

**ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO E O CRESCIMENTO DAS INDÚSTRIAS
INTENSIVAS EM TECNOLOGIA: EVIDÊNCIAS PARA O NORDESTE NO PERÍODO
2002-2014***

Edilberto Tiago de Almeida

Doutorando em Economia do Programa de Pós-Graduação em
Economia (PIMES) da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)

E-mail: edilbertotiago@hotmail.com

Roberta de Moraes Rocha

Professora Associada do Curso de Economia do Centro Acadêmico do
Agreste (CAA) da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE)

Doutora em Economia pelo PIMES-UFPE

E-mail: roberta_rocha_pe@yahoo.com.br

Sônia Maria Fonseca Pereira Oliveira Gomes

Professora Adjunta do Curso de Economia da Universidade Federal
Rural de Pernambuco (UFRPE)

Doutora em Economia pelo PIMES-UFPE

E-mail: sfonsecacv@yahoo.com.br

RESUMO: Este artigo apresenta evidências dos efeitos dinâmicos das economias de aglomeração, advindos da especialização e diversificação produtiva regional, sobre o crescimento das indústrias intensivas em tecnologia. A análise é realizada para as mesorregiões do Nordeste, para o período de 2002 a 2014. A investigação empírica baseia-se em três variáveis dependentes: o emprego em nível, o crescimento do emprego e o crescimento relativo do emprego. Estimam-se modelos de regressão dinâmicos com dados em painel, com controles para características observáveis e não observáveis fixas no tempo das subunidades geográficas, e mais dois outros modelos são estimados (*Ordinary Least Squares* e *Two-Stage Least Squares*), como robustez. Os resultados sugerem que: as economias externas oriundas de estruturas especializadas localmente são significativas para explicar o crescimento das indústrias intensivas em tecnologia e não se obtiveram evidências da importância das externalidades produtivas associadas à diversificação. Adicionalmente, também foram encontrados indicativos de que rendimentos decrescentes à especialização podem atuar no sentido da convergência.

Palavras-chave: Economias de aglomeração; Crescimento do emprego; Indústrias intensivas em tecnologia; Nordeste.

Classificação JEL: L6; R1.

ABSTRACT: This paper presents evidence of the dynamic effects of agglomeration economies, regional production specialization and diversification, on the growth of technology intensive industries. The analysis is realized to mesoregions of the Brazilian Northeast for the period from 2002 to 2014. Three dependent variables are considered: employment level, employment growth, and relative employment growth. Regression models are estimated with panel data controlling for observable and unobservable characteristics fixed in the time of the geographical subunits, and two other models are estimated (*Ordinary Least Squares* and *Two-Stage Least Squares*), as robustness, and the results suggest that: external economies from locally specialized structures are significant in explaining the growth of technology intensive industries, and there not evidences to important of the externalities associated with diversification. In addition, it has also been found that decreasing returns to specialization may act in the direction of convergence.

Keywords: Agglomeration economy; Employment growth; Technology industry; Northeast.

JEL Code: L6; R1.

1. Introdução

No Brasil, de acordo com dados da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (RAIS/MTE) do ano de 2014, dez mesorregiões (Metropolitana de São Paulo, Campinas, Macro Metropolitana Paulista, Metropolitana de Belo Horizonte, Metropolitana do Rio de Janeiro, Metropolitana de Curitiba, Centro Amazonense, Metropolitana de Porto Alegre, Vale do Paraíba Paulista, Piracicaba) concentraram 58,95% do emprego total (2.134.344) nas indústrias de alta e média-alta tecnologia. No Nordeste, dez mesorregiões concentraram 80,40% do emprego total nesses setores no mesmo ano, aglomerados principalmente nas mesorregiões metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza. Na Região, também se observou um crescimento significativo do emprego nessas indústrias, aproximadamente 155%, entre 2002 e 2014.

De acordo com Silveira Neto (2005), no Brasil, os setores intensivos em capital apresentam trajetória de concentração, enquanto a indústria estaria em um processo de descentralização. Segundo o autor, podem ser identificados três argumentos na literatura para explicar o processo de concentração da atividade econômica. Um reporta-se ao estudo da dotação relativa dos fatores, argumento que possui sua base nos modelos de comércio internacional (Modelo Heckscher-Ohlin). O segundo, proposto por Krugman (1980), refere-se aos retornos crescente de escala e custos de transporte. E, o terceiro, é baseado na atuação das economias de aglomeração como fonte do aumento de produtividade das indústrias espacialmente concentradas. Nesse caso, firmas espacialmente concentradas seriam mais produtivas relativamente àquelas firmas com as mesmas características, que estariam isoladas geograficamente. Esse é um dos fatores que está por trás no desenvolvimento dos Arranjos Produtivos Locais¹ no país. Empresas aglomeradas criam uma sinergia favorável à troca de conhecimento, compartilhamento de mão de obra, entre outros, gerando vantagens locacionais que atuam como força de atração de empresas e trabalhadores. Nesta pesquisa, abordar-se-ão questões relacionadas ao terceiro argumento.

O modo como as firmas se organizam no espaço influencia o crescimento e o desenvolvimento econômico das regiões nas quais estão inseridas. Neste sentido, o adensamento geográfico das atividades produtivas pode gerar o que é conhecido na literatura como externalidades marshallianas ou economias de aglomeração (acesso ao mercado local, *spillovers* de conhecimento e tecnológico e acesso a matérias primas). Conceitualmente, classificam-se os efeitos da concentração industrial de duas formas: as economias de localização e as economias de urbanização (OTSUKA; YAMANO, 2008). No primeiro caso, enquadram-se as externalidades marshallianas. Já no segundo caso, são entendidas como externas às firmas e também às indústrias (HOOVER, 1936). Tanto do ponto de vista teórico (MARSHALL, 1890; OHLIN, 1967; JACOBS, 1969; PORTER, 1990) quanto do empírico (GLAESER et al., 1992; ELLISON; GLAESER, 1997; HENDERSON; KUNCORO; TURNER, 1995; MAUREL, 1997; HENDERSON, 1997; COMBES, 2000; PACI; USAI, 2008), não existe um consenso sobre o sentido e a intensidade desses efeitos sobre o crescimento das indústrias. Isso pode ser evidenciado considerando a ambiguidade das forças, centrípetas e centrífugas que atuam conjuntamente (ALVES; SILVEIRA NETO, 2011).

As economias de urbanização referem-se ao efeito diversidade. Para Jacobs (1969), a diversidade beneficia o *cross-fertilization* de ideias e isso ocorre em um contexto regional urbano no qual a interação de diferentes ofertas de bens e serviços propicia transformações inovadoras. Além dessa distinção conceitual existem ainda os fatores externos baseados nos argumentos de Porter (1990), que abordam a competitividade das firmas que compõem os *clusters* industriais. Neste sentido, esse indicador tem a finalidade de controlar, para os efeitos da estrutura de mercado, o que por sua vez pode ajudar na identificação dos efeitos predominantes (localização *versus* urbanização).

¹ Há uma vasta e importante literatura para o Brasil que busca mapear e entender a formação de Arranjos Produtivos Locais, especialmente aqueles que se formaram naturalmente, aproveitando as vantagens locacionais e a formação da sua mão de obra, para propor políticas públicas que visem ao crescimento sustentado dessas aglomerações (SUZIGAN; GARCIA; FURTADO, 2002; SUZIGAN et. al., 2004; ROCHA; MAGALHAES; TAVORA JÚNIOR, 2009). Destacam-se ainda os estudos realizados por instituições como a Rede de Pesquisa em Sistemas e Arranjos Produtivos e Inovativos Locais (REDESIST) disponível no link <http://www.redesist.ie.ufrj.br/>.

Embora, como destacado por Combes (2000), essas estruturas não necessariamente devem apresentar correlação negativa em si.

Empiricamente, como destacam Bun e Makhloufi (2007), a maior parcela dos estudos na literatura sobre externalidades são para países industrializados. Como destacado pelos autores, as evidências e previsões obtidas para esses países por vezes podem não ser aplicáveis para países em desenvolvimento. Nestes últimos, o estágio do desenvolvimento econômico é diferente e para o caso brasileiro destaca-se a influência histórica do setor público atuando no sentido de determinar a configuração espacial da indústria (SILVA; SILVEIRA NETO, 2007). Assim, na literatura nacional, alguns estudos obtiveram evidências sobre a importância das economias de aglomeração para explicar a concentração (HANSEN, 1987; SILVEIRA NETO, 2005; ROCHA; BEZERRA; MESQUITA, 2013; ROCHA; MOURA, 2016) e o crescimento da atividade industrial (SILVA; SILVEIRA NETO, 2007; SILVA; SILVEIRA NETO, 2009; FOCHEZATTO; VALENTINI, 2010; ALVES; SILVEIRA NETO, 2011; ANDRADE, 2016).

Os estudos sobre este tema têm apresentado um considerável avanço, sobretudo devido à maior disponibilidade de dados a níveis desagregados (geograficamente e por setores). Entretanto, os resultados variam bastante por países e setores. Para o Brasil, e principalmente para o Nordeste, pesquisas que exploram os efeitos das economias externas sobre os setores de alta e média-alta tecnologia ainda são incipientes. Ademais, outra questão discutida na literatura é a relevância que a produção de um país/região tem sobre o seu desenvolvimento. Nesse contexto, as indústrias de tecnologia possuem um papel significativo. Os setores intensivos em progresso técnico possibilitam mais oportunidades de crescimento em virtude, dentre outros fatores, dos benefícios gerados pelo transbordamento de tecnologia e *spillovers* de conhecimento (CHENERY, 1960; RODRIK, 2006; HAUSMANN; HWANG; RODRIK, 2007).

Assim, buscando contribuir para o debate sobre este tema na literatura, a presente pesquisa, a partir dos dados da RAIS sobre o nível de emprego por setores – Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 1.0)² dois dígitos –, tem como objetivo obter evidências sobre os efeitos dinâmicos das economias de aglomeração (variáveis de estrutura econômica) sobre o crescimento das indústrias de alta e média-alta tecnologia nas mesorregiões do Nordeste no período 2002-2014. Para tanto, serão utilizados três modelos de regressão – tendo como variáveis explicadas o nível de emprego, o crescimento do emprego e o crescimento relativo do emprego – com dados em painel e estimadores de efeitos fixos. Além disso, testes de robustez com o uso de variáveis instrumentais são empregados no sentido de obter estimativas robustas com relação à exogeneidade das *proxies* para as economias de aglomeração.

Este artigo está dividido em cinco seções além desta introdução. Na seguinte, busca-se contextualizar os fatos relevantes sobre o crescimento e a distribuição espacial dos empregos nas indústrias de alta e média-alta tecnologia no Nordeste no período em estudo no sentido de obter indicativos preliminares sobre a dinâmica dessa variável. Já na terceira seção, abordam-se os modelos teóricos para as economias de aglomeração. Na quarta seção, apresentam-se as estratégias econométricas. Nas duas últimas seções, apresentam-se, respectivamente, a discussão dos resultados e as considerações finais.

² Conforme destacado por Cavalcante (2014), apesar da CNAE 2.1 ser a versão mais recente, quando se procura construir séries históricas, como é o caso desta pesquisa, a versão 1.0 é mais adequada. Por esse motivo, neste estudo, considera-se a CNAE 1.0.

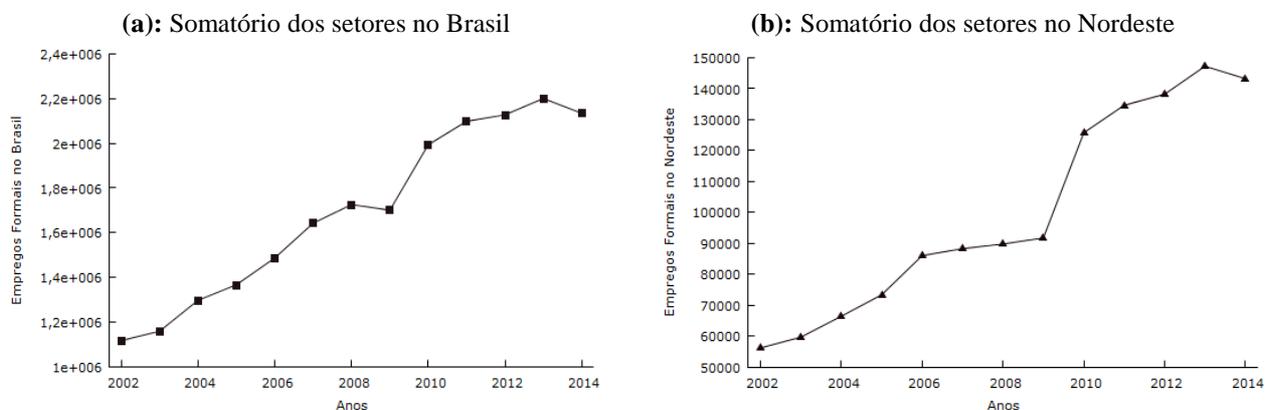
2. Crescimento e distribuição espacial dos empregos nas indústrias de alta e média-alta tecnologia no Nordeste

Dada a importância dos avanços tecnológicos para explicar o crescimento dos países ou regiões de um país³, e as evidências de que as indústrias têm diferentes impactos no crescimento sustentado de um país, a depender do seu nível tecnológico, entre outros fatores, a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) classifica as indústrias de acordo com a sua intensidade tecnológica. Dadas as diferenças entre as classificações setoriais consideradas pela OCDE e as utilizadas pela Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 1.0), esta última utilizada no Brasil, Cavalcante (2014) propõe uma associação entre as duas classificações que permite estudar cada divisão da CNAE de acordo com seu nível tecnológico⁴, que foi utilizada como referência neste estudo.

