIGRACIONAIS ORIUNDOS DA NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS DE 2001 À 2009

Inicialmente buscou-se estimar um modelo semelhante ao de Crozet (2004). Com a utilização de dados em painel, o teste de hausman indicou a utilização de efeitos fixos, o que elimina as variáveis constantes no tempo, tais como a distância, da estimação. Assim sendo, algumas alterações foram feitas, buscando também ajuste aos dados disponíveis. A equação inicial assume o seguinte formato:

$$\ln\left(\frac{migr_{j,t}}{\sum_{i \neq j} migr_{j,t}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_{i,t}}{d_{ij,t}}\right) + \beta_2 \ln(prob_{i,t}) + \beta_3(custom^2_{i,t}) + \beta_3(dens_{i,t}) + a_i + u_{i,t}$$

Onde o termo do lado esquerdo da equação, o fluxo migracional, foi construído dividindo o número de residentes não nascidos no estado i , pelo total de não nascidos em seus estados atuais (a exceção do estado i). Já o segundo termo do lado direito apresenta o mercado potencial do estado i , aqui calculado a partir da idéia de Harris (1954), onde se divide o PIB de cada estado pela sua distância até o referido estado (calculada pela distância entre as capitais), e para a própria região i divide-se por $[(2/3)(area_s/\pi)^{1/2}]$. O coeficiente $\beta_1 = \frac{\mu}{\sigma-1}$, pelo modelo teórico. O terceiro termo do lado direito da equação apresenta o salário provável para a região, que é a taxa de empregados vezes o salário nominal corrente. O quarto termo define o índice de custos locais a partir do custo do metro quadrado no estado. E por fim, utiliza-se a densidade populacional substituindo a área utilizada por Crozet (2004), já que a mesma é fixa no tempo. Por sua vez, $a_i + u_{i,t}$ representam os efeitos fixos e o termo de erro idiosincrático.

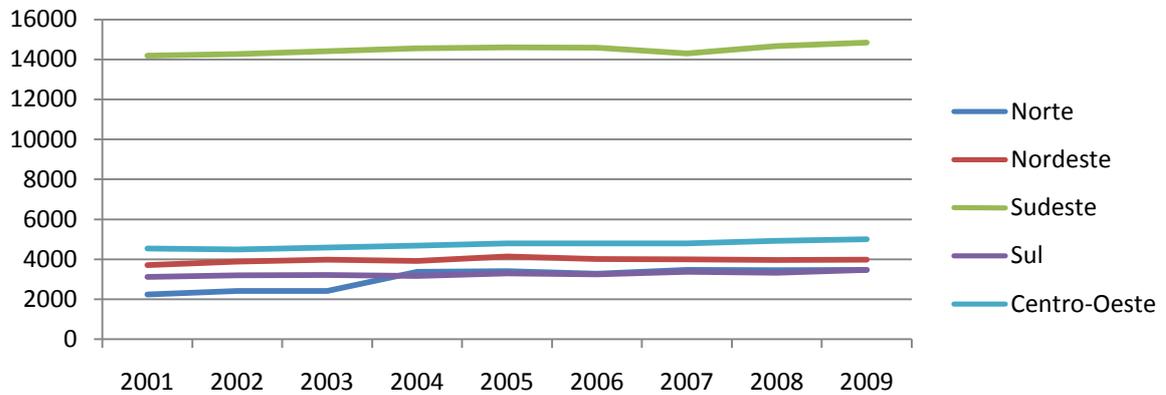
Os dados utilizados relacionados à migração e índice de emprego foram retirados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do IBGE. Os dados geográficos como a densidade populacional e distância entre as capitais foram extraídos da base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O PIB estadual foi retirado do IPEADATA, a base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Quanto ao custo do metro quadrado, foi extraído do Sistema Nacional de Pesquisa de Custos e Índices da Construção Civil (SINAPI).

3.2.1 Análise dos resultados: características da amostra

A Figura 4 apresenta a distribuição das pessoas que não nasceram no estado em que moravam, entre os anos de 2001 e 2009, para as cinco grandes regiões brasileiras. Em 2001, o total nacional de pessoas na situação citada era de 27.815.000, chegando a 30.759.000 em 2009. A região com maior proporção nesses valores é o sudeste, também a região mais rica e

populosa do país. Já as menores proporções se devem ao Norte entre 2001 e 2003, e ao Sul de 2004 a 2009. As trajetórias se mostram relativamente estáveis, a exceção da região Norte entre 2003 e 2004, em que é possível observar um salto.

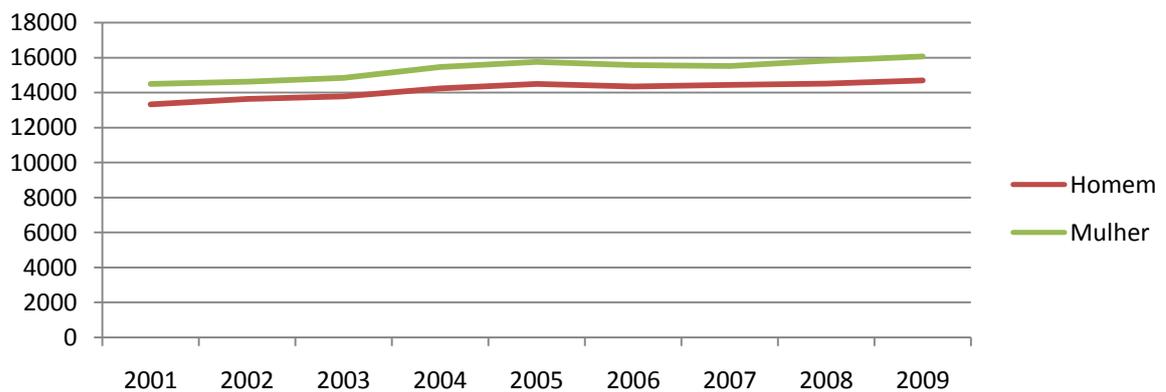
Figura 4 – Número de indivíduos que não nasceram no estado em que habitam para as grandes regiões brasileiras, de 2001 a 2009.



Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

Já a Figura 5 apresenta a amostra dividida entre homens e mulheres. Nesse caso, é possível observar o predomínio das mulheres como não nascidas no estado em que habitam. O número total de mulheres nessa situação vai de 14.497.000 em 2001 para 16.065.000 em 2009. Já para os homens, os valores para os mesmos anos foram de 13.317.000 e 14.694.000, respectivamente.

Figura 5 – Número de indivíduos que não nasceram no estado em que habitam, divididos por gênero, entre 2001 e 2009.

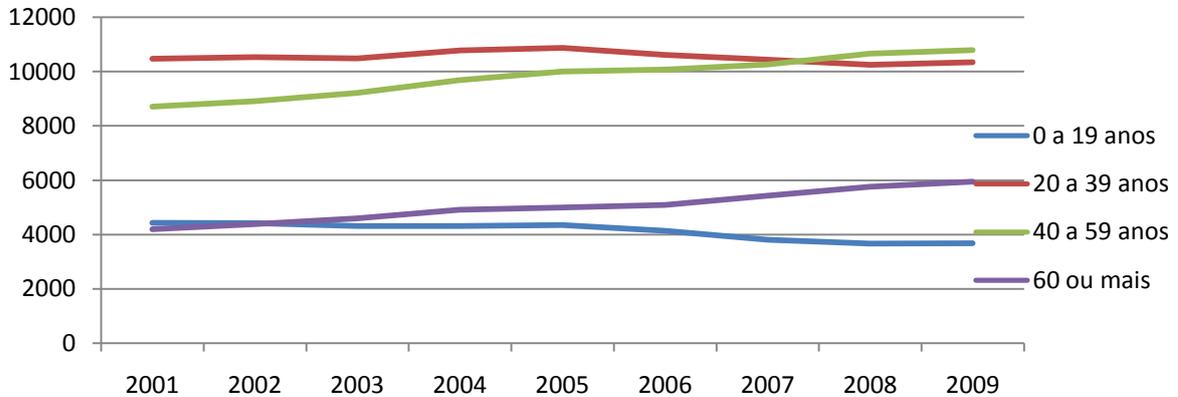


Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

Com relação às idades dos moradores não nascidos no estado em que habitam, a Figura 6 mostra que a maior proporção a partir de 2008 é a de pessoas entre 40 e 59 anos,

seguido pelos indivíduos entre 20 e 39 anos. Já a menor proporção até 2002 foi do grupo com 60 anos e mais, e a partir de 2003 para indivíduos entre 0 e 19 anos.

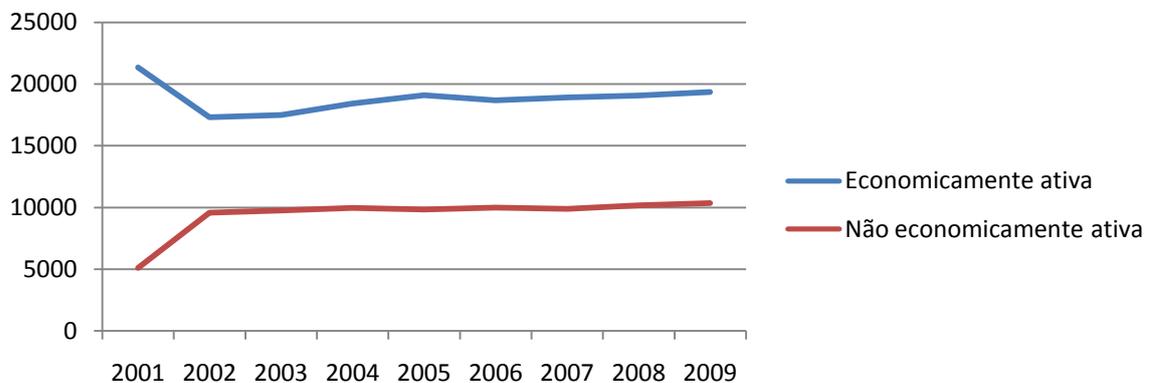
Figura 6 – Número de indivíduos que não nasceram no estado em que habitam, por grupos de idade, entre 2001 e 2009.



Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

Por fim, a Figura 7 apresenta a distribuição da amostra entre pessoas economicamente ativas e não economicamente ativas, com predomínio do primeiro grupo, chegando a uma diferença para 2009 de 9.012.000 de pessoas entre um grupo e outro.

Figura 7 – Número de indivíduos que não nasceram no estado em que habitam, por condição de atividade, entre 2001 e 2009.



Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

3.2.2 Análise dos resultados: painel com efeitos fixos

Como exposto por Wooldridge (2002), a existência de heterogeneidade não observável no termo de erro nos dados em painel faz com que a estimação do modelo utilizando mínimos quadrados ordinários (*pooled ordinary least squares* ou POLS) torne-se inconsistente. O teste de Breusch e Pagan presente na Tabela 1 tem como hipótese nula, aqui rejeitada, a

inexistência da variável não observável no termo de erro. A partir desse primeiro passo, é possível utilizar um painel com efeitos fixos, em que se utiliza uma transformação que elimina o termo não observável, ou efeitos aleatórios, onde se utilizam mínimos quadrados generalizados, dependendo da existência de correlação entre a variável não observável e as variáveis independentes. Para o caso de existência de correlação utilizam-se os efeitos fixos. O teste usual para efeitos fixos ou aleatórios é o de Hausman, que como hipótese nula apresenta a não correlação entre a variável não observável e as independentes. Como observado na Tabela 1, para o modelo proposto rejeita-se a hipótese nula, ou seja, é recomendável a utilização de efeitos fixos. O teste de Hausman robusto, proposto por Wooldridge (2002), reforça o teste tradicional. Já o teste de significância dos efeitos fixos, proposto por Greene (2008), observa como hipótese nula que os efeitos fixos são iguais a zero, e como é visto na Tabela 1 também foi rejeitada essa hipótese para o modelo.

Tabela 1 – Testes de especificação para a regressão (1)

Teste	Valor	p-valor
Breusch e Pagan para regressão (1)	$\chi^2(01) = 903.92$	0.0000
Teste de significância dos efeitos fixos (1)	$F(26, 212) = 452.33$	0.0000
Teste de Hausman para regressão (1)	$\chi^2(04) = 25.27$	0.0000
Teste de Hausman robusto para regressão (1)	$F(5, 231) = 553.99$	0.0000
Heterocedasticidade de Wald para regressão (1)	$\chi^2(27) = 3520.57$	0.0000
Correlação serial de Wooldridge para regressão (1)	$F(1, 26) = 12.435$	0.0016

Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

Outros testes importantes para o bom desempenho do modelo são de heterocedasticidade e autocorrelação. A Tabela 1 apresenta os testes de Wald para heterocedasticidade e de Wooldridge (2002) para autocorrelação, sendo que ambos a hipótese nula, de inexistência dos dois problemas, foi rejeitada. Dessa forma, como proposto inicialmente por White (1980), torna-se recomendável a utilização da variância assintótica do modelo para uma inferência robusta.

Os resultados da estimação estão apresentados na Tabela 2. O impacto do mercado potencial sobre o fluxo de migrações apresentou um parâmetro de 0.5273845 (o que significa a partir do modelo estrutural que $\frac{\mu}{\sigma-1} = 0.5273845$), e significância estatística num intervalo de 90% de confiança. Já o salário esperado, apresentou sinal negativo, contrário ao esperado, mas sem significância estatística, resultado semelhante ao que Crozet (2004) encontrou para alguns países como Alemanha, Espanha e Holanda. Os preços do metro quadrado, que captam

os custos locais, apresentaram sinal negativo, ou seja, desestimulam o fluxo de migração, e foram estatisticamente significativos para um nível de 1%. Já a densidade populacional apresentou coeficiente igual a 1.58271 e significância estatística também a um nível de 1%.

Tabela 2 – Resultados da estimação com efeitos fixos para a regressão (1)

Variável		(1)
ln(mercado potencial)	Coeficiente	0.5273845*
	Erro Padrão	0.4861029
ln(salário esperado)	Coeficiente	-0.1947523
	Erro Padrão	0.1250298
ln(preço do metro quadrado)	Coeficiente	-0.336342***
	Erro Padrão	0.1204499
ln(densidade)	Coeficiente	1.587271***
	Erro Padrão	0.4861029
Constante	Coeficiente	-8.697596**
	Erro Padrão	3.793594
Número de observações		243
Grupos		27
Observações por grupo		9
R^2		0.1986
σ_c		2.4360678
σ_u		0.0966813
ρ		0.998427

Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

* significante a um nível de 10% , ** significante a um nível de 5%, *** significante a um nível de 1%

A Tabela 2 apresenta também coeficiente de determinação, com valor de 0.1986, o que representa um valor relativamente baixo para a parcela da variável dependente explicada pelas variáveis independentes. A parcela do desvio padrão do erro que se deve ao termo não observável (σ_c) apresentou valor de 2.4360, enquanto a que se deve ao erro idiossincrático (σ_u) apresentou valor de 0.0966. Disso é possível definir que a proporção do erro que se deve as variáveis não observáveis é de 0.998427, ou seja, um valor bastante elevado, o que indica que, embora a maioria dos coeficientes estimados no modelo tenha apresentado resultado semelhante ao esperado a partir dos modelos teóricos e significância estatística, o fluxo migracional explicado apenas por esses elementos exclui fatores importantes do mesmo, que acabam por ter seu impacto captado através da parte do erro devida às variáveis não observáveis.

Dado que pela regressão (1), é possível notar que o coeficiente de determinação R^2 foi baixo, enquanto a proporção do desvio padrão do erro que se deve às variáveis não observáveis foi elevado, é possível inferir que outros fatores que afetam a migração não foram considerados na primeira regressão. Assim sendo, optou-se por incluir um grupo de variáveis que captam o perfil da educação (anos de estudo médio para pessoas com 25 anos ou mais e taxa de analfabetismo e taxa de analfabetismo para pessoas com 15 anos ou mais), da saúde (taxa de mortalidade infantil para cada mil nascidos vivos e número de médicos para cada mil habitantes) e do mercado de trabalho (participação de mulheres entre as pessoas ocupadas na Pnad). Optou-se também pela exclusão do salário esperado, que não apresentou resultado condizente na regressão anterior.

Da mesma forma que na regressão (1), o teste de Breusch e Pagan indicou presença de variáveis não observáveis, enquanto o teste de Hausman sugere a utilização de efeitos fixos, dado que as variáveis não observáveis possuem correlação com os regressores. Da mesma forma, o teste de significância dos efeitos fixos indica que os mesmos são diferentes de zero. Quanto à heterocedasticidade e correlação serial dos resíduos, os testes de Wald e Wooldridge (2002), respectivamente, atestam a existência de ambos os fatores na regressão, o que justifica a aplicação de inferência robusta ao modelo. Os resultados dos testes podem ser visualizados na Tabela 3.

Tabela 3 – Testes de especificação para a regressão (2)

Teste	Valor	p-valor
Breusch e Pagan para regressão (2)	$\chi^2(01) = 812.10$	0.0000
Teste de significância dos efeitos fixos (2)	$F(26, 208) = 465.43$	0.0000
Teste de Hausman para regressão (2)	$\chi^2(07) = 34.13$	0.0000
Teste de Hausman robusto para regressão (2)	$F(8, 226) = 4.87$	0.0000
Heterocedasticidade de Wald para regressão (2)	$\chi^2(27) 2987.57$	0.0000
Correlação serial de Wooldridge para regressão (2)	$F(1, 26) = 21.180$	0.0001

Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

Quanto aos resultados, apresentados na tabela 4, o mercado potencial apresentou coeficiente de 0.4690826, e significância estatística num intervalo de confiança de 90%, o que condiz com o resultado esperado pelos modelos da Nova Geografia Econômica. Da mesma forma, os sinais dos coeficientes associados ao preço do metro quadrado e da densidade populacional apresentaram sinais concordantes com o esperado pela teoria econômica e significância estatística também num intervalo de 90% de confiança.

Tabela 4 – Resultados da estimação com efeitos fixos para a regressão (2)

Variável		(2)
ln(mercado potencial)	Coeficiente	0.4690826*
	Erro Padrão	0.2702443
ln(preço do metro quadrado)	Coeficiente	-0.2582029*
	Erro Padrão	0.1437088
ln(densidade)	Coeficiente	1.182286*
	Erro Padrão	0.5886548
ln(anos de estudo)	Coeficiente	-0.8718114*
	Erro Padrão	0.4726473
Analfabetismo	Coeficiente	0.018473**
	Erro Padrão	0.0072554
Mortalidade infantil	Coeficiente	-0.0119754***
	Erro Padrão	0.1125779
Médicos por mil habitantes	Coeficiente	0.1394432
	Erro Padrão	0.1125779
Mulheres no mercado de trabalho	Coeficiente	0.014843
	Erro Padrão	0.0143332
Constante	Coeficiente	-7.553901*
	Erro Padrão	3.733382
Número de observações		243
Grupos		27
Observações por grupo		9
R^2		0.1822
σ_c		1.9682607
σ_u		0.08426919
ρ		0.99817031

Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

* significante a um nível de 10% , ** significante a um nível de 5%, *** significante a um nível de 1%

As variáveis associadas a educação, apresentaram significância estatística sendo que os anos médios de estudo num nível de 10% e o analfabetismo de 5% de confiança. No entanto, os sinais sugerem que aumentos regionais no nível de capital humano desestimulam o fluxo migracional. A taxa de mortalidade infantil, por sua vez, apresentou coeficiente de -0.0119754 e significância estatística num nível de 1%, o que indica que a saúde nas regiões possui impacto sobre as decisões de migração. Quanto aos parâmetros associados ao número de médicos por mil habitantes e a participação das mulheres no total de pessoas ocupadas, os mesmos não apresentaram significância estatística.

Apesar do acréscimo de variáveis, não foi possível observar um aumento no coeficiente de determinação ou queda na parcela do erro devida aos componentes não observáveis. Isso sugere que as amenidades e fatores regionais fixos no tempo, que não podem ser descritos ou captados em modelos com efeitos fixos possuem peso significativo nas decisões de migrar, o que também vai ao encontro dos modelos que destacam as características individuais dos migrantes, como o de Tabuchi e Thisse (2002).

3.3 CONCLUSÃO

A migração é elemento crucial para a determinação do equilíbrio nos modelos da Nova Geografia Econômica, com o surgimento simetria ou de uma estrutura centro-periferia na distribuição da atividade econômica. Assim sendo, o modelo de Tabuchi e Thisse (2002) avança na análise da migração ao incluir, a partir de um modelo centro-periferia linear aos moldes de Ottaviano, Tabuchi e Thisse (2002), um comportamento probabilístico na decisão dos indivíduos de migrar, dando ênfase no papel da heterogeneidade dos agentes nesse processo de escolha.

O presente trabalho buscou aproximar as idéias teóricas da Nova Geografia Econômica das observações empíricas para o Brasil, usando como base a idéia de Crozet (2004). A estimação inicial oriunda dos modelos teóricos e utilizando dados em painel com efeitos fixos apontou um efeito positivo e estatisticamente significativo para o impacto do mercado potencial sobre o processo de migração brasileiro, ou seja, respondendo ao título do trabalho de Crozet (2004), os migrantes seguem o mercado potencial. Quanto às variáveis adicionais utilizadas, o preço do metro quadrado, a densidade populacional e o salário esperado, apenas o último não apresentou sinal esperado e significância estatística. Ao usar dados em painel com efeitos fixos, no entanto, torna-se impossível estimar variáveis fixas no tempo, de forma que fatores puramente geográficos acabam não sendo inclusos na estimação, e perde-se parcialmente a possibilidade de observar o papel das amenidades no fluxo migracional.