No Gráfico 1, (a) e (c) para o Brasil e (b) e (d) para o Nordeste, verifica-se a evolução de crescimento do nível de emprego nos setores intensivos em tecnologia nas respectivas localidades. Observando os Gráficos (a) e (b), que apresentam a trajetória do emprego de todo o setor industrial, constata-se que o emprego na Região Nordeste segue a tendência de ascensão do emprego nacional. Apesar disso, em 2008, quando a série histórica para o Brasil variou negativamente – redução do emprego nacional nesses setores – para o Nordeste não se observa comportamento similar, mas sim aumento do emprego.

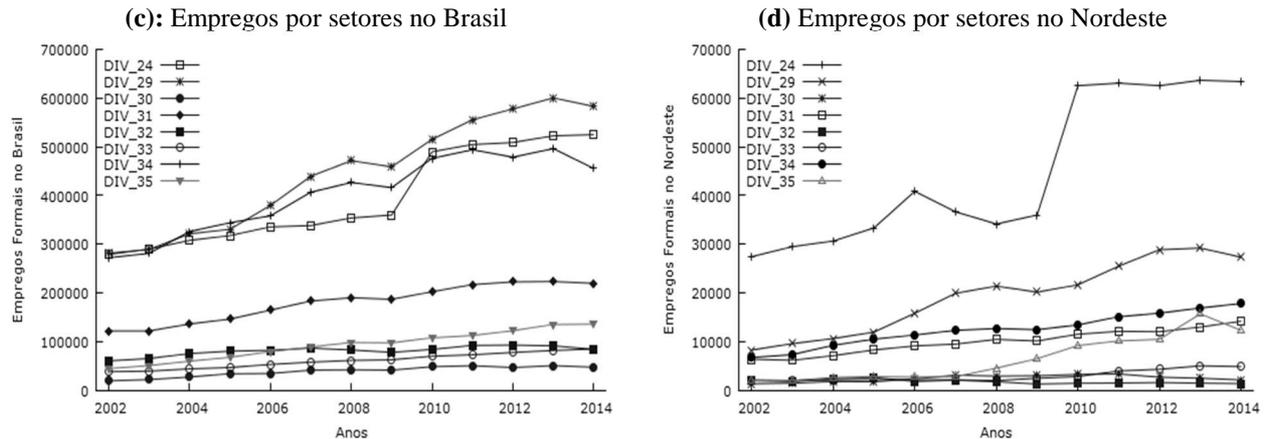
Com relação aos empregos nos setores separadamente, apresentados no Gráfico 1 (c) e (d), para o Brasil e para o Nordeste, respectivamente, percebe-se que a maioria segue a tendência nacional.

Gráfico 1 – Empregos formais nos setores de alta e média-alta tecnologia no Brasil e no Nordeste



³ Ver Chenery (1960), Rodrik (2006) e Hausmann, Hwang e Rodrik (2007).

⁴ Assim, para este estudo, com base em Cavalcante (2014), consideram-se intensivas em tecnologia as indústrias de: Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24); Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29); Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (Divisão 30); Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31); Fabricação de Material Eletrônico e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações (Divisão 32); Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios (Divisão 33); Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34); e Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35).

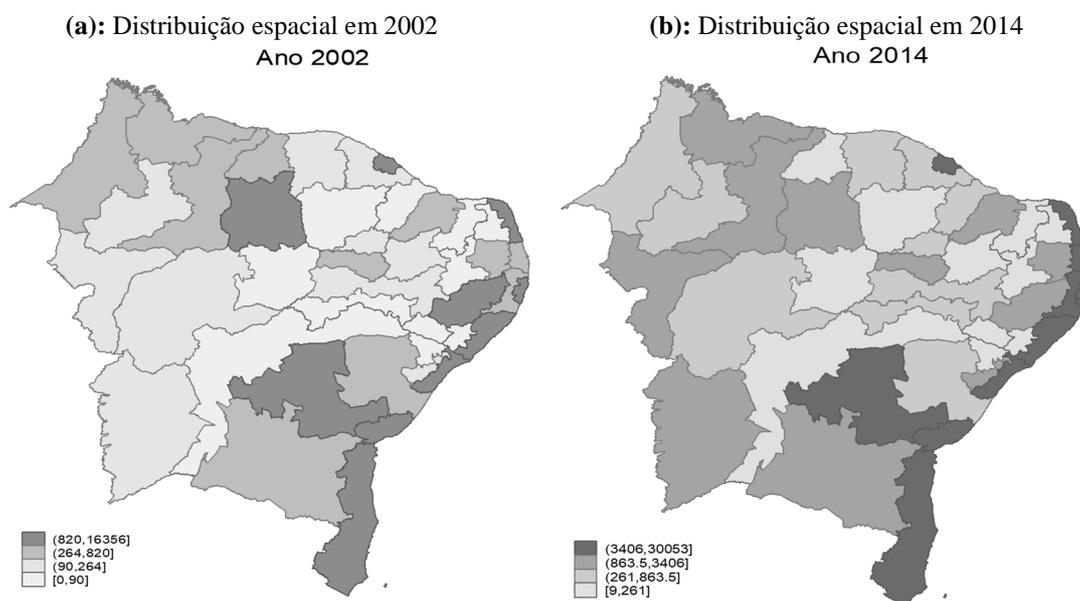


De modo geral, de acordo com os dados da RAIS, constatou-se que os empregos nos setores de alta e média-alta tecnologia mais que duplicaram de 2002 (56.121) para 2014 (143.219) no Nordeste. Com relação à distribuição espacial dos empregos, a Figura 1 mostra como estavam no ano 2002 (Figura 1 (a)) e 2014 (Figura 1 (b)) por mesorregiões do Nordeste.

Na Figura 1 (a), as mesorregiões de cor mais escura (Metropolitana de Salvador, Metropolitana de Recife, Metropolitana de Fortaleza, Centro Norte Baiano, Sul Baiano, Leste Sergipano, Leste Alagoano, Centro-Norte Piauiense, Agreste Pernambucano e Leste Potiguar, ordenadas de forma decrescente de acordo com o número de vínculos ativos) são as que concentraram mais vínculos formais (47.977; 85,48% do total). isto é, a maior parte do somatório dos empregos para os oito setores de alta e média-alta tecnologia analisados no ano de 2002.

Percebe-se que as atividades estão concentradas principalmente nas mesorregiões metropolitanas. Estas ocuparam as primeiras posições no *ranking*, como destacado. Juntas, as mesorregiões metropolitanas de Salvador, Recife e Fortaleza somaram 37.552 empregos formais, o equivalente a 66,91% do total de empregos formais (56.121) na Região em 2002.

Figura 1 – Distribuição espacial dos empregos formais nos setores de alta e média-alta tecnologia no ano 2002 (a) e 2014 (b) por mesorregiões do Nordeste



Assim como no ano de 2002, no ano de 2014, como mostra a Figura 1 (b), os empregos permaneceram concentrados em poucas mesorregiões. Embora, com uma configuração espacial um pouco diferente (Metropolitana de Salvador, Metropolitana de Recife, Metropolitana de Fortaleza, Mata Pernambucana, Mata Paraibana, Leste Sergipano, Centro Norte Baiano, Leste Potiguar, Sul Baiano, Leste Alagoano). As mesorregiões metropolitanas destacadas ainda ocuparam as primeiras posições no *ranking* de concentração, embora sua participação (somatório) no total tenha diminuído de 66,91% no ano de 2002 para 52,52%, no ano de 2014. Neste sentido, também foi observada uma redução na participação das dez mesorregiões ranqueadas no total, de 85,48% em 2002 para 80,40% em 2014. A Figura mostra que ocorreu uma mudança na configuração da distribuição espacial dos empregos formais nas indústrias em estudo. Essa mudança é no sentido da concentração deste tipo de atividade ser na zona litorânea da Região, como pode ser visto na Figura 1 (b) para 2014.

A mesorregiões da Mata Pernambucana e a da Mata Paraibana, que não estavam entre as dez no *ranking* do ano de 2002 das que geraram mais empregos formais neste ano, passaram a ocupar a quarta e quinta posições no *ranking* do ano de 2014, respectivamente, atrás apenas das mesorregiões metropolitanas, que também apresentaram crescimento expressivo na maioria das divisões industriais.

3. Modelo teórico

Henderson, Kuncoro e Turner. (1995) propõem uma estrutura teórica para modelar os efeitos das economias de aglomeração a partir da função de produção das firmas. Para os autores, o emprego de equilíbrio na mesorregião z no período t é definido quando o salário na mesorregião z no período t é igual a produtividade marginal do trabalho ($PMg_{L_{zt}}$) na mesorregião z no período t . Especificando uma forma geral para a função de produção, $F_{zt}(\cdot) = A_{zt}F(K_{zt}, L_{zt}, \dots)$, onde K_{zt} e L_{zt} são respectivamente os fatores de produção capital e trabalho na mesorregião z no período t e A_{zt} o nível de tecnologia na mesorregião z no período t e resolvendo o problema de otimização das firmas chega-se à condição de equilíbrio: $W_{zt} = A_{zt}(\cdot) \partial F(K_{zt}, L_{zt}, \dots) / \partial L_{zt} B_{zt}$, onde B_{zt} é o preço do produto.

Para argumentos de $A_{zt}(\cdot)$, dentre outros fatores, a literatura considera os indicadores de externalidades, que podem ser estáticos e/ou dinâmicos. Comumente, as externalidades do tipo Marshall-Arrow-Romer (MAR) e Jacobs (CICCONE; HALL, 1996; GLAESER et al., 1992; HENDERSON; KUNCORO; TURNER, 1995). Nesse aspecto, modelos micro fundamentados que incorporam esses tipos de economias externas foram desenvolvidos por Fujita e Thisse (2013) e Fingleton (2003).

O modelo proposto por Fujita e Thisse (2013) mostra como externalidades intrassetoriais, especificamente os *spillovers* tecnológicos, relacionam-se com a aglomeração da atividade produtiva. Duas forças atuam favorecendo a concentração local, as externalidades produtivas e as amenidades, enquanto as outras duas, atuam no sentido da dispersão, a produtividade marginal decrescente e os efeitos associados à aglomeração populacional (SILVA, 2006).

O objetivo de Fingleton (2003) foi analisar possíveis efeitos externos associados ao *cross-fertilization* de ideias sobre o salário. Para tanto, construiu um modelo com dois setores, um setor de insumos intermediários com estrutura de concorrência monopolística e um setor de bens e serviços finais em mercado competitivo.

Os dois modelos fornecem a base para que os efeitos das economias externas do tipo MAR e Jacobs possam ser incorporados na função de produção. Assim, assumindo como em Bun e Makhloufi (2007) que o processo de produção pode ser aproximado pela função Cobb - Douglas, pode-se especificá-la para cada unidade *cross-section* z , no caso deste estudo, mesorregiões, no período t da seguinte forma:

$$Y_{zt} = A_{zt} L_{zt}^{\beta_l} K_{zt}^{\beta_k}, \quad z = 1, \dots, Z \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (1)$$

em que Y_{zt} é o produto na mesorregião z no período t , L_{zt} e K_{zt} representam o trabalho e o capital empregados no processo produtivo na mesorregião z no período t , respectivamente, e A é o nível da

tecnologia. Os parâmetros β_l e β_k são as elasticidades da produção em relação ao fator trabalho e capital, respectivamente.

Aplicando o logaritmo de ambos os lados na Equação (1) obtem-se:

$$y_{zt} = a_{zt} + \beta_l l_{zt} + \beta_k k_{zt} \quad (2)$$

com $y_{zt} = \ln(Y_{zt})$; $a_{zt} = \ln(A_{zt})$; $l_{zt} = \ln(L_{zt})$; e $k_{zt} = \ln(K_{zt})$.