Como o resultado da estimação inicial apresentou um peso grande para as variáveis não observáveis em termos de desvio padrão do erro, optou-se por incluir variáveis associadas a fatores normalmente discrepantes nos diferentes estados brasileiros, como a saúde, educação e o mercado de trabalho. O resultado para o mercado potencial novamente ficou como o esperado para os modelos teóricos, no entanto, o resultado em termos de coeficiente de determinação e da parcela do erro que se deve às variáveis não observáveis não foi muito

diferente da regressão inicial. Disso, pode-se concluir que o mercado potencial e os demais fatores extraídos dos modelos da Nova Geografia Econômica possuem impacto sobre o fluxo de migrações no Brasil, no entanto, o modelo sugere que fatores regionais, que podem ser associados às amenidades e a heterogeneidade individual em relação à migração, são relevantes para a definição desse fluxo.

4 ENSAIO 3 – DECOMPOSIÇÃO EM COMPONENTES NÃO OBSERVÁVEIS E A DINÂMICA SALARIAL EM REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS

O presente ensaio busca acrescentar um elemento empírico adicional a questão das desigualdades de renda regional ao decompor as séries temporais relativas aos salários reais, em seis regiões metropolitanas brasileiras, em tendência, ciclo e sazonalidade. Dessa forma, busca-se observar a questão regional não necessariamente pelas forças que geram a desigualdade e sua convergência ou não, que na literatura são inúmeras, desde o capital humano como em Lucas (1988), passando pelas instituições em Acemoglu, Johnson e Robinson (2001), os modelos da Nova Geografia Econômica com ênfase na aglomeração, entre outros, mas sim frisando o comportamento dinâmico do próprio salário regional.

A questão regional no Brasil é de extrema relevância, e possui inclusive algumas teorias contraditórias. Pêsoa (2001), por exemplo, afirma que a desigualdade regional nos salários não é relevante se observados fatores relacionados a segmentação dos trabalhos. Assim sendo, trabalhadores com a mesma característica não apresentariam grande diferença em suas rendas, e um dos motivos para esse padrão seria o próprio processo migratório. Entre os trabalhos empíricos que observam essa questão estão os de Menezes (2002), Fontes *et al.* (2006) e Galinari e Lemos (2007).

Dessa forma, o trabalho busca analisar a diferença nos salários locais, observado brevemente as principais teorias acerca das causas da desigualdade na rendas regionais na seção 2. Em seguida, na seção 3, é observado o comportamento dinâmico dos salários reais médios nas regiões metropolitanas de São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Salvador e Recife, entre fevereiro de 2002 e fevereiro de 2014. Para isso é utilizada a decomposição em componentes não observáveis, extraindo nível, inclinação, sazonalidade e ciclo de cada série, com todos componentes possuindo um elemento estocástico, aos moldes do trabalho de Carvalho e Harvey (2003). A intenção, dessa forma, é apresentar através de fatos estilizados sobre as séries, que a renda local do trabalho além de apresentar diferenças em seu nível de região para região possui diferenças no comportamento cíclico e sazonal.

4.1 UMA BREVE INCURSÃO À LITERATURA SOBRE OS FATORES QUE GERAM AS DESIGUALDADES REGIONAIS

Como afirmam Fontes *et al.* (2006), existem diversas evidências empíricas que apontam para diferenças persistentes ao longo do tempo nos salários regionais em vários

países. Os autores citam três grupos de abordagens sobre esse diferencial, sendo o primeiro o que enfoca nos diferenciais salariais compensatórios, o segundo decorrente das diferenças nas dotações regionais de capital humano e o terceiro nas diferenças regionais de produtividade. Na primeira dessas abordagens, como exposto por Molho (1992), os diferenciais de custo de vida regional acabariam por tornar diferenciados os salários, como uma compensação que equalizaria o bem estar em cada região. Esse argumento reforça também o papel das amenidades na formação dos salários, fator esse também presente em modelos migracionais como os de Tabuchi e Thisse (2002).

A segunda abordagem, da diferença na dotação de capital humano, nesse contexto, modelos de crescimento que incorporam o fator capital humano, como o de Lucas (1988), podem fazer com que não haja convergência nas rendas regionais se não houver também aproximação no estoque de conhecimento regional. O desenvolvimento tecnológico, como apontado por Barros e Mesquita (2009) também passa a ter papel crucial. Nessa linha, Pêsoa (2001) apresenta um modelo em que a pobreza nas regiões se correlaciona com as características individuais dos seus residentes. Dessa forma, ele conclui que o diferencial de renda entre pessoas com as mesmas características nas regiões brasileiras é baixo, em comparação com as diferenças no PIB per capita regional. Isso justificaria a idéia de que subsídios a investimento privado a nível regional não possuem base teórica ou empírica satisfatória, sendo que o investimento deveria ser feito a nível pessoal (em educação, por exemplo).

Na terceira linha apresentada por Fontes et al. (2007) observa-se a diferença em termos de produtividade nas diferentes regiões. Nessa linha de pesquisa encontra-se a Nova Geografia Econômica, em que se observa o impacto de rendimentos crescentes nas aglomerações e como isso pode gerar efeitos cumulativos, com aumentos nos salários nas regiões centrais em relação a periferia, o que atrairia mais trabalhadores qualificados e geraria a dinâmica regional de salários e migração. O trabalho seminal a apresentar a estrutura centro-periferia é o de Krugman (1991), sendo que entre as principais aplicações empíricas para os diferenciais de salários pode-se citar Hanson (2005) e Redding e Venables (2004). Para o Brasil, aplicação semelhante pode ser observada em Paillacar (2007) e Amaral et al. (2010).

Entre outros fatores que geram as desigualdades regionais apontados na literatura pode-se destacar as instituições em Acemoglu, Johnson e Robinson (2001). Entre os diversos trabalhos empíricos que observam os efeitos das aglomerações sobre os salários pode-se citar Glaeser (1999) e Wheaton e Lewis (2002) que aplicam para os Estados Unidos, além de Henderson et al. (1995) que ressalta os efeitos das externalidades. Combes et al. (2004)

apresenta um extenso painel para a França, incluindo elementos da Nova Geografia Econômica associados a qualificação da mão de obra regional. Para o Brasil vale destacar os trabalhos de Savedoff (1990) que observa segmentação do trabalho na década de 1980 atentando para as diferenças na composição da demanda por trabalho. Fontes et al. (2006) utilizam modelos hierárquicos onde o capital humano, o setor de trabalho e a escala urbana afetam os salários. Galinari e Lemos (2007) utilizam dados do censo para testar o impacto das aglomerações sobre os salários urbano-industriais.

Quanto as análises sobre convergência de rendas regionais, o artigo seminal de Barro e Sala-Martin (1992) trouxe influências para aplicações ao Brasil, como observado em Azzoni (1994), Ferreira (1998) e Azzoni et al. (2000).

4.2 METODOLOGIA: DECOMPOSIÇÃO EM COMPONENTES NÃO OBSERVÁVEIS

A elaboração do modelo a ser estimado, ou seja, a decomposição das séries de rendimentos reais do trabalho nas regiões metropolitanas de Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Recife, São Paulo, Porto Alegre e Salvador, em nível, inclinação, sazonalidade e ciclo, pode ser elaborado como visto em Commandeur e Koopman (2007). O modelo de tendência linear local pode ser expresso da seguinte forma, onde μ_t define o nível da série e v_t , que é gerada por um passeio aleatório a inclinação:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (01)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + v_{t-1} + \xi_t \quad \xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2) \quad (02)$$

$$v_t = v_{t-1} + \zeta_t \quad \zeta_t \sim N(0, \sigma_\zeta^2) \quad (03)$$

Caso $\sigma_\xi^2 > 0$, e $\sigma_\zeta^2 > 0$, o modelo poderá apresentar variação ao longo do tempo no nível e na tendência. Por sua vez, se $\zeta_t = \xi_t = 0$, então $v_t = v_{t-1} = v$, e o modelo apresenta uma tendência determinística, $\mu_t = \mu_{t-1} + v$, mais ruído. Reescrevendo no formato de estado de espaço:

$$y_t = X_t' \alpha_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (04)$$

$$\alpha_t = M_t \alpha_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim (0, \sigma_\eta^2) \quad (05)$$

Onde a primeira expressão representa a equação de medida e a segunda expressão a equação do sistema. O mesmo formato pode ser reescrito observando as variáveis presentes nas matrizes e vetores (com suas dimensões entre parênteses) $X_t (n \times 1)$, $\alpha_t (n \times 1)$, $\alpha_{t-1} (n \times 1)$, $M_t (n \times n)$ e $\eta_t (n \times 1)$:

$$y_t = [1 \quad 0] \begin{bmatrix} \mu_t \\ v_t \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (06)$$

$$\begin{bmatrix} \mu_t \\ v_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ v_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \xi_t \\ \zeta_t \end{bmatrix} \quad (07)$$

Para escrever um modelo com tendência mais ciclo, pode-se estabelecer o ciclo a partir de uma função trigonométrica, como apresentado em Durbin e Koopman (2012):

$$c_t = \phi \cos \lambda_c t + \beta \sin \lambda_c t \quad (08)$$

Onde λ_c é a frequência e $2\pi/\lambda_c$ o período do ciclo. Para permitir que o mesmo varie estocasticamente através do tempo, pode-se utilizar a seguinte relação:

$$c_t = \rho c_{t-1} \cos \lambda_c + \rho c_{t-1}^* \sin \lambda_c + \omega_t \quad (09)$$

$$c_t^* = -\rho c_{t-1} \sin \lambda_c + \rho c_{t-1}^* \cos \lambda_c + \omega_t^* \quad (10)$$

Onde ω_t e ω_t^* são variáveis que seguem a distribuição $N(0, \sigma_\omega^2)$, e a frequência λ_c pode ser tratada como um parâmetro a ser estimado. Assim sendo, um modelo de tendência mais ciclo pode ser escrito como:

$$y_t = \mu_t + c_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (11)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + v_{t-1} + \xi_t \quad \xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2) \quad (12)$$

$$v_t = v_{t-1} + \zeta_t \quad \zeta_t \sim N(0, \sigma_\zeta^2) \quad (13)$$

$$\begin{bmatrix} c_t \\ c_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{t-1} \\ c_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix} \quad \omega_t \text{ e } \omega_t^* \sim N(0, \sigma_\omega^2) \quad (14)$$

Caso $\sigma_\xi^2 = \sigma_\zeta^2 = 0$, e $v_t = 0$, obter-se-ia um modelo de ciclo mais ruído, com o mesmo não apresentando tendência, seguindo o mesmo pressuposto, mas tornando $v \neq 0$, o

modelo apresentaria tendência determinística. O caso completo, tanto com nível, ciclo e tendência estocástica pode ser escrito no formato de estado de espaço da seguinte forma:

$$y_t = [1 \quad 0 \quad 1 \quad 0] \begin{bmatrix} \mu_t \\ v_t \\ c_t \\ c_t^* \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\begin{bmatrix} \mu_t \\ v_t \\ c_t \\ c_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho \cos \lambda_c & \rho \operatorname{sen} \lambda_c \\ 0 & 0 & -\rho \operatorname{sen} \lambda_c & \rho \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ v_{t-1} \\ c_{t-1} \\ c_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \xi_t \\ \zeta_t \\ \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix} \quad (16)$$

Onde a expressão (15) é a equação de medida e a expressão (16) a equação do sistema. Para acrescentar um elemento sazonal estocástico, acrescenta-se *dummies* para cada período em que se repetem os padrões da série. Dessa forma, pode-se escrever o modelo, para o efeito sazonal ocorrendo a cada doze meses como:

$$y_t = \mu_t + c_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (17)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + v_{t-1} + \xi_t \quad \xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2) \quad (18)$$

$$v_t = v_{t-1} + \zeta_t \quad \zeta_t \sim N(0, \sigma_\zeta^2) \quad (19)$$

$$\begin{bmatrix} c_t \\ c_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \operatorname{sen} \lambda_c \\ -\operatorname{sen} \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{t-1} \\ c_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix} \quad \omega_t \text{ e } \omega_t^* \sim N(0, \sigma_\omega^2) \quad (20)$$

$$\gamma_t = - \sum_{j=1}^{11} \gamma_{t-j} + \delta_t \quad \delta_t \sim N(0, \sigma_\delta^2) \quad (21)$$

Onde γ_{t-j} é o coeficiente que capta o efeito sazonal para cada um dos doze meses e δ_t o termo de erro estocástico presente nos efeitos sazonais.

A estimação do modelo pode ser feita utilizando o filtro de Kalman, como exposto em Kim e Nelson (1999), Chow (1983) e Hamilton (1994). Dado modelo escrito em estado de espaço como:

$$y_t = X_t' \alpha_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim (0, Q) \quad (22)$$

$$\alpha_t = M_t \alpha_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim (0, R) \quad (23)$$

O Filtro de Kalman é um método recursivo para a estimação do componente α_t , $t = 1, 2, \dots, T$, considerando ψ como o conjunto de informação composto por M_t, Q, R conhecidos. Kim e Nelson (1999) dividem a estimação em duas etapas, previsão e atualização. No primeiro passo calcula-se $\alpha_{t|t-1}$ para encontrar uma previsão para $y_{t|t-1}$, previsão essa que utiliza a informação até o período $t - 1$. As equações de previsão podem ser resumidas em:

$$\alpha_{t|t-1} = M_t \alpha_{t-1|t-1} \quad (24)$$

$$P_{t|t-1} = M_t P_{t-1|t-1} M_t' + Q \quad (25)$$

$$\Lambda_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1} = y_t - X_t' \alpha_{t|t-1} \quad (26)$$

$$f_{t|t-1} = X_t P_{t|t-1} X_t' + R \quad (27)$$

Onde $P_{t|t-1}$ é a matriz de covariância de α_t contendo informação até o tempo $t - 1$, $\Lambda_{t|t-1}$ é o erro de previsão um passo a frente e $f_{t|t-1}$ é a variância condicional do erro de previsão. Conhecendo o erro de previsão um passo a frente é possível acrescentar novas informações melhorando a estimação de α_t . Assim surgem as equações de atualização:

$$\alpha_{t|t} = \alpha_{t|t-1} + K_t \Lambda_{t|t-1} \quad (28)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} + K_t X_t P_{t|t-1} \quad (29)$$

Onde $K_t = P_{t|t-1} X_t' f_{t|t-1}^{-1}$ apresenta o peso da nova informação presente no erro de previsão na estimação de α_t (Kalman gain). O erro da previsão dos parâmetros depende em parte da própria inferência sobre o mesmo ($\alpha_t - \alpha_{t|t-1}$) e em parte devido ao choque aleatório em y_t , representado pelo termo ε_t . Além disso, pode-se inserir equações de suavização que ajudam a melhorar a estimação do modelo ao utilizar mais informação que o filtro básico apresentado anteriormente, já que T apresenta toda a amostra:

$$\alpha_{t|T} = \alpha_{t|t} + P_{t|t} M_t' P_{t+1|t}^{-1} (\alpha_{t+1|T} - M_t \alpha_{t|t}) \quad (30)$$

$$P_{t|T} = P_{t|t} + P_{t|t} M_t' P_{t+1|t}^{-1} (P_{t+1|T} - P_{t+1|t}) P_{t+1|t}^{-1} M_t P_{t|t}' \quad (31)$$

É possível utilizar a máxima verossimilhança baseada no erro de previsão um passo a frente para encontrar os valores estimados dos parâmetros desconhecidas M_t, Q, R . Dessa forma, para fazer a estimação desses θ parâmetros, sendo que as observações seguem uma

distribuição normal, e o erro de previsão e a variância do parâmetro são conhecidos, o logaritmo da função de verossimilhança é:

$$\ln L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2\pi f_{t|t-1}) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\Lambda'_{t|t-1} f_{t|t-1}^{-1} \Lambda_{t|t-1}) \quad (32)$$

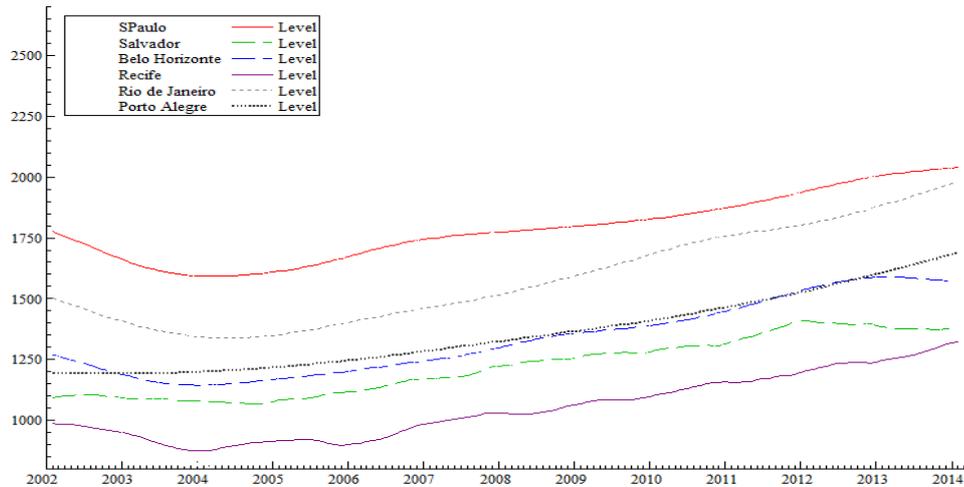
Como apresentado por Kim e Nelson (1999), a partir de valores iniciais de $\alpha_{0|0}$ e $P_{0|0}$, a estimação usando o filtro de Kalman é feita via iterações que vão de $t = 1, 2, \dots, T$. A seqüência é a estimação do parâmetro e de sua matriz de covariância, após isso a estimação do erro de previsão um passo a frente e sua variância condicional, terminando assim as quatro equações de previsão. Com o erro de previsão e sua variância sendo conhecidos é possível utilizar sua máxima verossimilhança para encontrar os parâmetros desconhecidos que representam as variâncias e a matriz presente na equação do sistema presentes no modelo em estado de espaço. O passo seguinte é utilizar as equações de atualização. Esse processo então é repetido para a amostra indo de $t = 1, 2, \dots, T$.

4.3 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Utilizando o arcabouço metodológico apresentado na Seção 3 do ensaio foi observado o comportamento do nível, tendência, ciclo e sazonalidade para os rendimentos reais médios do trabalho em seis regiões metropolitanas brasileiras, sendo elas de São Paulo, Porto Alegre, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Recife e Salvador. Os dados foram extraídos da pesquisa mensal do emprego realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e cobrindo o período de fevereiro de 2002 a fevereiro de 2014. Quanto ao método empregado, todos componentes possuem um termo estocástico, e a opção por estimar cada série com a mesma metodologia tem o intuito de ressaltar as diferenças em cada região, inclusive no próprio ajuste das séries. O trabalho segue de maneira parcial a proposta de Carvalho e Harvey (2003), embora os autores citados tenham optado também por uma abordagem multivariada.

Decompondo em componentes não observáveis os rendimentos reais do trabalho nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Salvador, Recife, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, com cento e quarenta e cinco observações que cobrem o período de fevereiro de 2002 a fevereiro de 2014, o comportamento das tendências pode ser vistos na Figura 1.

Figura 1 - Tendência da renda real média do trabalho nas regiões metropolitanas de Porto Alegre, São Paulo, Belo Horizonte, Recife, Rio de Janeiro e Salvador

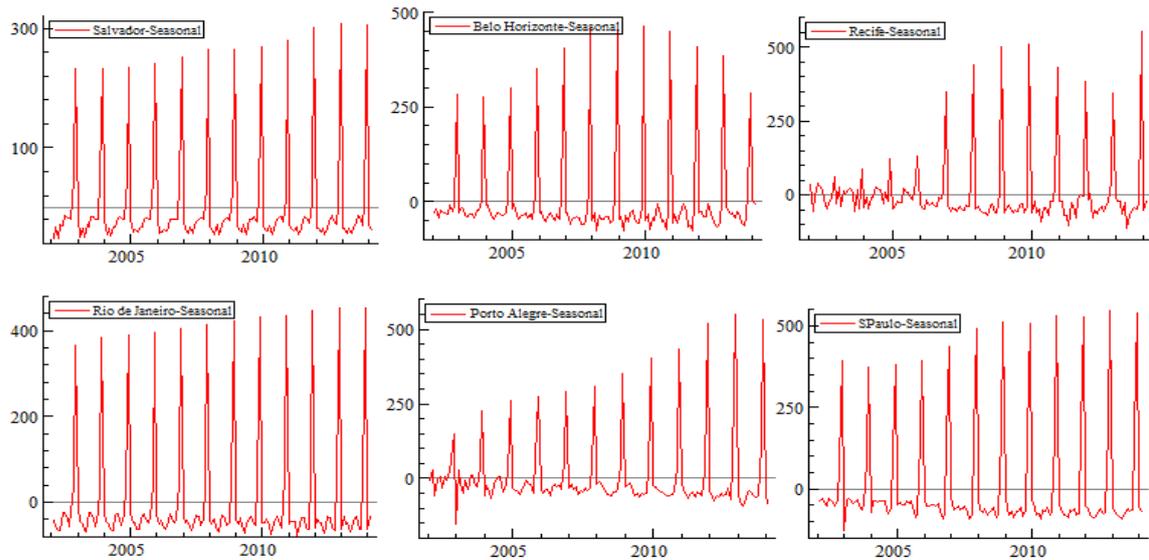


Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

Para São Paulo, a série apresenta queda entre 2002 e 2004, chegando à faixa de mil e seiscentos reais. A partir desse período apresenta crescimento chegando próximo a dois mil reais, comportamento semelhante ao do Rio de Janeiro. Belo Horizonte e Recife também apresentam queda nos períodos iniciais, embora haja diferenças nos períodos finais, em que Belo Horizonte apresenta recuo. Salvador apresenta queda nos rendimentos entre 2002 e 2005, chegando à faixa de mil e cem reais. A partir desse período apresenta crescimento chegando próximo a mil trezentos e cinquenta reais em 2012 e voltando a cair até o final da série. Em Porto Alegre a tendência apresenta crescimento contínuo através dos anos observados, indo da faixa de mil e duzentos reais em 2002 para mil e seiscentos reais em 2014.