Especificando a_{zt} como sendo o conjunto⁵ de variáveis que afetam de forma exógena a produção, podemos escrevê-lo da seguinte forma de acordo com a Equação (3):

$$a_{zt} = a^* + \eta_z^* + \lambda_z^* + \beta_{esp} esp_{zt} + \beta_{div} div_{zt} + \beta_{comp} comp_{zt} + \beta_{tmf} tmf_{zt} + \beta_{den} den_{zt} + \varepsilon_{zt}^* \quad (3)$$

η_z^* reflete a heterogeneidade tecnológica entre as mesorregiões; λ_z^* mensura os efeitos na produtividade relativos aos choques na produtividade nacional; β_{esp} , β_{div} , β_{comp} , β_{tmf} e β_{den} refletem os efeitos dos indicadores das economias de aglomeração e demais controles sobre a produtividade. Sendo, respectivamente, o parâmetro que mede os efeitos da especialização local (compatível com a teoria MAR), da diversidade (compatível com os argumentos de Jacobs), da competição, das economias internas de escala⁶ e do tamanho da economia local; e, por fim, ε_{zt}^* representa as variações na produção não captadas pelos parâmetros descritos. Os sinais esperados desses coeficientes variam, principalmente quando se consideram setores distintos.

Combinando (2) e (3):

$$y_{zt} = \beta' x_{zt} + a^* + \eta_z^* + \lambda_z^* + \varepsilon_{zt}^* \quad (4)$$

com

$$\beta = (\beta_l, \beta_k, \beta_{esp}, \beta_{div}, \beta_{comp}, \beta_{tmf}, \beta_{den})' \text{ e} \\ x_{zt} = (l_{zt}, k_{zt}, esp_{zt}, div_{zt}, comp_{zt}, tmf_{zt}, den_{zt})'$$

Além disto, o lucro das firmas pode ser escrito da seguinte forma:

$$\Pi_{zt} = Y_{zt} - W_{zt}L_{zt} - r_{zt}K_{zt} \quad (5)$$

Supondo que o capital é fixo no curto prazo e que as firmas maximizam lucro, então:

$$\frac{\partial \Pi_{zt}}{\partial L_{zt}} = \frac{\partial Y_{zt}}{\partial L_{zt}} - W_{zt} = 0 \quad (6)$$

Usando a Equação (1) e a condição (6):

$$W_{zt} = A_{zt} \beta_l L_{zt}^{\beta_l - 1} K_{zt}^{\beta_k} \quad (7)$$

Aplicando o logaritmo de ambos os lados da equação (7) e reagrupando os termos tem-se:

$$l_{zt} = \frac{1}{\beta_l - 1} (\ln \beta_l + a_{zt} - w_{it} + \beta_k k_{zt}) \quad (8)$$

⁵ $a_{zt} = \ln(A_{zt}) = a^* + \sum_{i=1}^N b_n x_{zt} + \varepsilon_{zt}^*$, onde x_{zt} são indicadores de efeitos exógenos.

⁶ Para informações detalhadas sobre este indicador, ver Combes (2000).

com $w_{it} = \ln(W_{zt})$, combinando as Equações (3) e (8):

$$l_{zt} = \varphi' M_{zt} + \zeta^* + \xi_z^* + \mu_z^* + v_{zt}^* \quad (9)$$

em que: $\varphi = \frac{1}{\beta_l - 1} (-1, \beta_k, \beta_{esp}, \beta_{div}, \beta_{comp}, \beta_{tmf}, \beta_{den})'$; $M_{zt} = (w_{it}, k_{zt}, esp_{zt}, div_{zt}, comp_{zt}, tmf_{zt}, den_{zt})'$; $\zeta^* = \frac{\alpha^* + \ln \beta_l}{1 - \beta_l}$; $\xi_z^* = \frac{\eta_z^*}{1 - \beta_l}$; $\mu_z^* = \frac{\lambda_z^*}{1 - \beta_l}$; e $v_{zt}^* = \frac{\varepsilon_{zt}^*}{1 - \beta_l}$. Nessa equação, como justificativa teórica, pode-se considerar, assim como em Combes (2000), que, se as economias de aglomeração afetam a produção e a produtividade, esperam-se efeitos no mesmo sentido sobre o emprego, embora existam exceções.

Na Equação (9), incluindo-se as variáveis explicativas defasadas, é possível captar as variações causadas no emprego ao longo do tempo (BUN; MAKHLOUFI, 2007). Nesse caso, uma alternativa seria utilizar a seguinte equação:

$$l_{zt} = \Psi_0 l_{z,t-1} + \Psi_1' M_{zt} + \Psi_2' M_{z,t-1} + \zeta + \xi_z + \mu_z + v_{zt} \quad (10)$$

Nesta pesquisa, devido a limitações impostas pela base de dados, preocupar-se-á em estimar o vetor de parâmetros que captam os efeitos das economias de aglomeração e dos demais controles que variam no tempo e estão associados à estrutura econômica local sobre o emprego, o crescimento do emprego e o crescimento relativo do emprego. Além do efeito fixo que capta a heterogeneidade não observada fixa no tempo entre as mesorregiões e os choques de produtividade nacional.

4. Estratégia empírica

Com base no modelo descrito na seção anterior, utiliza-se em parte o método de Combes (2000) com adaptações de Focchezatto e Valentini (2010) para implementação empírica. Nesta pesquisa, outras especificações para a variável dependente foram implementadas. O modelo estimado é estruturado na forma de painel estático⁷ e pode ser representado de forma generalizada de acordo com a Equação (11):

$$L_{zt} = x'_{zt} \theta_{zt} + \varepsilon_{zt}; z = 1, \dots, Z \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (11)$$

θ_{zt} é um vetor ($k \times 1$) de parâmetros que captam os efeitos das variáveis exógenas sobre a variável explicada, L_{zt} ; x_{zt} é uma matriz ($k \times 1$) de variáveis explicativas; e ε_{zt} é o termo de erro estocástico *i. i. d.* ($0, \sigma^2$).

Nesta pesquisa, são estimados três modelos com variáveis dependentes distintas. Essa estratégia possibilitará uma melhor compreensão dos efeitos das economias de aglomeração no emprego e no crescimento do emprego nos setores de alta e média-alta tecnologia por mesorregiões do Nordeste ($z = 1, \dots, 42$). A primeira variável dependente é o logaritmo natural do número de empregos no período $t + 1$, ou seja, procuram-se evidências dos efeitos das variáveis de estrutura econômica definidas no ano base, t , sobre o emprego no ano corrente. Essa estratégia justifica-se tanto na perspectiva teórica (os efeitos das economias de aglomeração podem ser dinâmicos) quanto na empírica (reduzir problemas relativos à endogeneidade). A variável dependente do primeiro modelo pode ser escrita da seguinte forma:

$$l_{z,s,t+1} = \ln(L_{z,s,t+1}) = \ln(emp_{z,s,t+1}) \quad (12)$$

⁷ O modelo geral apresentado pode ser especificado de várias formas (GREENE, 2003; BALTAGI, 2008; WOOLDRIDGE, 2010). Dentre elas podemos destacar o modelo dos efeitos fixos (EF), também conhecido como transformação *within* e o dos efeitos aleatórios (EA).

Este modelo tem o propósito de obter indicações sobre a associação linear entre os fatores de aglomeração, fontes de economias de localização e urbanização, e o nível de emprego das mesorregiões, controlado pelo tamanho das regiões e características não observáveis. Acredita-se que as mesorregiões com maiores níveis destas variáveis, que sejam especializadas em atividades intensivas em tecnologia, entre outros fatores, atuem como polo de atração do emprego alocado nas indústrias intensivas em tecnologia.

Seguindo o método empírico de Delgado, Porter e Stern (2014), estima-se um segundo modelo para obterem-se evidências dos efeitos das economias de localização e urbanização sobre a convergência do crescimento do emprego. Ou seja, será que para as mesorregiões com um menor estoque de emprego nas indústrias intensivas em tecnologia, para o período de análise, o emprego gerado nelas cresceu mais rapidamente do que nas regiões que já tinham uma maior participação no emprego alocado nessas indústrias? Assim, a variável dependente do segundo modelo é definida como:

$$ls_{z,s,t+1} = \ln \left(\frac{emp_{z,s,t+1}}{emp_{z,s,t}} \right) \quad (13)$$

$ls_{z,s,t+1}$ é o crescimento do emprego no setor s , na mesorregião z ; $emp_{z,s,t+1}$ é o emprego do setor s na mesorregião z no período $t + 1$; $emp_{z,s,t}$ é o emprego do setor s na mesorregião z no período t .

E estimou-se um terceiro modelo tendo como variável dependente o crescimento relativo do emprego para cada setor da indústria de alta e média-alta tecnologia nas mesorregiões, isto é, o crescimento setorial local na mesorregião em relação ao crescimento total desse mesmo setor no Nordeste como um todo. Como destacado por Fochezatto e Valentini (2010), o objetivo é explicar porque o crescimento setorial em determinada mesorregião é maior ou menor do que o crescimento desse mesmo setor na macrorregião. Desde modo, assim como em Fochezatto e Valentini (2010), a variável dependente pode ser descrita como mostra a Equação (14):

$$lr_{z,s,t+1} = \ln \left(\frac{emp_{z,s,t+1}}{emp_{z,s,t}} \right) - \ln \left(\frac{emp_{s,t+1}}{emp_{s,t}} \right) \quad (14)$$

$lr_{z,s,t+1}$ é o crescimento relativo do emprego no setor s na mesorregião z entre o período base t e o período $t + 1$; $emp_{s,t+1}$ é o emprego do setor s na região no período $t + 1$; e $emp_{s,t}$ é o emprego do setor s na região no período t .

Com o objetivo de isolar os efeitos setoriais das variáveis explicativas dos choques estruturais da economia (SILVA, 2006), consideraram-se na estimação dos três modelos as variáveis explicativas, definidas a seguir, em termos relativos ao agregado regional, permitindo, assim, a comparação dos resultados entre os setores (COMBES, 2000).

O quociente locacional pode ser usado para mensurar os efeitos das economias externas do tipo MAR sobre o crescimento do emprego nas indústrias (GLAESER et al., 1992). Esse indicador mede a concentração industrial-local e pode ser usado como uma medida de especialização setorial-local.

$$esp_{z,s,t} = \frac{emp_{z,s,t}/emp_{z,t}}{emp_{s,t}/emp_t} \quad (15)$$

$emp_{z,s,t}$ é o emprego do setor s na mesorregião z no período t ; $emp_{z,t}$ é o emprego total na mesorregião z no período t ; $emp_{s,t}$ é o emprego total no setor s na região no período t ; e emp_t é o emprego total na região no período t .

Para incluir os efeitos das economias externas do tipo Jacobs (urbanização), utilizou-se o indicador de diversidade setorial, que mede a diversidade local na qual está inserido um determinado setor na mesorregião em questão. Nesta pesquisa, esse índice foi calculado conforme Combes (2000) e Fochezatto e Valentini (2010), consiste no inverso do índice de concentração setorial de Herfindahl considerando a participação de todos os setores com exceção do setor em questão:

$$div_{z,t} = \frac{1/\sum_{\substack{s'=1 \\ s' \neq s}}^S \left[\frac{emp_{z,s',t}}{(emp_{z,t} - emp_{z,s,t})} \right]^2}{1/\sum_{\substack{s'=1 \\ s' \neq s}}^S \left[\frac{emp_{s',t}}{(emp_t - emp_{s,t})} \right]^2} \quad (16)$$

S é o total de setores da indústria da transformação; $emp_{z,s',t}$ é o emprego de todos os setores na mesorregião z no período t , com exceção do setor específico; $emp_{s',t}$ = emprego total na região, exceto o setor em questão.

O indicador de competição foi incluído nas regressões para controlar os possíveis efeitos das estruturas de mercado de potencializar as externalidades. Da forma que esse indicador se encontra definido neste estudo, ele pode ter duas interpretações sobre o emprego corrente, o crescimento do emprego e o crescimento relativo do emprego. Se a correlação for positiva com a variável dependente em questão, isso pode indicar que a competição atua no sentido de potencializar os efeitos das economias externas, de acordo, portanto, com as teorias de Jacobs (1969) e Porter (1990). Caso a correlação seja negativa, isso pode indicar que um mercado com estrutura de monopólio potencializa as externalidades (FOCHEZATTO; VALENTINI, 2010). O índice de competição foi construído de forma semelhante à usada por Fochezatto e Valentini (2010), considerando-se os vínculos ativos formais para firmas com menos de 20 trabalhadores. Esse recorte, usado exclusivamente para a construção dessa variável, se deu no sentido de isolar esse indicador da influência da escala de produção das indústrias maiores, o que poderia viesar magnitude do indicador. Neste sentido, seguindo os autores, valores elevados deste indicador podem refletir a existência de mais firmas com menos de 20 trabalhadores na mesorregião relativamente ao indicador definido para a região. Se $comp_{z,s} > 1$, isto indica que o setor s é potencialmente mais competitivo na mesorregião z do que na região.

$$comp_{z,s,t} = \frac{emp_{z,s,small,t}/emp_{z,s,t}}{emp_{s,small,t}/emp_{s,t}} \quad (17)$$

$emp_{z,s,small,t}$ é o emprego do setor s na mesorregião z para os estabelecimentos com menos de 20 trabalhadores no período t ; e $emp_{s,small,t}$ é o emprego do setor s na região para os estabelecimentos com menos de 20 trabalhadores no período t .