A sazonalidade, observada na Figura 2, mantém um padrão de crescimento nos meses finais do ano, dada a existência do décimo terceiro salário, e queda no início do ano, embora, estimado em termos estocásticos, esse padrão não se repita com valores iguais através dos períodos, onde é possível notar, para São Paulo, Porto Alegre, Rio de Janeiro e Salvador, até 2013, crescimento na diferença da renda entre os meses em que o efeito sazonal é negativo e em que é positivo. Para Belo Horizonte e Recife esse intervalo atinge maior diferença entre 2009 e 2010, recuando nos períodos seguintes. Os resultados dos parâmetros do modelo para fevereiro de 2014 podem ser vistos no Quadro 3.

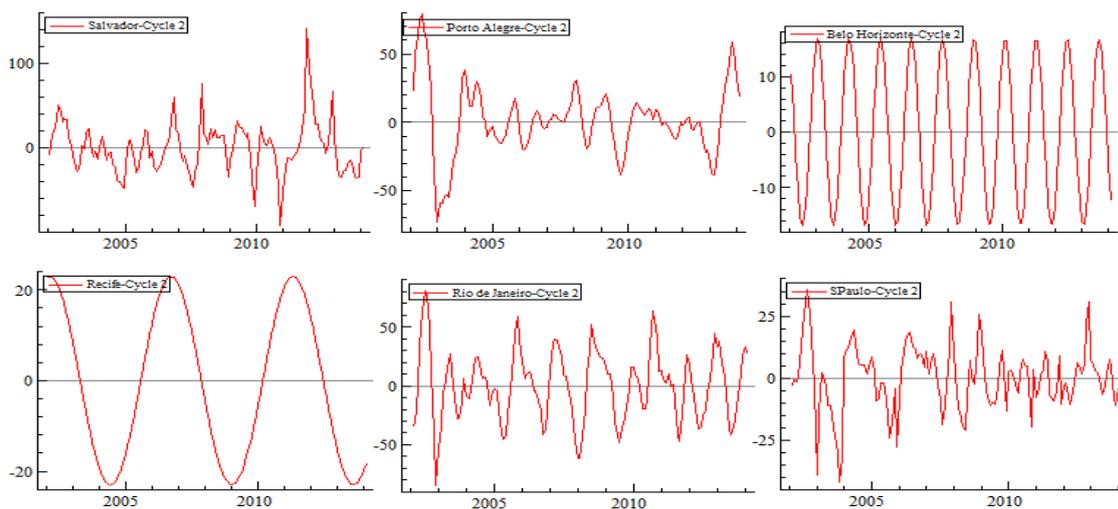
Figura 2 – Componente sazonal da renda real média do trabalho nas regiões metropolitanas de Salvador, Belo Horizonte, Recife, Rio de Janeiro, Porto Alegre e São Paulo



Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

Com relação ao ciclo, para Porto Alegre, sua amplitude foi de 19,63 meses, com uma frequência estimada em 0,31993. Em Salvador o resultado foi uma amplitude de 132,97 meses, com uma frequência estimada em 0,04725. Por sua vez, em São Paulo o componente cíclico apresentou frequência de 0,0813 e amplitude de 77,28 meses, enquanto para o Rio de Janeiro esses valores foram respectivamente de 0,46602 e 13,4827 meses.

Figura 3 – Ciclo da renda real média do trabalho nas regiões metropolitanas de Salvador, Porto Alegre, Belo Horizonte, Recife, Rio de Janeiro e São Paulo



Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

Os ciclos de Belo Horizonte e Recife apresentaram variância próxima a zero, como observado na Figura 3, com frequências respectivamente de 0,44648 e 0,11415 e amplitudes

de 14,0728 e 55,04210 meses. A variância de cada componente e o índice q , que mede a variância relativa entre o componente (nível, inclinação, sazonalidade e ciclo) e o componente irregular, podem ser vistos no Quadro 1. Vale destacar que a variância da inclinação de Salvador foi nula, enquanto para Porto Alegre, Belo Horizonte e Rio de Janeiro o nível apresentou variância nula.

Quanto ao diagnóstico dos resíduos, aplicaram-se dois testes, autocorrelação e homoscedasticidade, ao erro de previsão padronizado (que é o erro de previsão um passo a frente dividido pela raiz de sua variância). Para a presença de heteroscedasticidade, utilizando o a estatística H , que nesse caso observa se a variância dos primeiros quarenta e quatro elementos dos resíduos é igual a dos últimos quarenta e quatro, o resultado para Porto Alegre foi $H(44) = 0,48751$. Assim sendo, para um intervalo de 95% de confiança, $1/H(44) > F(44, 44; 0,025)$ e com isso é possível afirmar a presença de heteroscedasticidade nos resíduos.

Quadro 1 - Variâncias dos resíduos por componente e índice q

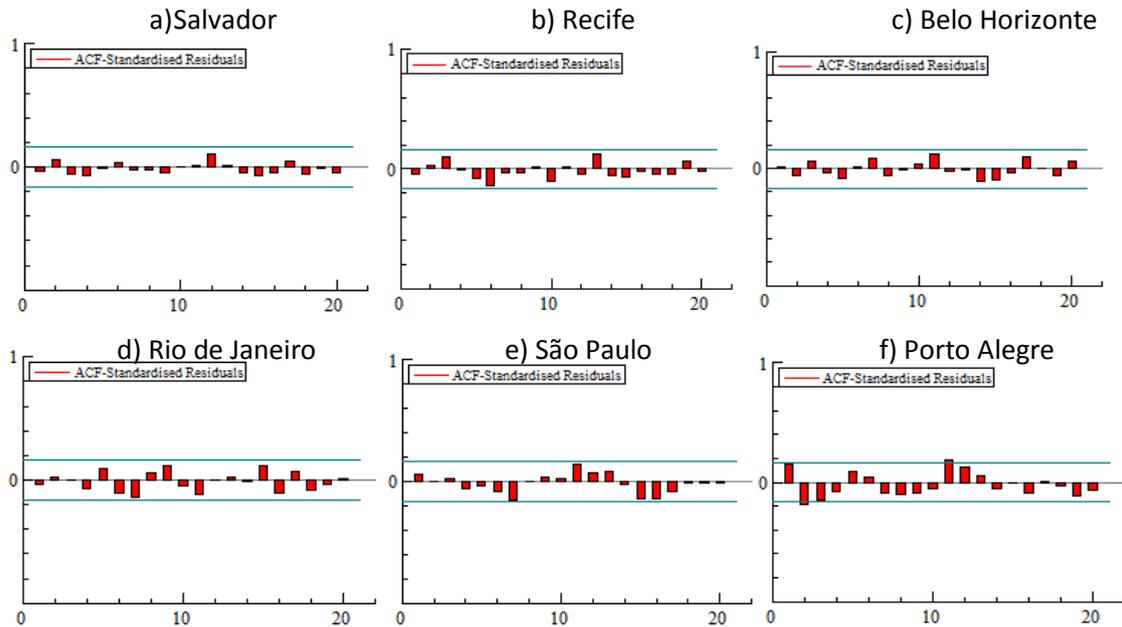
	Porto Alegre		São Paulo		Salvador	
	Variância	Índice q	Variância	Índice q	Variância	Índice q
Nível	0,000000	0,000000	1,58030	0,001018	189,202	0,1455
Inclinação	0,148266	0,0006382	1,86525	0,001201	0,00000	0,00000
Sazonalidade	14,0218	0,06035	8,17049	0,005261	1,94885	0,001499
Ciclo	214,204	0,9920	512,224	0,3298	1126,44	0,8665
Irregular	232,330	1,000	1553,09	1,000	1300,00	1,000
	Belo Horizonte		Rio de Janeiro		Recife	
	Variância	Índice q	Variância	Índice q	Variância	Índice q
Nível	0,000000	0,000000	0,00000	0,000000	111,783	0,4545
Inclinação	1,4500	0,002269	1,35088	0,003169	0,320606	0,001303
Sazonalidade	9,47348	0,01483	1,75645	0,004120	27,9204	0,1134
Ciclo	2,0e-006	3,27e-009	326,574	0,7661	4,31e-006	1,75e-008
Irregular	638,974	1,000	426,273	1,000	246,123	1,000

Fonte: Elaborado pelo autor (2015).

Para Salvador a estatística H apresentou valor de 0,52991. Assim sendo, é possível afirmar a existência de homoscedasticidade num intervalo de 99% de confiança (embora a 95% de confiança a estatística não apresentou significância), pois $1/H(44) < F(44, 44; 0,005)$. Já para São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte e Recife os valores da estatística foram respectivamente 4,1113; 0,84102; 3,4268 e 2,5950. Assim sendo,

é possível afirmar a existência de homoscedasticidade num intervalo de 95% de confiança, pois $1/H(44) < F(44, 44; 0,025)$.

Figura 4 – Correlograma da renda real média do trabalho nas regiões metropolitanas de a) Salvador, b) Recife, c) Belo Horizonte, d) Rio de Janeiro, e) São Paulo e f) Porto Alegre



Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

O Quadro 2 apresenta o teste de autocorrelação de Ljung-Box para algumas defasagens selecionadas. Para Porto Alegre, todas as defasagens observadas apresentaram valor $Q(k) > \chi^2_{(k-w+1;0,05)}$, ou seja, para $k - w + 1$ graus de liberdade (defasagens menos os parâmetros estimados mais um), rejeita-se a hipótese nula que é ausência de autocorrelação. Para as demais regiões metropolitanas, todas defasagens apresentaram valor $Q(k) < \chi^2_{(k-w+1;0,05)}$, ou seja, para $k - w + 1$ graus de liberdade (aceita-se a hipótese nula que é ausência de autocorrelação). O correlograma, apresentado na Figura 4, corrobora com o teste de Ljung-Box, pois como visto, a exceção de Porto Alegre, as defasagens não apresentam valor diferente de zero, nesse caso com um intervalo de confiança de 95%.