No caso do indicador de tamanho médio das firmas, definido conforme Combes (2000) e Fochezatto e Valentini (2010):

$$tmf_{z,s,t} = \frac{emp_{z,s,t}/nbr_{z,s,t}}{emp_{s,t}/nbr_{s,t}} \quad (18)$$

$nbr_{z,s,t}$ é o número de estabelecimentos do setor s na mesorregião z no período t ; e $nbr_{s,t}$ é o número de estabelecimentos do setor s na região, no período t . Entende-se que quanto menor o indicador maior a competição, aproximando-se de mercados competitivos, caso contrário, maior a tendência ao monopólio.

Outro controle incluído foi a densidade do emprego total ($den_{z,t}$), calculado conforme Combes (2000) e Fochezatto e Valentini (2010). Ele tem o propósito de controlar para possíveis

choques no emprego local que independem de fatores setoriais específicos sobre as variáveis endógenas.

$$den_{z,t} = emp_{z,t}/area_z \quad (19)$$

$area_z$ é a área total da mesorregião z em km^2 .

Todas as variáveis explicativas são incluídas no modelo na forma logarítmica, com isso, são obtidas as respectivas elasticidades. Não necessariamente espera-se que as variáveis dependentes tenham uma relação linear com as economias externas, entretanto, a estratégia de linearização facilita o processo de estimação dos parâmetros. As expressões estimadas são descritas conforme as equações abaixo:

$$l_{z,s,t+1} = \varphi_z + \beta_1 \ln(esp_{z,s,t}) + \beta_2 \ln(div_{z,t}) + \beta_3 \ln(comp_{z,s,t}) + \beta_4 \ln(tm_{z,s,t}) + \beta_5 \ln(den_{z,t}) + \mu_{z,s,t} \quad (20)$$

$$ls_{z,s,t+1} = \alpha_z + \omega_1 \ln(esp_{z,s,t}) + \omega_2 \ln(div_{z,t}) + \omega_3 \ln(comp_{z,s,t}) + \omega_4 \ln(tm_{z,s,t}) + \omega_5 \ln(den_{z,t}) + \varepsilon_{z,s,t} \quad (21)$$

$$lr_{z,s,t+1} = \theta_z + \delta_1 \ln(esp_{z,s,t}) + \delta_2 \ln(div_{z,t}) + \delta_3 \ln(comp_{z,s,t}) + \delta_4 \ln(tm_{z,s,t}) + \delta_5 \ln(den_{z,t}) + \epsilon_{z,s,t} \quad (22)$$

$t = 2002, \dots, 2013$ e as variáveis exógenas definidas no período base.

Os dados utilizados na pesquisa são os da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (RAIS/MTE), do ano de 2002 a 2014, que são desagregados para as mesorregiões brasileiras e para as divisões de atividades da indústria da transformação intensivas em tecnologia, compreendem, assim, apenas as informações sobre o emprego formal. Acredita-se que o setor escolhido para análise, o industrial, possua um baixo nível de informalidade, relativamente aos demais, e que essa limitação dos dados não compromete os resultados da pesquisa. Além disso, essa base é a única que possibilita a obtenção de informações para o nível de desagregação setorial utilizado, 2 dígitos segundo a CNAE 1.0, para um longo período de tempo e por mesorregião e por isso é largamente utilizada em estudos de economia regional.

Quanto à escolha do período de 2002 a 2014, procurou-se considerar um intervalo de tempo suficientemente relevante para a análise, porém que apresentasse certa estabilidade econômica do país, com poucas mudanças na política econômica, para minimizar a influência de choques exógenos nas estimações. E, o ano final da análise, o ano de 2014, representa o último ano em que a base se encontrava disponível.

A respeito da desagregação setorial, consideraram-se as divisões de atividades segundo CNAE 1.0 classificadas por Cavalcante (2014) como de alta e média-alta tecnologia para o Nordeste do país. Além do já justificado na seção 2, considera-se que é um limiar relativamente pequeno que diferencia as empresas classificadas como alta tecnologia (Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (Divisão 30); Fabricação de Material Eletrônico e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações (Divisão 32); Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios (Divisão 33)) das que são classificadas de média-alta tecnologia (Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24); Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29); Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31); Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34); e Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35)), e este grupo de indústrias é diferente em relação aos demais classificados de média-baixa e baixa tecnologia.

Em geral, os estudos que objetivam analisar o crescimento industrial por um período de tempo, com informações desagregadas setorialmente e regionalmente, têm como variável chave o “emprego”. Não se tem disponíveis dados da produção industrial para uma série temporal a este nível de desagregação, de modo que fosse possível tecer comparações entre os dois resultados. Porém, constata-se que o PIB industrial é altamente correlacionado com o emprego industrial sugerindo que o “emprego” é uma boa *proxy* para avaliar o crescimento do setor. Além disso, como o presente estudo é realizado para um grupo de indústrias mais homogêneo, com respeito à intensidade tecnológica, acredita-se que choques de produtividade, que seriam poupadores de mão de obra, teriam um mesmo impacto médio nas indústrias, não contaminando os principais resultados obtidos pelas regressões.

5. Análise dos resultados e discussão

As Equações (20), (21) e (22) foram estimadas para cada um dos oito setores de alta e média-alta tecnologia. O método de estimação foi o de efeitos fixos, tal procedimento é suportado pelo teste de *Hausman* para a maioria dos modelos estimados⁸. Assim, é possível controlar a heterogeneidade das características de cada mesorregião, sejam elas observadas, a partir da inclusão das variáveis explicativas, ou não observadas fixas no tempo, pela consideração do efeito fixo, reduzindo o problema do viés de variáveis omitidas. Em todos os modelos, a hipótese de homocedasticidade foi rejeitada a 5% de significância. Para lidar com esse problema e obter estimativas robustas, todas as regressões foram estimadas com correção para heterocedasticidade. As regressões, quando necessário, também foram estimadas com correção para a violação da hipótese de não autocorrelação de primeira ordem. Após tais ajustes, percebe-se que as variáveis explicativas são conjuntamente significantes a 5%.

A Tabela 1 apresenta os resultados do teste empírico para os efeitos das economias de localização e urbanização (variáveis de estrutura econômica defasadas) sobre o emprego nos setores de alta e média-alta tecnologia no período corrente, $(t + 1)$. Existe uma correlação positiva captada pelo parâmetro associado ao índice de especialização, $\ln(esp)$. Isso pode indicar evidências de que as externalidades do tipo Marshall-Arrow-Romer (MAR) são significativas, no sentido de influenciar positivamente o emprego nos setores de tecnologia analisados. Para todos os setores, o coeficiente estimado (elasticidade) foi positivo. Tomando como exemplo o setor da Divisão 24, substituindo os parâmetros estimados na equação (20) e derivando para $\ln(esp)$:

$$\frac{\partial(l_{z,Divisão\ 24,t+1})}{\partial \ln(esp_{z,Divisão\ 24,t})} = 0,721 \quad (23)$$

A análise é análoga para os demais setores. Esses resultados refletem que quanto mais as estruturas tendem à especialização setorial local, maior será o nível de empregos nesses setores no ano seguinte, em média, dado que variações percentuais em esp estão associadas positivamente às variações percentuais positivas em $l_{z,s,t+1}$.

Com relação aos possíveis efeitos das economias de urbanização, que poderiam ser captados pelo parâmetro associado ao índice de diversificação, $\ln(div)$, não existem evidências que esse tipo de externalidade seja significativa, do ponto de vista estatístico, para explicar o nível de emprego dos setores de alta e média-alta tecnologia considerados na pesquisa. No Nordeste, as firmas de tecnologia geralmente encontram-se concentradas em polos de desenvolvimento próximos às regiões metropolitanas. A exemplo, o Polo de Informática de Ilhéus na Bahia e o Polo Tecnológico em

⁸ A hipótese nula de que a estimação por efeitos aleatórios seria apropriada para os dados não foi aceita para todos os modelos e para todos os setores, exceto no caso do setor de Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (Divisão 30) e no setor de Fabricação de Material Eletrônico e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações (Divisão 32), na regressão para o crescimento do emprego e crescimento relativo do emprego como variável dependente, respectivamente.

Pernambuco, indicando que a especialização setorial local é mais importante que a diversidade encontrada em grandes centros urbanos. As interações entre os setores de tecnologia geram *spillovers* beneficiando as firmas especialmente concentradas através da especialização. É intuitivo pensar, por exemplo, que a interação de um setor industrial de alto nível tecnológico com outros setores de baixo nível tecnológico beneficiaria mais estes últimos, não gerando a contrapartida necessária para beneficiar as firmas de tecnologia por estarem próximas a setores diversos.

Tabela 1 – Resultados para o nível de emprego no ano seguinte

| Divisões da CNAE | Regressores | | | | | Obs |
|--------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------|------------------------------|-----------------------------|---------------------------------|-------------------------------|---------|
| | $\ln(esp)$ | $\ln(div)$ | $\ln(comp)$ | $\ln(tmf)$ | $\ln(den)$ | |
| Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24) | 0,721* (0,084) [8,51] | -0,039 (0,128) [-0,31] | 0,052 (0,06) [0,87] | 0,044 (0,12) [0,37] | 1,34* (0,166) [8,06] | N = 395 |
| Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29) | 0,474* (0,135) [3,51] | 0,229 (0,161) [1,42] | 0,097 (0,048) [1,99] | 0,019 (0,158) [0,12] | 1,842* (0,145) [12,7] | N = 329 |
| Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (Divisão 30) | 0,566*** (0,252) [2,25] | -0,514 (0,793) [-0,65] | -0,094 (0,07) [-1,34] | -0,274 (0,423) [-0,65] | 1,188* (0,266) [4,47] | N = 76 |
| Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31) | 0,672* (0,14) [4,77] | -0,155 (0,185) [-0,84] | 0,001 (0,053) [0,02] | -0,132 (0,18) [-0,73] | 1,273* (0,199) [6,37] | N = 224 |
| Fabricação de Material E. e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações (Divisão 32) | 0,94* (0,204) [4,59] | -0,548 (0,367) [-1,49] | -0,01 (0,073) [-0,14] | -0,46*** (0,205) [-2,24] | -1,47** (0,449) [-3,29] | N = 72 |
| Fabricação de Equipamentos de Instrumentação Médico hospitalares ... (Divisão 33) | 0,678* (0,094) [7,19] | -0,215 (0,191) [-1,12] | -0,1 (0,083) [-1,2] | -0,192 (0,169) [-1,14] | 1,613* (0,246) [6,55] | N = 233 |
| Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34) | 0,599* (0,081) [7,34] | 0,148 (0,116) [1,27] | 0,011 (0,034) [0,32] | -0,243*** (0,122) [-1,99] | 1,496* (0,198) [7,53] | N = 334 |
| Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35) | 0,824* (0,17) [4,83] | -0,376 (0,506) [-0,74] | -0,096 (0,106) [-0,9] | -0,518 (0,306) [-1,69] | 1,937** (0,697) [2,78] | N = 156 |

Nota: *, ** e *** indicam que os coeficientes são significativos a menos de 1%, 5% e 7%, respectivamente. Desvio padrão das estimativas entre parênteses. Estatística *t* entre [.]

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Quanto à variável densidade, incluída apenas como um controle adicional, essa pode estar captando economias de urbanização e/ou localização, tem o propósito de controlar para os efeitos gerados por áreas mais densas sobre as indústrias. Neste sentido, o sinal positivo das elasticidades atreladas à densidade pode refletir os ganhos das indústrias por estarem em áreas com maior propensão à propagação de externalidades como, por exemplo, os *spillovers* de conhecimento oriundos do compartilhamento de informações. Por outro lado, o sinal negativo do parâmetro pode indicar que áreas mais densas atuam como uma força repulsiva gerando externalidades contrárias ao crescimento das indústrias. Outra ressalva sobre a interpretação dessa estimativa remete-se à sua análise, que deve ser feita conjuntamente com os demais parâmetros. Por este motivo, para fins

analíticos, estimam-se os modelos utilizando MQO e EF com diferentes especificações⁹, os resultados serão discutidos no decorrer da seção. Por exemplo, no caso do setor de Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24), quando se controla para as características não observadas, mas não é incluída a variável densidade do emprego total, o parâmetro associado ao indicador de diversidade é significativo e negativo. Então, para este setor, não se pode considerar que a elasticidade positiva em relação à densidade forneça evidências de economias externas do tipo Jacobs. O mesmo argumento é válido para o setor de Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29), Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31), Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios (Divisão 33), Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34) e Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35).

Quanto à variável densidade, usada apenas como um controle adicional, essa pode estar captando economias de urbanização e/ou localização e tem o propósito de controlar para os efeitos gerados por áreas mais densas sobre as indústrias. Neste sentido, o sinal positivo das elasticidades atreladas à densidade pode refletir os ganhos das indústrias por estarem em áreas com maior propensão à propagação de externalidades como, por exemplo, os *spillovers* de conhecimento oriundos do compartilhamento de informações. Por outro lado, o sinal negativo do parâmetro pode indicar que áreas mais densas atuam como uma força repulsiva gerando externalidades contrárias ao crescimento das indústrias. Outra ressalva sobre a interpretação dessa estimativa remete-se à sua análise, que deve ser feita conjuntamente com os demais parâmetros. Por este motivo, para fins analíticos, estimam-se os modelos utilizando MQO e EF com diferentes especificações¹⁰, os resultados serão discutidos no decorrer da seção. Por exemplo, no caso do setor de Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24), quando se controla para as características não observadas, mas não incluímos a variável densidade do emprego total, o parâmetro associado ao indicador de diversidade é significativo e negativo. Então, para esse setor, não se pode considerar que a elasticidade positiva em relação à densidade forneça evidências de economias externas do tipo Jacobs. O mesmo argumento é válido para o setor de Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29), Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31), Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios (Divisão 33), Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34) e Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35).

Em nenhum modelo (estimados por MQO e EF), o sinal do coeficiente estimado para o QL se mostrou negativo, mesmo com diferentes especificações. Isso indica que, apesar de controlar para características observadas e não observadas, as economias externas às firmas e internas à indústria ainda possuem efeitos dinâmicos significativos sobre o emprego. Essas evidências fortalecem a hipótese de que a especialização setorial de firmas espacialmente concentradas pode beneficiar o crescimento do setor como um todo na medida em que as externalidades são internalizadas pela indústria. Ou seja, as firmas intensivas em tecnologia se beneficiam mais quando estão próximas espacialmente umas das outras.

Os demais coeficientes para os indicadores de competição, $\ln(comp)$, e o tamanho médio das firmas, $\ln(tm_f)$, não foram significativos estatisticamente, exceto no caso deste último para o setor da Divisão 32 e 34. A elasticidade estimada foi negativa, então Glaeser et al. (1992) indicam que esse resultado pode ser interpretado como favorável às economias de urbanização, ou seja, quanto maior o tamanho das firmas (maior grau de monopólio), em média, menor é o efeito das externalidades, estando de acordo com os argumentos de Porter e contrários aos argumentos de Marshall. Neste estudo não se pode implementar este tipo análise já que os parâmetros para o índice de competição não são estatisticamente diferentes de zero. Uma característica desses indicadores nesta pesquisa é

⁹ Os resultados destes modelos encontram-se no Apêndice.

¹⁰ Os resultados destes modelos encontram-se no Apêndice.

que, para a maioria dos setores quando a regressão é estimada sem efeitos fixos, os parâmetros são significativos estatisticamente, nem sempre indicando sinais contrários entre eles. Isso pode indicar que outros efeitos estavam sendo captados por estas variáveis, mas, quando se controla para os efeitos fixos, os parâmetros perdem sua significância.

Mesmo com os controles considerados, mediante a significância estatística do parâmetro para $\ln(esp)$, como destaca Fochezatto e Valentini (2010), não se podem desconsiderar possíveis problemas relacionados à endogeneidade do regressor. Apesar de apontarem o problema, esses autores não abordaram o tema diretamente. Nesta pesquisa, a opção por usar as variáveis explicativas defasadas resolve o problema da simultaneidade, uma das fontes de endogeneidade. O controle através dos efeitos fixos trata a questão associada ao problema da endogeneidade mediante variáveis omitidas que são fixas no tempo. E, por fim, a ponderação dos indicadores pelos seus valores correspondentes ao nível regional atuam no sentido de expurgar efeitos estocásticos associados às variações no agregado, como destacado por Silva (2006). Ainda assim, foram usados testes para endogeneidade em todos os modelos e setores. O procedimento adotado foi o dos estimadores (2SLS) *Two-Stage Least Squares* com efeitos fixos. No primeiro estágio, na construção dos valores ajustados do regressor $\ln(esp)$, utilizaram-se como instrumentos os indicadores defasados. Como destaca Wooldridge (2010), esse procedimento é factível na ausência de outros instrumentos adequados.

De acordo com o Teste *Sargan-Hansen*, esses instrumentos foram válidos, isto é, não estão correlacionados com o termo de erro e explicam parcela da variação em $\ln(esp)$ para todos os setores, exceto no caso da Divisão 29 e Divisão 35. De acordo com o Teste de endogeneidade para $\ln(esp)$, esta variável pode ser considerada exógena. Além disto, as estimativas por 2SLS não são diferentes quanto ao sinal dos coeficientes e não muito diferentes com relação a magnitude dos mesmos. Deste modo, as evidências aqui apresentadas são consistentes¹¹.

Como teste de robustez, os modelos nas equações (20), (21) e (22) foram estimados incluindo uma *proxy* para capturar os efeitos do crescimento econômico regional, o produto interno bruto (PIB) das mesorregiões, sobre o crescimento do emprego. Porém, dada escassez dos dados, não foi possível incluir o PIB desagregado por divisão de atividades e por mesorregião para o período em análise, não sendo, assim, os modelos diretamente comparáveis. A ideia de incluir tal variável no modelo seria para controlar possíveis efeitos de choques econômicos estruturais sobre o crescimento do emprego, porém, reconhece-se que a variável é endogenamente determinada dado que, assim como a variável dependente, reflete a demanda por trabalho. Mesmo com a inclusão desta variável nos modelos, os resultados corroboram os já obtidos, o sinal dos coeficientes estimados não se alteraram¹².

Na Tabela 2 a seguir, encontram-se os resultados das regressões estimadas com o objetivo de captar os efeitos das economias de aglomeração sobre o crescimento do emprego.

De modo semelhante à análise anterior, somente as estimativas associadas ao indicador de especialização foram significativas na maior parte dos setores, cinco especificamente, o setor da Divisão 24 (-0,348); Divisão 29 (-0,491); Divisão 31 (-0,335); Divisão 33 (-0,317); e Divisão 34 (-0,389). Para esses setores, os sinais das elasticidades foram negativos¹³, por esse motivo, pode ser um indicador de convergência. Ou seja, rendimentos decrescentes à especialização em uma mesorregião podem atuar no sentido da convergência. Resultado semelhante foi encontrado em Delgado, Porter e Stern (2014). No caso da Divisão 24, substituindo os parâmetros estimados na equação (21) e derivando com relação a $\ln(esp)$ obtém-se:

$$\frac{\partial (ls_{z,Divisão\ 24,t+1})}{\partial \ln(esp_{z,Divisão\ 24,t})} = -0,348 \quad (24)$$

¹¹ Os resultados destes modelos encontram-se no Apêndice.

¹² Por limitação de espaço, estes resultados não são apresentados no texto, mas podem ser disponibilizados pelos autores se solicitados.

¹³ Esse resultado também é obtido pelos outros estimadores e se mantém nas diferentes especificações.

A elasticidade da taxa de crescimento em relação às estruturas localmente especializadas no período anterior é negativa, isso implica que, quanto mais uma mesorregião tende à especialização em determinado setor, menor será a taxa de crescimento do emprego neste setor no ano seguinte. Isso não implica que o emprego não cresce, mas que ele cresce a taxas menores.

Tabela 2 – Resultados para o crescimento do emprego

| Divisões da CNAE | Regressores | | | | | Obs |
|--------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|------------------------------|-------------------------------|--------------------------------|---------|
| | $\ln(esp)$ | $\ln(div)$ | $\ln(comp)$ | $\ln(tmf)$ | $\ln(den)$ | |
| Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24) | -0,348* (0,07) [-4,93] | -0,046 (0,135) [-0,3] | 0,058 (0,052) [1,11] | 0,125 (0,117) [1,07] | -0,019 (0,164) [-0,12] | N = 395 |
| Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29) | -0,491* (0,137) [-3,58] | 0,280 (0,142) 1,97 | 0,081 (0,05) 1,61 | -0,022 (0,156) -0,14 | -0,038 (0,152) -0,25 | N = 329 |
| Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (Divisão 30) | -0,344 (0,198) [-1,74] | -0,015 (0,668) [-0,02] | -0,098 (0,062) [-1,58] | -0,36 (0,297) [-1,21] | 0,022 (0,227) [0,1] | N = 76 |
| Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31) | -0,335** (0,142) [-2,35] | -0,154 (0,191) [-0,8] | -0,003 (0,057) [-0,05] | -0,122 (0,183) [-0,67] | 0,175 (0,194) [0,56] | N = 224 |
| Fabricação de Material E. e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações (Divisão 32) | -0,092 (0,177) [-0,52] | -0,458 (0,267) [-1,71] | -0,033 (0,068) [-0,48] | -0,4*** (0,188) [-2,12] | -0,648 (0,406) [-1,6] | N = 72 |
| Fabricação de Equipamentos de Instrumentação Médico-hospitalares (Divisão 33) | -0,316* (0,106) [-2,98] | -0,364** (0,156) [-2,34] | -0,092 (0,075) [-1,22] | -0,185 (0,171) [-1,08] | 0,301 (0,233) [1,3] | N = 233 |
| Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34) | -0,389* (0,092) [-4,21] | 0,198 (0,118) [1,68] | 0,009 (0,037) [0,24] | -0,212 (0,131) [-1,62] | 0,229 (0,201) [1,14] | N = 334 |
| Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35) | -0,241 (0,169) [-1,44] | -0,533 (0,474) [-1,12] | -0,137 (0,103) [-1,33] | -0,392 (0,323) [-1,21] | -1,24*** (0,585) [-2,12] | N = 156 |

Nota: *, ** e *** indicam que os coeficientes são significativos a menos de 1%, 5% e 7%, respectivamente.

Desvio padrão das estimativas entre parênteses. Estatística *t* entre [.]

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

De modo geral, com relação à significância do parâmetro para as economias de localização nos modelos para o emprego e o crescimento do emprego, isto reflete que este tipo de externalidade se mostrou influente enquanto as externalidades do tipo Jacob não foram, exceto para o segundo modelo da Divisão 33. Esses resultados fornecem indicativos de que as economias externas geradas num contexto de especialização local das indústrias de tecnologia são mais importantes para explicar o crescimento das indústrias do que a diversificação. No caso da exceção, como o sinal da elasticidade foi negativo (-0,364), isto pode indicar que neste setor, a externalidade gerada em um ambiente urbano e diversificado possibilita o *cross-fertilization* de ideias e atua no sentido da convergência. Assim como no modelo anterior, as estimativas associadas aos indicadores de competição e tamanho médio das firmas não foram significativas.

Tabela 3 – Resultado das estimações do modelo de convergência condicional

| Divisões CNAE | Var. Exp | OLS | OLS D. Meso | FE |
|------------------------------------------------------------------------------------------|------------------|-----------|-------------|------------------|
| Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24) | $\ln(emp_{z,t})$ | 0,023 | -0,088 | -0,088 |
| | $\ln(esp_{z,t})$ | -0,118** | -0,204** | -0,205*** |
| | F | 5,89 | 1,62 | 20,08 |
| | N | 396 | 396 | 396 |
| Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29) | $\ln(emp_{z,t})$ | 0,044 | -0,128 | -0,128 |
| | $\ln(esp_{z,t})$ | -0,208*** | -0,41** | -0,41*** |
| | F | 9,34 | 1,57 | 51,49 |
| | N | 348 | 348 | 348 |
| Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (Divisão 30) | $\ln(emp_{z,t})$ | -0,055 | 0,396 | 0,396 |
| | $\ln(esp_{z,t})$ | -0,073 | -1,07 | -1,07 |
| | F | 3,22 | 5,14 | 3,98 |
| | N | 84 | 84 | 84 |
| Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31) | $\ln(emp_{z,t})$ | 0,053 | 0,116 | 0,116 |
| | $\ln(esp_{z,t})$ | -0,139** | -0,526*** | -0,527** |
| | F | 5,49 | 1,68 | 12,35 |
| | N | 228 | 228 | 228 |
| Fabricação de Material E. e de Aparelhos e Equip. de Comunicações (Divisão 32) | $\ln(emp_{z,t})$ | -0,002 | -0,0495 | -0,049 |
| | $\ln(esp_{z,t})$ | -0,108 | -0,271 | -0,271 |
| | F | 1,80 | 1,80 | 5,33 |
| | N | 72 | 72 | 72 |
| Fabricação de Equipamentos de Instrumentação Médico hospitalares ... (Divisão 33) | $\ln(emp_{z,t})$ | 0,065 | 0,194 | 0,194 |
| | $\ln(esp_{z,t})$ | -0,219** | -0,616*** | -0,616*** |
| | F | 6,59 | 2,02 | 29,58 |
| | N | 240 | 240 | 240 |
| Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34) | $\ln(emp_{z,t})$ | 0,007 | 0,043 | 0,043 |
| | $\ln(esp_{z,t})$ | -0,115 | -0,508*** | -0,509*** |
| | F | 3,63 | 1,24 | 32,84 |
| | N | 360 | 360 | 360 |
| Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35) | $\ln(emp_{z,t})$ | 0,023 | -0,361*** | -0,361* |
| | $\ln(esp_{z,t})$ | -0,108* | -0,137 | -0,137 |
| | F | 2,31 | 1,82 | 8,38 |
| | N | 180 | 180 | 180 |

Nota: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$, indicam que as estimativas são significativas a menos de 5%, 1% e 0,1%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Para o setor de Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35), o parâmetro estimado para o indicador de densidade do emprego total foi significativo e negativo, indicando que externalidades provenientes de áreas mais densas podem ser favoráveis à convergência. Como dito anteriormente, este indicador deve ser analisado em conjunto, pois pode captar os efeitos tanto das economias de urbanização quanto das economias de localização.