Quadro 2 – Teste de Ljung-Box para algumas defasagens selecionadas.

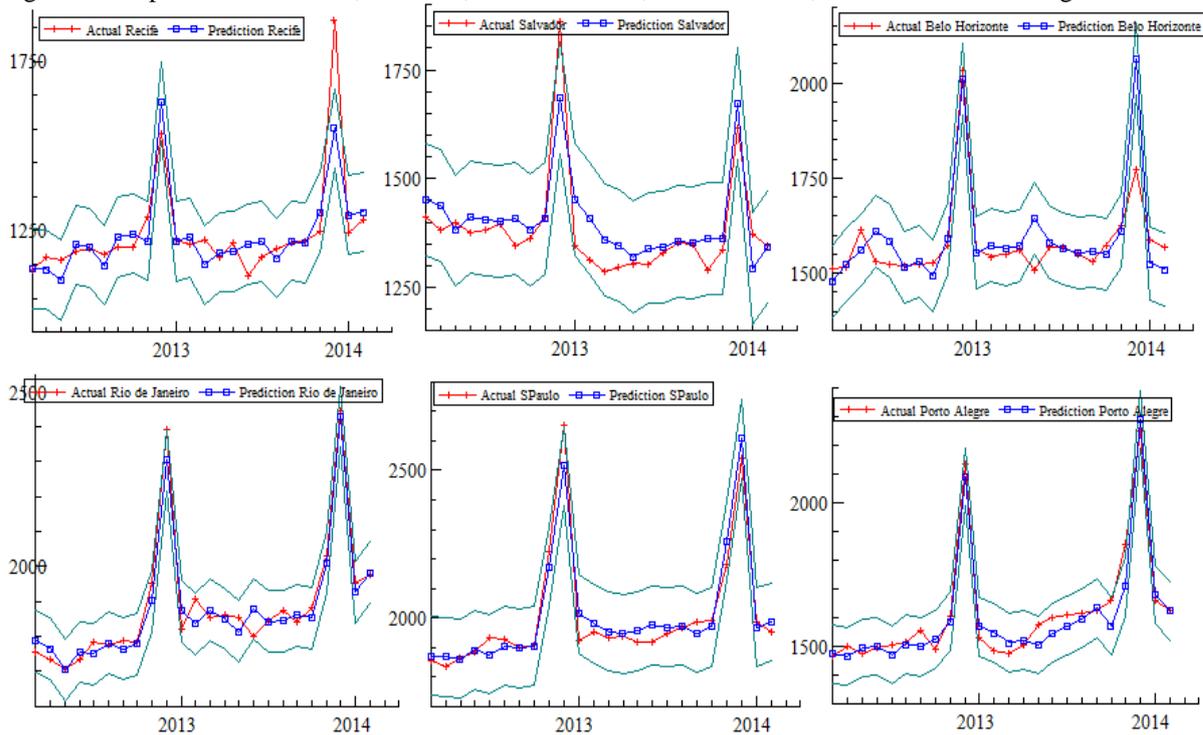
	Porto Alegre		São Paulo		Salvador	
Grau de Liberdade	Correlação Serial	Ljung-Box	Correlação Serial	Ljung-Box	Correlação Serial	Ljung-Box
1	0,087097	13,638	-0,039769	1,3119	-0,008518	1,7716
2	0,033042	13,791	-0,078709	2,1815	0,038988	1,985
3	-0,094098	15,044	-0,15576	5,6145	-0,023485	2,063
4	-0,10498	16,616	-0,003952	5,6168	-0,022199	2,1333
8	0,13077	26,348	0,070703	9,3879	0,10637	4,1766
20	0,080053	41,989	0,10318	24,52	-0,24177	19,903
32	0,1021	49,199	-0,001060	28,602	-0,20763	37,027
	Belo Horizonte		Rio de Janeiro		Recife	
Grau de Liberdade	Correlação Serial	Ljung-Box	Correlação Serial	Ljung-Box	Correlação Serial	Ljung-Box
1	-0,085217	2,1774,	0,094229	2,2197	-0,079474	2,5459
2	0,013454	2,2028	-0,10883	3,8823	-0,14484	5,491
3	0,082324	3,1619	-0,143	6,7758	-0,035062	5,665
4	-0,054414	3,5842	-0,060272	7,294	-0,029447	5,7887
8	-0,018794	5,8925	-0,002537	11,532	-0,041802	7,7143
20	-2.22e-005	13,267	0,036453	20,958	0,040394	14,158
32	-0,058076	16,744	0,096084	36,828	-0,14603	28,106

Fonte: Elaborado pelo autor (2015).

A Figura 5, por sua vez, apresenta o comportamento da previsão um passo a frente comparada com os verdadeiros valores observados pra a série entre fevereiro de 2012 e fevereiro de 2014, sendo que a linha superior e inferior na figura mostra um intervalo de um desvio padrão para cima e para baixo do valor previsto.

Por sua vez, a Figura 6, utilizando a previsão um passo a frente, apresenta os valores dos rendimentos reais do trabalho nas regiões para quatorze meses a frente de fevereiro de 2014. Para São Paulo, a previsão aponta para um nível de renda máximo em dezembro de 2014 superior a dois mil e quinhentos reais, voltando no início de 2015 a uma faixa de dois mil reais, valor esse superior ao do mesmo período de 2014, no entanto, a previsão aponta para um crescimento dos rendimentos do Rio de Janeiro chegando mesmo rendimentos maiores que os de São Paulo.

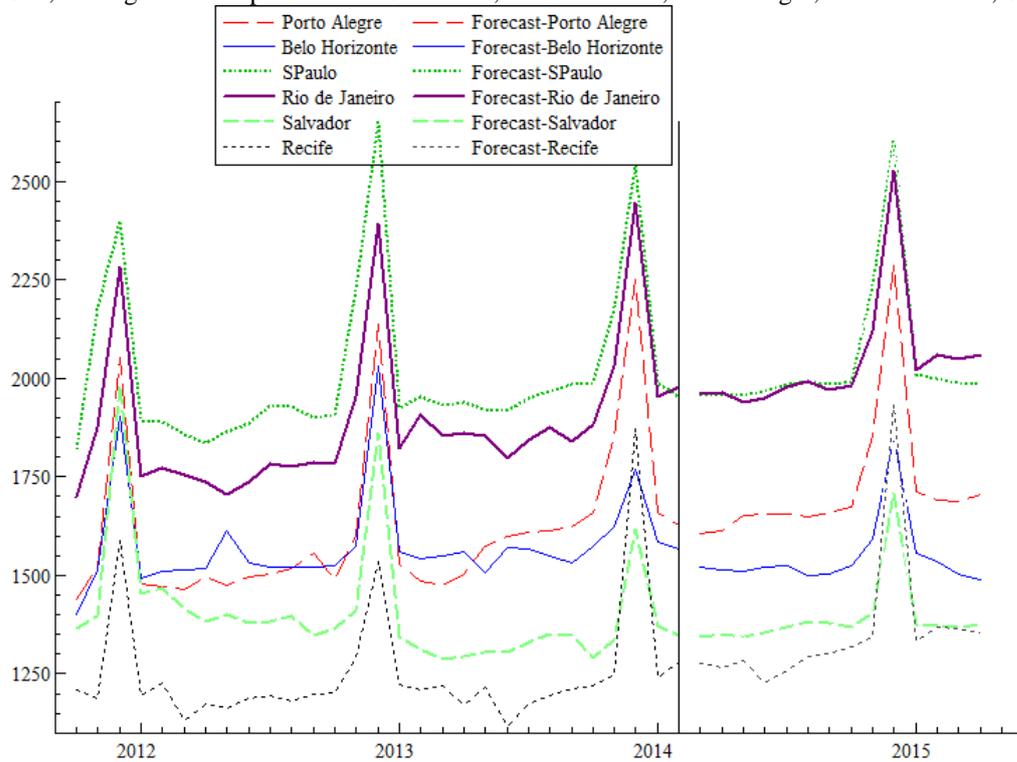
Figura 5 – Previsão e valores observados dos rendimentos reais médios do trabalho, entre 2012 e 2014, para as regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.



Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

Em Porto Alegre, é possível observar uma tendência de alta na renda em relação a 2013, passando de dois mil duzentos e cinquenta reais em dezembro de 2014 e se mantendo na faixa dos mil e setecentos reais no início de 2015, resultados esses superiores aos de Belo Horizonte, cujos rendimentos ficam abaixo do observado em 2013. A previsão para Salvador aponta para um nível de renda máximo em dezembro de 2014 na faixa de mil e setecentos reais, voltando no início de 2015 a um valor aproximado de mil e quatrocentos reais, resultado próximo ao de Recife que apresentou aumento em relação a 2012.

Figura 7 – Previsão dos rendimentos reais médios do trabalho, para quatorze períodos a partir de fevereiro de 2014, nas regiões metropolitanas de São Paulo, Rio de Janeiro, Porto Alegre, Belo Horizonte, Salvador e Recife.



Fonte: Elaborada pelo autor (2015).