A Tabela 3 apresenta os resultados do modelo de crescimento econômico e objetiva testar a hipótese de convergência condicional do emprego para as indústrias em análise. Foram estimados

modelos de convergência condicional com controle para as externalidades derivadas das economias de localização.

Com relação à convergência, dado que o modelo na equação (21) mostrou que, dentre as variáveis incluídas, somente as externalidades do tipo MAR são significativas, sugerindo que este tipo de externalidade pode ter algum efeito sobre a convergência do emprego entre as mesorregiões, um teste adicional foi feito. O objetivo é verificar a robustez destas evidências. Estimou-se um modelo de convergência condicional (β)¹⁴ para cada um dos setores.

Tabela 4 – Resultados para o crescimento relativo

| Divisões da CNAE | Regressores | | | | | Obs |
|--------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------|------------------------------|------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|---------|
| | $\ln(esp)$ | $\ln(div)$ | $\ln(comp)$ | $\ln(tmf)$ | $\ln(den)$ | |
| Fabricação de Produtos Químicos (Divisão 24) | -0,338* (0,077) [-4,38] | -0,074 (0,126) [-0,59] | 0,08 (0,062) [1,29] | 0,13 (0,12) [1,08] | -0,006 (0,167) [-0,04] | N = 395 |
| Fabricação de Máquinas e Equipamentos (Divisão 29) | -0,485* (0,132) [-3,69] | 0,321** (0,145) [2,21] | 0,087 (0,047) [1,84] | -0,031 (0,147) [-0,21] | 0,201 (0,147) [1,37] | N = 329 |
| Fabricação de Máquinas para Escritório e Equipamentos de Informática (Divisão 30) | -0,324 (0,199) [-1,62] | 0,165 (0,679) [0,24] | -0,071 (0,055) [-1,3] | -0,336 (0,25) [-1,34] | 0,516** (0,194) [2,66] | N = 76 |
| Fabricação de Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos (Divisão 31) | -0,324** (0,142) [-2,29] | -0,041 (0,186) [-0,22] | -0,006 (0,053) [-0,11] | -0,136 (0,177) [-0,77] | 0,198 (0,19) [1,04] | N = 224 |
| Fabricação de Material E. e de Aparelhos e Equipamentos de Comunicações (Divisão 32) | 0,033 (0,207) [0,16] | -0,253 (0,307) [-0,82] | -0,038 (0,077) [-0,49] | -0,556** (0,198) [-2,81] | -0,488 (0,463) [-1,05] | N = 72 |
| Fabricação de Equipamentos de Instrumentação Médico-hospitalares ... (Divisão 33) | -0,333* (0,099) [-3,34] | -0,294 (0,145) [-2,02] | -0,1 (0,078) [-1,28] | -0,167 (0,163) [-1,02] | 0,097 (0,24) [0,4] | N = 233 |
| Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias (Divisão 34) | -0,397* (0,088) [-4,49] | 0,247** (0,116) [2,14] | 0,013 (0,036) [0,37] | -0,221 (0,125) [-1,76] | 0,371*** (0,196) [1,89] | N = 334 |
| Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte (Divisão 35) | -0,251 (0,156) [-1,6] | -0,356 (0,48) [-0,74] | -0,127 (0,093) [-1,35] | -0,381 (0,292) [-1,31] | -1,18*** (0,586) [-2,02] | N = 156 |

Nota: *, ** e *** indicam que os coeficientes são significativos a menos de 1%, 5% e 7%, respectivamente.

Desvio padrão das estimativas entre parênteses. Estatística *t* entre [.]

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

¹⁴ O modelo β -convergência condicional pode ser escrito da seguinte forma:

$$\ln(emp_{z,t+1}) - \ln(emp_{z,t}) = \alpha + \beta \ln(emp_{z,t}) + \psi \ln(esp_{z,t}) + \phi, z = 1, 2, \dots, 42 \text{ e } t = 2002, \dots, 2014.$$

em que $emp_{z,t}$ = emprego na mesorregião *z* no ano *t*.

No modelo de efeitos fixos, percebe-se que, para os mesmos setores, a estimativa associada ao indicador de especialização permanece com o sinal negativo e significativo, embora com magnitudes diferentes. Dentre os modelos especificados, é possível determinar, de acordo com a estatística F, o mais adequado para modelar a convergência condicional. No de efeito fixos, a qualidade do ajuste é melhor no sentido da significância conjunta dos parâmetros estimados. O setor da Divisão 35 foi o único que apresentou correlação negativa com o logaritmo do emprego inicial, o que pode indicar convergência condicional, já que o β foi significativo. Vale salientar que essa indústria engloba os estaleiros, fabricação de navios, que teve um crescimento expressivo no período em análise na região Nordeste, especialmente na mesorregião metropolitana do Recife, sua participação no emprego nacional passou de 0,56 (ano de 2002), para 5,30 (ano de 2014).

Quanto aos resultados do modelo 1 (Tabela 1), cabe mencionar que, embora o indicador que tenta capturar as economias de localização correlacione-se positivamente com o emprego das mesorregiões, este, apesar de ser uma fonte de externalidade produtiva para as indústrias, é correlacionado negativamente com a taxa de crescimento do emprego para a maioria das divisões industriais. Esse resultado é coerente com o caso de haver transbordamento de produtividade das maiores mesorregiões, com um maior estoque de emprego nas indústrias, em específico, para as menores, atuando a variável do sentido da convergência da distribuição do emprego entre as mesorregiões. Porém, essa hipótese será objetivo de trabalhos futuros.

No que se refere ao crescimento relativo, os resultados encontram-se na Tabela 4. Para as divisões 24, 29, 31, 33 e 34, o parâmetro estimado para o indicador de especialização foi negativo e significativo. Esse resultado corrobora o anterior, que existe correlação negativa entre o crescimento relativo do emprego nos setores de alta e média-alta tecnologia e a especialização local. Isso pode indicar que as externalidades do tipo MAR atuam reduzindo a diferença entre o crescimento na mesorregião e na região. Novamente, tomando como exemplo o setor da Divisão 24, substituindo os parâmetros na equação (22) e derivando com relação a $\ln(esp)$ obtém-se:

$$\frac{\partial(lr_{z,Divisão\ 24,t+1})}{\partial \ln(esp_{z,Divisão\ 24,t})} = -0.338 \quad (25)$$

Tem-se a elasticidade da diferença (mesorregião x macrorregião) entre a taxa de crescimento do emprego no setor da Divisão 24 ($lr_{z,Divisão\ 24,t+1}$). A relação negativa indica que variações percentuais positivas no grau de especialização setorial-local implicam em variações percentuais negativas na diferença das taxas de crescimento.

De (23), (24) e (25), obtêm-se três considerações sobre o efeito dinâmico de estruturas especializadas: i) o emprego no ano corrente sofre um efeito positivo deste ambiente, dado que variações percentuais positivas no grau de especialização no ano anterior implicam variações percentuais positivas nesta variável; ii) a taxa de crescimento do emprego é decrescente ao nível de especialização; e iii) a diferença da taxa de crescimento do emprego setorial entre mesorregião e a região é decrescente ao nível de especialização.

Para o setor da Divisão 34, outros dois coeficientes estimados foram significativos, o associado ao indicador de diversidade setorial e o de densidade do emprego total, indicando correlação positiva com o crescimento relativo do emprego. Nesse caso, podendo sugerir que as externalidades do tipo Jacobs atuam ampliando a diferença entre o crescimento do emprego setorial na mesorregião e na região.

6. Considerações finais

A presente pesquisa apresenta evidências sobre a importância das economias de aglomeração para explicar o crescimento das indústrias intensivas em tecnologia no Nordeste. Constatou-se que parcelas significativas do emprego alocado nessas indústrias na região encontram-se concentrados em poucas mesorregiões, com uma clara tendência para uma maior concentração nas mesorregiões litorâneas entre os anos de 2002 e 2014. Diante deste cenário, procurou-se testar empiricamente se fatores associados à geração de economias de aglomeração estariam correlacionados com um aumento do emprego industriais nas mesorregiões do Nordeste.

A respeito dos efeitos dinâmicos das economias de localização sobre o emprego corrente, as evidências empíricas encontradas fortalecem a hipótese de que as economias externas do tipo Marshall - Arrow - Romer podem ser relevantes para explicar o nível de emprego nos setores estudados. Com relação às economias de urbanização, o parâmetro associado ao indicador usado para mensurar o grau de diversidade setorial não foi significativo. Esse resultado pode indicar que a proximidade de setores com um nível tecnológico mais baixo não gera benefícios ao ponto de compensar as indústrias de tecnologia por estarem próximas a eles, e que as externalidades associadas às grandes cidades são menos importantes que as geradas pela concentração de setores com níveis tecnológicos semelhantes. O modelo empírico parece descrever o que é observado de fato no Nordeste, já que as empresas de tecnologia geralmente encontram-se próximas umas das outras, indicando que a especialização setorial local e a interação entre elas podem ser importantes para o seu crescimento, como previsto pela teoria MAR.

Na perspectiva do crescimento do emprego, os resultados indicaram que essa taxa é decrescente em relação ao nível de especialização da indústria. Para este modelo, o indicador de diversidade setorial também não foi significativo. Estas evidências sugerem que as economias externas do tipo MAR são mais influentes do que as do tipo Jacobs para explicar a distribuição do emprego alocado nas indústrias de alta e média-alta tecnologia no Nordeste. Este argumento também é suportado pelos resultados obtidos a partir da estimação do terceiro modelo, no qual as evidências indicaram que o crescimento relativo é decrescente em relação ao nível de especialização.

Adicionalmente, os resultados do modelo de convergência condicional fortalecem a ideia de que rendimentos decrescentes à especialização podem atuar no sentido da convergência, resultados semelhantes aos encontrados na literatura para outros países como no estudo de Delgado, Porter e Stern (2014). Essas evidências sugerem a existência de um limiar para o grau de especialização. Como destacado por Combes e Gobillon (2015), é possível que, a partir de um determinado estágio, as externalidades geradas pela aglomeração passem a ser negativas, ou que as perdas passem a superar os ganhos gerados pela concentração espacial.

Por fim, é válido ressaltar que outros fatores - exógenos ao mercado - certamente são importantes para explicar o crescimento das firmas de tecnologia como, por exemplo, as políticas de atração e fomento aos polos tecnológicos na região. Os resultados encontrados indicam que a elasticidade negativa da taxa de crescimento em relação a especialização não necessariamente fornece indicativos contrários à teoria MAR e que a aglomeração deve ser encarada como um processo gerado, em parte, por forças atrativas provenientes do próprio mercado. Neste sentido, o presente estudo fornece evidências que podem auxiliar os *policy makers* na formulação de políticas de desenvolvimento regional ao indicar que as indústrias de tecnologia são mais produtivas quando operam próximas umas das outras. Por este motivo, o fomento através de políticas específicas direcionadas aos polos de tecnologia tende a intensificar os “ganhos” gerados pelas forças intrínsecas ao mercado. Extensões deste estudo podem ser feitas com objetivo de tentar determinar uma aproximação para o limiar do grau de especialização - nível de especialização ótimo - bem como na utilização de diferentes especificações dos indicadores das economias de aglomeração e outras técnicas de estimação dos parâmetros.

Referências

- ALVES, J. S.; SILVEIRA NETO, R. M. Impacto das externalidades de aglomeração no crescimento do emprego: O caso do cluster de confecções em Pernambuco. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 42, n. 2, p. 333–350, 2011.
- ANDRADE, B. A. *Distribuição espacial da indústria têxtil e de confecção em Pernambuco: qual a influência dos fatores locais?* 2016. 75f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECON), Pernambuco, Recife, 2016.
- BALTAGI, B. *Econometric Analysis of Panel Data*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2008.
- BUN, M. J.; MAKHLOUFI, A. E. Dynamic externalities, local industrial structure and economic development: panel data evidence for morocco. *Regional Studies*, v. 41, n. 6, p. 823–837, 2007.
- CAVALCANTE, L. R. *Classificações tecnológicas: uma sistematização*. Nota Técnica nº 17. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), Brasília-DF, 2014.
- CHENERY, H. B. Patterns of industrial growth. *The American Economic Review*, v. 50, n. 4, p. 624–654, 1960.
- CICCONE, A.; HALL, R. E. Productivity and the density of economic activity. *American Economic Review*, v. 86, p. 54-70. 1996.
- COMBES, P. P. Economic structure and local growth: France, 1984–1993. *Journal of Urban Economics*, v. 47, n. 3, p. 329–355, 2000.
- COMBES, P. P.; GOBILLON, L. The empirics of agglomeration economies. In: HENDERSON, J. V.; DURANTON, G.; STRANGE, W. (Eds.). *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 5, North Holland, Amsterdam, 2015.
- DELGADO, M.; PORTER, M. E.; STERN, S. Clusters, convergence, and economic performance. *Research Policy*, v. 43, n. 10, p. 1785–1799, 2014.
- ELLISON, G.; GLAESER, E. L. Geographic concentration in us manufacturing industries: a dartboard approach. *Journal of Political Economy*, v. 105, n. 5, p. 889–927, 1997.
- FINGLETON, B. Increasing returns: evidence from local wage rates in great Britain. *Oxford Economic Papers*, v. 55, n. 4, p. 716–739, 2003.
- FOCHEZATTO, A.; VALENTINI, P. J. Economias de aglomeração e crescimento econômico regional: um estudo aplicado ao Rio Grande do Sul usando um modelo econométrico com dados de painel. *Revista Economia*, v. 11, n. 4, p. 243–266. 2010.
- FUJITA, M.; THISSE, J. F. *Economics of Agglomeration: cities, industrial location, and globalization*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2013.
- GLAESER, E. L.; KALLAL, H. D.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. Growth in cities. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 6, p. 1126–1152, 1992.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. [S.l.]: Pearson Education India, 2003.
- HANSEN, E. R. Industrial location choice in São Paulo, Brazil: a nested logit model. *Regional Science and Urban Economics*, v. 17, n. 1, p. 89–108, 1987.
- HAUSMANN, R.; HWANG, J.; RODRIK, D. What you export matters. *Journal of Economic Growth*, v. 12, n. 1, p. 1–25, 2007.

- HENDERSON, V. Externalities and industrial development. *Journal of Urban Economics*, v. 42, n. 3, p. 449–470, 1997.
- HENDERSON, V.; KUNCORO, A.; TURNER, M. Industrial development in cities. *Journal of Political Economy*, v. 103, n. 5, p. 1067–1090, 1995.
- HOOVER, E. M. The measurement of industrial localization. *The Review of Economic Statistics*, v. 18, n. 4, p. 162–171, 1936.
- JACOBS, J. *The Economy of Cities*. [S.l.]: Vintage, 1969.
- KRUGMAN, P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. *American Economic Review*, n. 70, n. 5, p. 950-959, 1980.
- MARSHALL, A. *Principles of economics*. [S.l.]: Macmillan London, 1890.
- MAUREL, F. Évolutions locales de l'industrie 1982-1992 et convergence régionale. *Économie & Prévision*, v. 131, n. 5, p. 77–91, 1997.
- OHLIN, B. *Interregional and international trade*. Mass., Harvard University Press, 1967.
- OTSUKA, A.; YAMANO, N. *Industrial agglomeration effects on regional economic growth: A case of Japanese regions*. Regional Economics Applications Laboratory (REAL), 2008. (Working paper, n. 08-T-2)
- PACI, R.; USAI, S. Agglomeration economies, spatial dependence and local industry growth. *Revue d'Économie Industrielle*, n. 3, p. 87–109, 2008.
- PORTER, M. E. The competitive advantage of nations. *Harvard Business Review*, v. 68, n. 2, p. 73–93, 1990.
- ROCHA, R. M.; BEZERRA, F. M.; MESQUITA, C. S. Uma análise dos fatores de aglomeração da indústria de transformação brasileira. *Revista Economia*, v. 14, n. 1A, p. 61–90, 2013.
- ROCHA, R. M.; MOURA, K. H. D. L. Distribuição espacial das indústrias no Brasil: Uma análise a partir de modelos de escolha discreta. In: *Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 43rd Brazilian Economics Meeting]* from ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], n. 170, Florianópolis – SC, 2016.
- ROCHA, R. M.; MAGALHAES, A. M.; TAVORA JÚNIOR, J. L. Aglomerações Geográficas e Sistemas Produtivos Locais: uma Análise para o Arranjo Produtivo de Informática de Recife. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 3, n. 2, p. 2-36, 2009.
- RODRIK, D. What's so special about china's exports? *China & World Economy*, v. 14, n. 5, p. 1–19, 2006.
- SILVA, M. V. B.; SILVEIRA NETO, R. M. Crescimento do emprego industrial no Brasil e geografia econômica: Evidências para o período pós-real. *Revista Economia*, v. 8, n. 2, p. 269–288, 2007.
- SILVA, M. V. B.; SILVEIRA NETO, R. M. Dinâmica da concentração da atividade industrial no Brasil entre 1994 e 2004: uma análise a partir de economias de aglomeração e da nova geografia econômica. *Economia Aplicada*, v. 13, n. 2, p. 299–331, 2009.
- SILVA, M. V. B. *Concentração e crescimento regional do emprego industrial no Brasil, no período 1994-2004: uma análise a partir das economias de aglomeração e da nova geografia econômica*. 2006. 176f. Tese (Doutorado em Economia) — Universidade Federal de Pernambuco - PIMES, Pernambuco, Recife, 2006.

- SILVEIRA NETO, R. M. Concentração industrial regional, especialização geográfica e geografia econômica: evidências para o Brasil no período 1950-2000. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 36, n. 2, p. 189–208, 2005.
- SUZIGAN, W.; GARCIA, R.; FURTADO, J. *Governança de sistemas de MPMEs em clusters industriais*. Texto apresentado no Seminário Internacional - Políticas para Sistemas Produtivos Locais de MPMEs. Rio de Janeiro, 11-13 de março de 2002. Disponível em: < <http://www.ie.ufrj.br/redesist/NTF2/NT%20Suzigan.PDF> >. Acesso em: 13 jun. 2017.
- SUZIGAN, W.; FURTADO J.; GARCIA, R.; SAMPAIO, S. Clusters ou sistemas locais de produção: mapeamento, tipologia e sugestões de políticas. *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 4, p. 543–562, 2004.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. [S.l.]: MIT press, 2010.

Apêndice

Tabela A.1 – Resultados dos estimadores OLS, FE e 2SLS

continua

| | | Modelos | | | | | | | | | | | |
|---------------------------|-----------------------------------|----------|-----------|----------|---------------------------------|---------|-----------|-----------|---------------------------------|----------|-----------|-----------|----------|
| Variáveis Explicativas | OLS3 | FE1 | FE2 | 2SLS | OLS3 | FE1 | FE2 | 2SLS | OLS3 | FE1 | FE2 | 2SLS | |
| | Variável dependente: l_{t+1} | | | | Variável dependente: ls_{t+1} | | | | Variável dependente: lr_{t+1} | | | | |
| Div. 24 | $\ln(esp)$ | 0,691*** | 0,646*** | 0,721*** | 0,669*** | -0,086 | -0,347*** | -0,348*** | -0,436* | -0,082 | -0,338*** | -0,338*** | -0,432* |
| | $\ln(div)$ | 0,099 | -0,769*** | -0,039 | -0,757** | -0,011 | -0,029 | -0,040 | -0,645* | -0,021 | -0,070 | -0,074 | -0,768** |
| | $\ln(comp)$ | 0,054 | -0,015 | 0,052 | 0,039 | 0,012 | 0,0592 | 0,058 | 0,043 | 0,026 | 0,080 | 0,080 | 0,068 |
| | $\ln(tmf)$ | 0,348** | -0,018 | 0,044 | 0,029 | -0,007 | 0,126 | 0,125 | 0,149 | -0,002 | 0,130 | 0,130 | 0,160 |
| | $\ln(den)$ | 0,529*** | | 1,345*** | 1,269*** | 0,043* | | -0,019 | -0,110 | 0,044* | | -0,006 | -0,112 |
| | _cons | 5,783*** | 6,131*** | 4,230*** | | -0,075 | -0,161** | -0,134 | | -0,151** | -0,245*** | -0,236 | |
| | N | 395 | 395 | 395 | 361 | 395 | 395 | 395 | 361 | 395 | 395 | 395 | 361 |
| | Teste de Esp. de Hausman FE vs RE | | | (0,000) | | | | | | | | (0,000) | |
| | Teste Sargan-Hansen | | | | (0,4125) | | | | (0,5542) | | | | (0,5588) |
| | Teste Endogeneidade $\ln(esp)$ | | | | (0,7413) | | | | (0,9965) | | | | (0,9925) |
| Div. 29 | $\ln(esp)$ | 0,894*** | 0,363 | 0,474** | 0,373 | -0,132* | -0,488** | -0,491** | -0,592** | -0,139* | -0,497** | -0,485*** | -0,575** |
| | $\ln(div)$ | 0,116 | -0,907** | 0,229 | 0,692* | 0,101* | 0,303* | 0,280 | 0,719* | 0,088 | 0,197 | 0,321* | 0,756* |
| | $\ln(comp)$ | 0,067 | 0,046 | 0,097 | 0,167** | 0,039 | 0,082 | 0,081 | 0,160* | 0,037 | 0,081 | 0,087 | 0,166* |
| | $\ln(tmf)$ | 0,076 | 0,112 | 0,019 | 0,206 | -0,047 | -0,024 | -0,022 | 0,179 | -0,045 | -0,021 | -0,031 | 0,149 |
| | $\ln(den)$ | 0,517*** | | 1,842*** | 1,878*** | 0,028 | | -0,038 | 0,045 | 0,032 | | 0,201 | 0,316 |
| | _cons | 4,958*** | 5,342*** | 2,119*** | | -0,044 | -0,164*** | -0,096 | | -0,155 | -0,296*** | -0,649* | |
| | N | 329 | 329 | 329 | 292 | 329 | 329 | 329 | 292 | 329 | 329 | 329 | 292 |
| | Teste de Esp. de Hausman FE vs RE | | | (0,000) | | | | | | | | (0,000) | |
| | Teste Sargan-Hansen | | | | (0,0717) | | | | (0,0075) | | | | (0,0327) |
| | Teste Endogeneidade $\ln(esp)$ | | | | (0,9737) | | | | (0,8590) | | | | (0,9540) |

Tabela A.1 – Resultados dos estimadores OLS, FE e 2SLS

| | | Modelos | | | | | | | | | | | |
|------------------------|-----------------------------------|----------|-----------|----------|---------------------------------|----------|----------|---------|---------------------------------|---------|----------|----------|----------|
| Variáveis Explicativas | OLS3 | FE1 | FE2 | 2SLS | OLS3 | FE1 | FE2 | 2SLS | OLS3 | FE1 | FE2 | 2SLS | |
| | Variável dependente: l_{t+1} | | | | Variável dependente: ls_{t+1} | | | | Variável dependente: lr_{t+1} | | | | |
| Div. 30 | $\ln(esp)$ | 0,910*** | 0,678 | 0,566 | 0,596* | 0,042 | -0,341 | -0,344 | -0,192 | 0,053 | -0,275 | -0,324 | -0,164 |
| | $\ln(div)$ | 0,575* | -1,133 | -0,514 | -0,304 | 0,298 | 0 | -0,015 | 0,082 | 0,206 | -0,104 | 0,165 | 0,191 |
| | $\ln(comp)$ | -0,042 | -0,078 | -0,094 | -0,108 | -0,116 | -0,098 | -0,098 | -0,104 | -0,081 | -0,064 | -0,071 | -0,083 |
| | $\ln(tmf)$ | -0,219 | -0,287 | -0,274 | -0,320 | -0,504** | -0,360 | -0,360 | -0,494 | -0,444* | -0,342 | -0,336 | -0,496 |
| | $\ln(den)$ | 0,318*** | | 1,188** | 1,139*** | 0,023 | | 0,022 | -0,019 | 0,038 | | 0,516* | 0,529* |
| | _cons | 3,916*** | 4,899*** | 1,067 | | -0,111 | -0,004 | -0,077 | | -0,182 | -0,040 | -1,704* | |
| | N | 76 | 76 | 76 | 69 | 76 | 76 | 76 | 69 | 76 | 76 | 76 | 69 |
| | Teste de Esp. de Hausman FE vs RE | | | (0,0148) | | | | | | | | (0,0488) | |
| | Teste Sargan-Hansen | | | | (0,2598) | | | | (0,2168) | | | | (0,5285) |
| | Teste Endogeneidade $\ln(esp)$ | | | | (0,9706) | | | | (0,5903) | | | | (0,4774) |
| Div. 31 | $\ln(esp)$ | 0,684*** | 0,617** | 0,672*** | 0,674*** | -0,119 | -0,340* | -0,335* | -0,337* | -0,121 | -0,332* | -0,324* | -0,325* |
| | $\ln(div)$ | 0,212** | -0,927*** | -0,155 | -0,065 | 0,027 | -0,220 | -0,154 | -0,083 | 0,032 | -0,161 | -0,041 | -0,078 |
| | $\ln(comp)$ | 0,191** | 0,048 | 0,001 | 0,088 | 0,011 | 0,001 | -0,003 | 0,081 | 0,009 | 0,001 | -0,006 | 0,080 |
| | $\ln(tmf)$ | 0,570*** | 0,069 | -0,132 | 0,041 | 0,054 | -0,105 | -0,122 | 0,052 | 0,053 | -0,105 | -0,136 | 0,031 |
| | $\ln(den)$ | 0,415*** | | 1,273*** | 1,283*** | 0,257 | | 0,175 | 0,117 | 0,027 | | 0,198 | 0,255 |
| | _cons | 4,931*** | 5,255*** | 2,345*** | | -0,032 | -0,376** | -0,623 | | -0,102 | -0,424** | -0,877 | |
| | N | 224 | 224 | 224 | 202 | 224 | 224 | 224 | 202 | 224 | 224 | 224 | 202 |
| | Teste de Esp. de Hausman FE vs RE | | | (0,000) | | | | | | | | (0,000) | |
| | Teste Sargan-Hansen | | | | (0,4619) | | | | (0,4053) | | | | (0,4489) |
| | Teste Endogeneidade $\ln(esp)$ | | | | (0,7633) | | | | (0,7950) | | | | (0,7713) |