Quadro 3 – Parâmetros do modelo para fevereiro de 2014 (continua)

Porto Alegre			São Paulo		
	Valor	Prob		Valor	Prob
Nível	1.689,663	0,00000	Nível	2.039,4451	0,00000
Inclinação	6,9112	0,00004	Inclinação	2,21201	0,60298
Sazonalidade (por período)			Sazonalidade (por período)		
1	-52,04349	0,04551	1	-54,61537	0,07700
2	-83,1363	0,00206	2	-67,90152	0,02767
3	-95,79595	0,01150	3	-79,63338	0,03397
4	-86,83186	0,01797	4	-84,67602	0,02188
5	-47,16458	0,18222	5	-89,88792	0,01334
6	-44,75097	0,18993	6	-79,60513	0,02527
7	-50,74370	0,12341	7	-65,94688	0,05791
8	-62,45987	0,04929	8	-60,68400	0,07508
9	-61,65302	0,04260	9	-68,91989	0,03927
10	-58,95357	0,04312	10	-65,75920	0,04494
11	110,83990	0,00009	11	177,49681	0,00000
12	532,69342	0,00000	12	540,13249	0,00000

Quadro 3 – Parâmetros do modelo para fevereiro de 2014 (conclusão)

Salvador			Recife		
	Valor	Prob		Valor	Prob
Nível	1.382,85893	0,00000	Nível	1.321,52021	0,00000
Inclinação	2,02915	0,09389	Inclinação	4,98346	0,06814
Sazonalidade (por período)			Sazonalidade (por período)		
1	-30,47824	0,19854	1	-51,76988	0,06170
2	-35,93468	0,13170	2	-21,39805	0,41559
3	-42,51712	0,10076	3	-34,85786	0,46361
4	-35,06776	0,17143	4	-51,81500	0,25865
5	-43,94941	0,08450	5	-40,07820	0,36238
6	-35,21180	0,16212	6	-105,24892	0,01343
7	-22,70600	0,36173	7	-78,87598	0,05048
8	-12,61390	0,60880	8	-50,67921	0,18481
9	-18,79246	0,44166	9	-51,03805	0,15607
10	-30,95392	0,20221	10	-43,06361	0,20461
11	3,18860	0,89417	11	-26,3309	0,40387
12	305,03669	0,00000	12	555,15486	0,00000
Belo Horizonte			Rio de Janeiro		
	Valor	Prob		Valor	Prob
Nível	1.567,82686	0,00000	Nível	1.983,94523	0,00000
Inclinação	-2,41694	0,46943	Inclinação	8,55285	0,02096
Sazonalidade (por período)			Sazonalidade (por período)		
1	7,32863	0,75517	1	-62,31735	0,00211
2	-5,16852	0,82257	2	-32,74549	0,10913
3	-27,20080	0,40400	3	-50,15056	0,02491
4	-32,36297	0,30803	4	-46,49931	0,03558
5	-37,86833	0,22006	5	-68,16430	0,00208
6	-28,08816	0,34801	6	-61,36485	0,00490
7	-30,85571	0,28692	7	-35,20477	0,09891
8	-58,91915	0,03679	8	-32,08116	0,12803
9	-61,44880	0,02396	9	-63,34438	0,00268
10	-39,26002	0,13374	10	-63,61253	0,00232
11	26,96237	0,28307	11	60,87992	0,00312
12	286,88147	0,00000	12	454,60478	0,00000

Fonte: Elaborado pelo autor (2015).

4.5 CONCLUSÃO

É possível concluir a partir das observações empíricas aqui presentes que os rendimentos reais médios do trabalho possuem comportamento diverso nas três regiões metropolitanas citadas. Esse comportamento não se refere apenas à divergência em seus níveis e tendências, mas também no aspecto cíclico e sazonal. Ao utilizar uma metodologia semelhante às séries também fica evidente que o ajuste dos dados foi melhor para algumas regiões do que para outras.

Ao extrair fatos estilizados sobre o comportamento dos rendimentos do trabalho é possível gerar paralelos com os modelos da Nova Geografia Econômica. Nesse sentido, as regiões com maior atividade industrial apresentam um nível salarial mais alto, e o comportamento desse salário irá depender de variáveis relacionadas ao comércio entre regiões, como os custos de transporte, e aos custos dos fatores, como a migração por exemplo. As divergências aqui observadas entre as regiões dão indícios de que além dos diferentes níveis a dinâmica de ajuste varia de maneira significativa entre regiões.

O resultado, embora num nível de agregação diferente do proposto por Pêsoa (2001), em que se fosse observada a diferença entre salários por segmento de trabalho não apresentaria diferença significativa, mostrou discrepâncias na renda do trabalho em diversos aspectos. Tanto o nível dessa renda se mostrou divergente entre as regiões metropolitanas quanto sua dinâmica relacionada a ciclos e sazonalidade.

Por fim, em termos de política econômica, uma política de renda que ignore o fator local pode não ser eficiente, já que como observado, efeitos de choques afetam de formas diferentes o padrão cíclico e sazonal, por exemplo, nas diferentes áreas analisadas. É preciso levar em conta, dessa forma, a capacidade de comércio de cada região, a mobilidade da mão de obra e aspectos locais na hora de formular esse tipo de política, caso contrário incorre-se no risco de gerar distorções ainda maiores nos padrões de rendimento de cada região.

5 CONCLUSÃO

A Nova Geografia Econômica oferece rico campo de análise, em se tratando da distribuição espacial das atividades econômicas, com seus padrões de aglomeração e dispersão, e das conseqüentes desigualdades regionais dali oriundas. Nesse sentido, a estrutura centro-periferia irá incidir diretamente sobre os salários regionais, no equilíbrio de curto prazo, e sobre a migração, no caso do longo prazo, temas analisados para o Brasil nos três ensaios propostos no presente trabalho.

O primeiro ensaio, que se propõem a analisar o impacto do mercado potencial sobre os salários nos estados brasileiros, para o período 2001-2009, apresentou resultados de acordo com o postulado pelos modelos teóricos da Nova Geografia Econômica. Para uma estimação de dados em painel com efeitos fixos, utilizando além do mercado potencial proposto por Harris (1954), variáveis associadas à educação e ao mercado de trabalho nos estados, os coeficientes associados ao referido mercado potencial, para quatro estimações, apresentaram valores entre 0.3646 e 0.4332, o que irá significar uma variação percentual nos salários. Dessa forma, a elasticidade de substituição entre variedades industriais apresentou valores entre 2.30 e 2.74, o que converge com os modelos como o de Krugman (1991), já que os mesmos afirmam que a elasticidade deverá estar entre um e infinito. Como a estimação de efeitos fixos impossibilita a utilização de variáveis constantes no tempo, optou-se também por uma estimação com a metodologia proposta por Hausman e Taylor (1981) em que foram acrescentadas variáveis associadas às características geográficas regionais. Essas características, no entanto, não apresentaram de maneira geral o sinal esperado e significância estatística, o que indica que para o Brasil, no período analisado, esses fatores não apresentam impacto relevante. Por fim, optou-se por uma estimação utilizando um painel dinâmico, com o estimador de Arellano e Bond (1991), como base de comparação em relação aos modelos estáticos, em que os coeficientes associados ao mercado potencial apresentaram valores entre 0.4174 e 0.6170, com a elasticidade de substituição estando entre 1.62 e 2.39, o que, da mesma forma que nos modelos estáticos está de acordo com os modelos teóricos da Nova Geografia Econômica.

O segundo ensaio proposto buscou observar o equilíbrio de longo prazo dos modelos centro-periferia, em que os fatores que geram aglomeração ou dispersão das atividades econômicas impactam sobre o fluxo migracional entre as distintas regiões. Nesse caso, observou-se um modelo teórico em que a migração é probabilística, como proposto por Tabuchi e Thisse (2002), em que os agentes possuem heterogeneidade nos processos de

escolha. Sob essa condição, a estrutura centro-periferia não irá apresentar como equilíbrio estável a total aglomeração das atividades em apenas uma região. Quanto a aplicação para os estados no Brasil, entre 2001-2009, os testes sugeriram a utilização de painel com efeitos fixos, para um modelo semelhante ao de Crozet (2004), em que o fluxo migracional depende do mercado potencial de cada região. Nesse caso, no entanto, como citado anteriormente, torna-se impossível a utilização de variáveis fixas no tempo. Numa primeira estimação o coeficiente associado ao mercado potencial apresentou valor de 0.5273, e significância estatística num intervalo de 90% de confiança. No entanto, as variáveis não observáveis apresentaram elevado peso sobre os resíduos, de tal forma que optou-se por realizar uma regressão adicional utilizando variáveis adicionais associadas a características dos estados associadas a educação, saúde e mercado de trabalho. O mercado potencial apresentou coeficiente de 0.4690 e significância estatística ao mesmo intervalo da regressão anterior. Apesar das variáveis adicionais, o peso do elemento não observável sobre o resíduo manteve-se elevado, o que sugere importância relevante às características estaduais fixas no tempo, que podem estar associadas a fatores geográficos, amenidades e a própria heterogeneidade individual.

Por fim, o terceiro ensaio buscou observar o comportamento dos rendimentos reais da mão de obra para seis regiões metropolitanas brasileiras, sendo elas as regiões de São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Salvador e Recife. Para observar esse processo dinâmico, utilizou-se a decomposição em componentes não observáveis, como vista, por exemplo, em Commandeur e Koopman (2007). Nesse caso, observou-se o comportamento da tendência, ciclo e sazonalidade para as séries nas seis regiões metropolitanas, e para todos os componentes não se observou um comportamento similar nas regiões, o que sugere uma diferente dinâmica nas séries, e com isso justifica parcialmente que políticas de renda observem os fatores locais.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. The Colonial origins of comparative development: an empirical investigation. **American Economic Review**, Nashville, v. 91, n.5, p. 1369-1401, 2001.
- AMARAL, P. et al. Regional imbalances and market potential in Brazil. **Spatial Economic Analysis**, Abingdon, v. 5, n. 4, p.463-482, 2010.
- AMEMIYA, T.; MACURDY, T. Instrumental variable estimation of an error component model. **Econometrica**, Cambridge, v. 54, n.4, p.869–880, 1986.
- AMITI, M.; CAMERON, L. Economic geography and wages. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 89, n. 1, p.15–29, 2007.
- ARELLANO, M. Computing robust standard errors for within-group estimators. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v.49, n.4, p.431–434, 1987.
- ARELLANO, M. **Panel Data Econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 2003.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, Oxford, v.58, n.2, p.277–297, 1991.
- ARROW, K.; DEBREU, G. Existence of an equilibrium for a competitive economy. **Econometrica**, Cambridge, v. 22, n.3, p. 265-290, 1954.
- AZZONI, C. R. Crescimento econômico e convergência das rendas regionais: o caso brasileiro a luz da nova teoria do crescimento. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA (ANPEC), 22., 1994, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: Anpec, 1994. v. 1, p. 185-205.
- BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. New York: John Wiley, 2005.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. **Brookings Papers on Economic Activity**, Washington, v.22, n.1, p.107-182, 1992.
- BARROS, A.; MESQUITA, C. The role of social capital on individual incomes in Brazil. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, v.32, p.37-56, 2009.
- BECKMANN M.; KOOPMANS, T. C. Assignment problems and the location of economic activities. **Econometrica**, Cambridge, v.25, n.4, p. 53–76, 1957.
- BORJAS, G.; BRONARS, S.; TREJO, S. Assimilation and the earnings of young internal migrants. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v.74 , n.1, p.170-175, 1992.
- BRAKMAN, S.; GARRETSEN, H.; MARREWIJK, C. van. **The new introduction to geographical economics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2009.

- BRAKMAN, S.; GARRETSEN, H.; SCHRAMM, M. The spatial distribution of wages: estimating the Helpman-Hanson model for Germany. **Journal of Regional Science**, Philadelphia, v.44, n.3, p.437-466, 2004.
- 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**, Amsterdam, v.36, n.5, p.613-635, 2006.
- BREUSCH, T. S.; MIZON, G.; SCHMIDT, P. Efficient estimation using panel data. **Econometrica**, Cambridge, v.57, n.3, p.695-700, 1989.
- CAMERON, A.; TRIVEDI, P. **Microeconometrics: Methods and applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005
- CARVALHO, V. M.; HARVEY, A. C. **Growth, cycles and convergence in U.S. regional time series**. Cambridge: DAE, University of Cambridge, 2003. (Working Paper, 0221).
- CHIARINI, T. Krugman e a Nova Geografia Econômica: convergência de rendimento do trabalho principal dos estados nordestinos. In: KLAUS, H.; ARRAES, R. A. (Org.). **Desigualdades e políticas regionais**. Fortaleza: Fundacao Konrad Adenauer, 2007. p.87-108.
- CHOW, G. C. **Econometrics**. Singapura: Mcgraw-Hill, 1983.
- COMBES, P.; DURANTON, G.; GOBILLON L. Spatial wage disparities: Sorting matters! **Journal of Urban Economics**, New York, v.63, n.2, p.723-742, 2008.
- COMBES, P. et al. Sorting and local wage and skill distributions in France. **Regional Science and Urban Economics**, Amsterdam, v. 42, n.6, p.913-930, 2012.
- COMBES, P.; MAGNAC, T.; ROBIN, J. The dynamics of local employment in France. **Journal of Urban Economics**, New York, v.56, n.2 p.217-243, 2004.
- COMBES, P.; MAYER, T.; THISSE, J. **Economic geography: the integration of regions and nations**. Princeton: Princeton University Press, 2008.
- COMMANDEUR, J.J.F.; KOOPMAN, S.J. **An introduction to state space time series**, Oxford: Oxford University Press, 2007.
- CROZET, M. Do migrants follow market potentials? an estimation of a New Economic Geography model. **Journal of Economic Geography**, Oxford, v.4, n.4, p.439-458, 2004.
- CRUZ B. Uma breve incursão nos aspectos regionais da Nova Geografia Econômica. In: CRUZ, B. (Org.). **Economia regional e urbana: teorias e métodos com ênfase no Brasil**. Brasília: IPEA, 2011. p. 141-182.
- DIXIT, A. K.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. **American Economic Review**, Nashville, v. 67, n.3, p. 297-308, 1977.
- DURBIN, J.; KOOPMAN, S.J. **Time series analysis by state space methods**. Oxford: Oxford University Press, 2012.

- EPIFANI, P.; GANCIA, G. Trade, migration and regional unemployment. **Regional Science and Urban Economics**, Amsterdam v.35, n.6, p.625-644, 2005.
- FALLY, T. R.; PAILLACAR, R.; TERRA C. Economic geography and wages in Brazil: Evidence from micro-data. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v.91, n.1, p.155–168. 2010.
- FERREIRA, A. **Convergence in Brazil Past and Future**. Belo Horizonte: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR, Faculdade de Ciências Econômicas – FACE, Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG, 1998. (Texto para Discussão nº 119).
- FINGLETON, B. Increasing returns: evidence from local wage rates in Great Britain. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v.55, n.4, p.716–39, 2003.
- FINGLETON, B. The new economic geography versus urban economics : an evaluation using local wage rates in Great Britain. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v.58, n.3, p.501-530, 2006.
- FINGLETON, B. A Generalized Method of Moments estimator for a spatial panel model with an endogenous spatial lag and spatial moving average errors. **Spatial Economic Analysis**, Abingdon, v.3, n.1, p.27-44, 2008.
- FINGLETON, B.; LONGHI, S. The effects of agglomeration economies on wages: evidence from the micro-level. **Journal of Regional Science**, Philadelphia, v.53, n.3, p.443-463, 2013.
- 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 (ANPEC), 34., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: Anpec, 2006. Não paginado.
- FORSLID, R.; OTTAVIANO, G.I.P. An analytically solvable core–periphery model. **Journal of Economic Geography**, Oxford, v.3, n.3, p.229–240, 2003
- FUJITA, M. A monopolistic competition model of spatial agglomeration: a differentiated product approach. **Regional Science and Urban Economics**, Amsterdam, v. 18, n.1, p. 87-124, 1988.
- FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. **The spatial economy**. Cambridge: MIT Press, 2001.
- GALINARI, R; LEMOS, M. Economias de aglomeração no Brasil: Evidências a partir da concentração industrial paulista. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA (ANPEC), 35., 2007, Recife. **Anais...** Recife: Anpec, 2007. Não paginado.
- GLAESER, E. L. Learning in cities. **Journal of Urban Economics**, New York, v.46, n.2, p.254-277, 1999.

GINSBURGH, V.; PAPAGEORGIOU, Y.; THISSE, J-F. On existence and stability of spatial equilibria and steady-states. **Regional Science and Urban Economics**, Amsterdam, v.15, n.2, p.149–158, 1985

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2008.

HAMILTON, J. **Time series analysis**, Princeton: Princeton University Press, 1994.

HANSON, G. Localization economies, vertical organization, and trade. **American Economic Review**, Nashville, v.85, n.5, p.1266–1278, 1996.

HANSON, G. Market potential, increasing returns, and geographic concentration. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v.67, n.1, p.1–24, 2005.

HARRIS, C. The market as a factor in the localization of industry in the united states. **Annals of the Association of American Geographers**, Washington, v.44, n.4, p.315-348, 1954.

HARRIS, J.; TODARO, M. Migration, unemployment and development: A two-sector analysis. **American Economic Review**, Nashville, v.60, n.1, p.126-142, 1970.

HAUSMAN, J. A.; TAYLOR, W. Panel data and unobservable individual effects. **Econometrica**, Cambridge, v.49, n.6, p.1377–1398, 1981.

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

HELPMAN, E.; KRUGMAN P. R. **Market structure and foreign trade**. Cambridge: MIT Press, 1985.

HERDERSON, J. V. et al. Industrial development in cities. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.103, n.5, p.1067-1090, 1995.

HERING, L.; PAILLACAR, R. **How Does Market Access Shape Internal Migration?: The Brazilian Case**. Paris: University of Paris I, 2008a. (Working paper).

HERING, L.; PAILLACAR, R. **On the relation between market access, migration and wages: An empirical analysis**. Paris: University of Paris I, 2008b. (Working paper).

HERING, L.; PONCET, S. Market access and individual wages: evidence from China. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v.92, n.1, p.145–159, 2010.

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

KISO, T. **Does the new economic geography explain the spatial distribution of wages in Japan?** Tokyo: SIRJE, 2005. (Working Paper).

KNAAP, T. Trade, location and wages in the United States. Regional. **Regional Science and Urban Economics**, Amsterdam, v.36, n.5, p.595–612, 2006.

- KRUGMAN, P. R. Scale economies, product differentiation and the pattern of trade. **American Economic Review**, Nashville, v. 70, n.5, p.950-959, 1980.
- KRUGMAN, P. R. Increasing returns and economic geography. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.99, n.3, p.483-499, 1991.
- KRUGMAN, P. R.; VENABLES, A. J. Globalization and the inequality of nations. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v.110, n.4, p.857-880, 1995.
- LUCAS, R. On the Mechanics of Economic Development, **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v.22, n.1, p.3-42, 1988.
- MAYER, T. **Market potential and development**. Londres: Editora, 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. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA (ANPEC), 30., 2002, Nova Friburgo. **Anais...** Nova Friburgo: Anpec, 2002. Não paginado.
- MOLHO, I. Local pay determination. **Journal of Economic Surveys**, Clevedon, v.6, n.2, p.155-194, 1992.
- MURATA, Y. Product diversity, taste heterogeneity, and geographic distribution of economic activities: Market vs. non-market interactions. **Journal of Urban Economics**, New York, v.53, n.1, p.126-144, 2003.
- MURATA, Y.; THISSE J-F. A simple model of economic geography a la Helpman-Tabuchi. **Journal of Urban Economics**, New York, v.58, n.1, p.137-155, 2005.
- OTTAVIANO, G. I. P.; TABUCHI, T.; THISSE, J-F. Agglomeration and trade revisited. **International Economic Review**, Philadelphia, v.43, n.2, p.409-436, 2002
- OTTAVIANO, G.; THISSE, J. Agglomeration and economic geography. In: HENDERSON, J.; THISSE, J. **Handbook of Regional and Urban Economics**. Amsterdam: Elsevier, 2004. v. 4, p.2564-2604.
- PAILLACAR, R. **Market potential and worker heterogeneity as determinants of Brazilian wages**. Paris: University of Paris I, 2007. (Working paper).
- PESSÔA, S. A. Existe um problema de desigualdade regional no Brasil? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA (ANPEC), 29., 2001, Salvador. **Anais...** Salvador: Anpec, 2001. Não paginado.
- PICARD, P.; ZENG D-Z. Agricultural sector and industrial agglomeration. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v.77, n.1, p.75-106, 2005.
- PALUZIE, E. et al. Testing the New Economic Geography: Migrations and industrial agglomerations in Spain. **Journal of Regional Science**, Philadelphia, v.47, n.2, p.289-313, 2007.

- PUGA, D. The rise and fall of regional inequalities. **European Economic Review**, Amsterdam, v.43, n.2, p.303–334, 1999.
- REDDING, S.; VENABLES, A. J. Economic geography and international inequality. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v.62, n.1, p.53–82, 2004.
- ROBERT-NICOUD, F. The structure of simple “New Economic Geography” models. **Journal of Economic Geography**. v.5, n.2, p.201–234, Oxford, 2005.
- SAMUELSON, P. A. The transfer problem and transport costs: the terms of trade when impediments are absent. **Economic Journal**, Cambridge, v.62, p.278-304, 1952.
- SAVEDOFF W. D. Os diferenciais regionais de salário no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.20, n.3, p.521-556, 1990.
- STARRETT, D. Market allocations of location choice in a model with free mobility. **Journal of Economic Theory**, San Diego, v. 17, n.1, p. 21-37, 1978.
- TABUCHI, T.; THISSE, J-F. Taste heterogeneity, labor mobility and economic geography. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v.69, n.1, p.155–177, 2002.
- THISSE, J-F. Geografia Econômica. In: CRUZ, B. (Org.). **Economia regional e urbana: teorias e métodos com ênfase no Brasil**. Brasília: IPEA, 2011. p.17-42.
- TODARO, M. A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries. **American Economic Review**, Nashville, v.59, n.1, p.138-148, 1969.
- TREYZ, G. I.; RICKMAN, D. S.; HUNT, G. L.; GREENWOOD, M. J. The dynamics of U.S. internal migration. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v.75, n.2, p.209-214, 1993.
- VENABLES, A. Equilibrium locations of vertically linked industries. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 37, n. 2, p. 341-59, 1996.
- WHEATON, W. C., LEWIS, M. J. Urban wages and labor market agglomeration. **Journal of Urban Economics**, New York, v.51, n.3, p.542-562, 2002.
- WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, Cambridge, v.48, n.4, p.817-838, 1980.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT Press, 2002.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: Uma abordagem Moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2010.