Tabela A.1 – Resultados dos estimadores OLS, FE e 2SLS

continua

| | | Modelos | | | | | | | | | | | |
|--------------------------------|-----------------------------------|--------------------------------|-----------|----------|----------|---------------------------------|----------|----------|----------|---------------------------------|----------|----------|----------|
| Variáveis Explicativas | | OLS3 | FE1 | FE2 | 2SLS | OLS3 | FE1 | FE2 | 2SLS | OLS3 | FE1 | FE2 | 2SLS |
| | | Variável dependente: l_{t+1} | | | | Variável dependente: ls_{t+1} | | | | Variável dependente: lr_{t+1} | | | |
| Div. 32 | $\ln(esp)$ | 1,134*** | 1,234*** | 0,940** | 1,186** | 0,213 | 0,036 | -0,093 | 0,186 | 0,268* | 0,131 | 0,033 | 0,420 |
| | $\ln(div)$ | 1,709*** | 0,701 | -0,548 | 0,276 | 0,850* | 0,089 | -0,459 | 0,294 | 0,939** | 0,159 | -0,253 | 0,400 |
| | $\ln(comp)$ | -0,110 | -0,037 | -0,010 | -0,039 | -0,027 | -0,045 | -0,033 | -0,059 | -0,033 | -0,047 | -0,038 | -0,064 |
| | $\ln(tmf)$ | -0,494 | -0,681** | -0,460 | -0,759 | -0,549* | -0,497* | -0,400 | -0,731 | -0,646* | -0,629* | -0,556* | -1,004 |
| | $\ln(den)$ | 0,414*** | | -1,479* | -1,420** | 0 | | -0,648 | -0,542 | 0,096* | | -0,4882 | -0,298 |
| | _cons | 2,788*** | 4,178*** | 9,456** | | -1 | 0 | 2,050 | | -0,770* | -0,312* | 1,428 | |
| | N | 72 | 72 | 72 | 66 | 72 | 72 | 72 | 66 | 72 | 72 | 72 | 66 |
| | Teste de Esp. de Hausman FE vs RE | | | (0,000) | | | | | (0,0471) | | | | (0,2821) |
| Teste Sargan-Hansen | | | | (0,8832) | | | | (0,7907) | | | | (0,8710) | |
| Teste Endogeneidade $\ln(esp)$ | | | | (0,3615) | | | | (0,3247) | | | | (0,1646) | |
| Div. 33 | $\ln(esp)$ | 0,624*** | 0,733*** | 0,678*** | 0,955*** | -0,119 | -0,306** | -0,316** | -0,069 | -0,127* | -0,330** | -0,333** | -0,101 |
| | $\ln(div)$ | 0,414*** | -1,350*** | -0,215 | -0,236 | 0,115 | -0,576* | -0,364* | -0,246 | 0,144* | -0,362 | -0,294 | -0,159 |
| | $\ln(comp)$ | -0,077 | -0,077 | -0,100 | -0,056 | -0,052 | -0,088 | -0,092 | -0,046 | -0,064 | -0,098 | -0,100 | -0,061 |
| | $\ln(tmf)$ | 0,056 | -0,114 | -0,192 | -0,478* | -0,116 | -0,170 | -0,185 | -0,442* | -0,128 | -0,162 | -0,167 | -0,416* |
| | $\ln(den)$ | 0,439*** | | 1,613*** | 1,724*** | 0,036 | | 0,301 | 0,296 | 0,033 | | 0,097 | 0,124 |
| | _cons | 3,490*** | 3,906*** | 0,523 | | -0,037 | -0,306** | -0,939 | | -0,101 | -0,315** | -0,519 | |
| | N | 233 | 233 | 233 | 210 | 233 | 233 | 233 | 210 | 233 | 233 | 233 | 210 |
| | Teste de Esp. de Hausman FE vs RE | | | (0,000) | | | | | (0,000) | | | | (0,000) |
| Teste Sargan-Hansen | | | | (0,8338) | | | | (0,9503) | | | | (0,9014) | |
| Teste Endogeneidade $\ln(esp)$ | | | | (0,0759) | | | | (0,1162) | | | | (0,1422) | |

Tabela A.1 – Resultados dos estimadores OLS, FE e 2SLS

| | | Modelos | | | | | | | | | | | | Conclusão |
|------------------------|-----------------------------------|----------|-----------|----------|---------------------------------|--------|-----------|-----------|---------------------------------|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Variáveis Explicativas | OLS3 | FE1 | FE2 | 2SLS | OLS3 | FE1 | FE2 | 2SLS | OLS3 | FE1 | FE2 | 2SLS | | |
| | Variável dependente: l_{t+1} | | | | Variável dependente: ls_{t+1} | | | | Variável dependente: lr_{t+1} | | | | | |
| Div. 34 | $\ln(esp)$ | 0,587*** | 0,465** | 0,599*** | 0,090 | -0,070 | -0,409*** | -0,389*** | -0,913*** | -0,070 | -0,430*** | -0,397*** | -0,940*** | |
| | $\ln(div)$ | 0,231** | -0,839*** | 0,148 | 0,471 | 0,009 | 0,047 | 0,198 | 0,419 | 0,004 | 0,003 | 0,247* | 0,461 | |
| | $\ln(comp)$ | 0,078 | -0,031 | 0,011 | 0,011 | -0,011 | 0,003 | 0,009 | 0,007 | -0,011 | 0,003 | 0,013 | 0,010 | |
| | $\ln(tmf)$ | 0,483*** | 0,011 | -0,243 | 0,242 | -0,106 | -0,173 | -0,212 | 0,278 | -0,111 | -0,158 | -0,221 | 0,284 | |
| | $\ln(den)$ | 0,377*** | | 1,496*** | 1,433*** | 0,030 | | 0,229 | 0,223 | 0,034 | | 0,371 | 0,396* | |
| | _cons | 5,029*** | 4,804*** | 2,163*** | | -0,151 | -0,548*** | -0,951* | | -0,246* | -0,647*** | -1,302** | | |
| | N | 334 | 334 | 334 | 294 | 334 | 334 | 334 | 294 | 334 | 334 | 334 | 294 | |
| | Teste de Esp. de Hausman FE vs RE | | | (0,000) | | | | | | | | | (0,000) | |
| | Teste Sargan-Hansen | | | | (0,6087) | | | | (0,3407) | | | | | (0,5009) |
| | Teste Endogeneidade $\ln(esp)$ | | | | (0,1630) | | | | (0,1639) | | | | | (0,1415) |
| Div. 35 | $\ln(esp)$ | 0,699*** | 0,684** | 0,824*** | 1,214** | -0,163 | -0,152 | -0,241 | 0,020 | -0,167 | -0,165 | -0,251 | -0,074 | |
| | $\ln(div)$ | 0,270* | -1,558** | -0,376 | -1,035 | 0,103 | 0,226 | -0,533 | -0,835 | 0,110 | 0,367 | -0,356 | -0,804 | |
| | $\ln(comp)$ | -0,023 | -0,130 | -0,096 | -0,165 | -0,056 | -0,116 | -0,137 | -0,218* | -0,054 | -0,106 | -0,127 | -0,218* | |
| | $\ln(tmf)$ | 0,118 | -0,588 | -0,518 | -1,150* | 0,022 | -0,347 | -0,392 | -0,884 | 0,032 | -0,338 | -0,381 | -0,770 | |
| | $\ln(den)$ | 0,475*** | | 1,937* | 1,643*** | 0,020 | | -1,243 | -1,654*** | 0,016 | | -1,184 | -1,475*** | |
| | _cons | 3,955*** | 4,035*** | -0,382 | | -0,040 | -0,310 | 2,525 | | -0,170 | -,437* | 2,263 | | |
| | N | 156 | 156 | 156 | 133 | 156 | 156 | 156 | 133 | 156 | 156 | 156 | 133 | |
| | Teste de Esp. de Hausman FE vs RE | | | (0,000) | | | | | | | | | (0,000) | |
| | Teste Sargan-Hansen | | | | (0,0450) | | | | (0,0188) | | | | | (0,0498) |
| | Teste Endogeneidade $\ln(esp)$ | | | | (0,9819) | | | | (0,5651) | | | | | (0,6199) |

Nota: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$, indicam que as estimativas são significativas a menos de 5%, 1% e 0,1%, respectivamente. Todos os modelos foram estimados com correção para heterocedasticidade. Probabilidades das estatísticas dos testes entre (.). H_0 do Teste de Especificação de Hausman FE vs RE: o modelo de efeitos aleatórios é adequado para os dados (*difference in coefficients not systematic*). H_0 do Teste Sargan-Hansen: os instrumentos são válidos, isto é, não correlacionados com o termo de erro. H_0 do Teste Endogeneidade do Regressor $\ln(esp)$: os regressores endógenos especificados podem realmente ser tratados como exógenos.

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Tabela A.2 – Estatísticas descritivas

| Variável | Divisão 24 | | | | Divisão 29 | | | |
|-------------|------------|-----------|--------|--------|------------|-----------|--------|--------|
| | Média | D. Padrão | Mínimo | Máximo | Média | D. Padrão | Mínimo | Máximo |
| l_{t+1} | 5,817 | 1,798 | 1,609 | 9,343 | 5,228 | 1,686 | 1,609 | 8,906 |
| ls_{t+1} | 0,0829 | 0,534 | -2,968 | 4,352 | 0,098 | 0,537 | -2,781 | 3,611 |
| lr_{t+1} | 0,012 | 0,522 | -3,168 | 3,799 | -0,001 | 0,533 | -2,929 | 3,331 |
| $\ln(esp)$ | -0,836 | 1,196 | -4,363 | 2,227 | -0,657 | 0,972 | -3,379 | 1,728 |
| $\ln(div)$ | -0,294 | 0,527 | -1,685 | 1,385 | -0,300 | 0,525 | -1,683 | 1,366 |
| $\ln(comp)$ | 0,588 | 1,109 | -3,612 | 2,848 | 0,429 | 0,972 | -3,099 | 2,188 |
| $\ln(tmf)$ | -0,701 | 0,974 | -3,423 | 2,471 | -0,478 | 0,800 | -2,080 | 2,057 |
| $\ln(den)$ | 1,620 | 1,633 | -1,413 | 5,684 | 1,839 | 1,615 | -1,413 | 5,684 |
| | Divisão 30 | | | | Divisão 31 | | | |
| l_{t+1} | 4,873 | 1,715 | 0,000 | 7,317 | 4,795 | 194,731 | 0,000 | 8,135 |
| ls_{t+1} | 0,084 | 0,725 | -4,418 | 2,564 | 0,103 | 0,445 | -1,275 | 2,261 |
| lr_{t+1} | 0,044 | 0,698 | -4,506 | 2,358 | 0,037 | 0,444 | -1,238 | 2,298 |
| $\ln(esp)$ | -0,036 | 1,577 | -3,207 | 2,776 | -0,984 | 1,436 | -4,337 | 1,825 |
| $\ln(div)$ | -0,018 | 0,388 | -0,992 | 0,790 | -0,202 | 0,557 | -1,684 | 1,352 |
| $\ln(comp)$ | 0,167 | 1,322 | -3,056 | 2,645 | 0,727 | 1,327 | -3,109 | 2,709 |
| $\ln(tmf)$ | -0,226 | 0,970 | -2,877 | 1,734 | -0,908 | 1,222 | -3,939 | 2,025 |
| $\ln(den)$ | 3,224 | 1,836 | -0,040 | 5,684 | 2,317 | 1,719 | -0,539 | 5,684 |
| | Divisão 32 | | | | Divisão 33 | | | |
| l_{t+1} | 4,870 | 1,388 | 1,098 | 6,961 | 3,905 | 1,605 | 0,000 | 7,210 |
| ls_{t+1} | -0,058 | 0,601 | -3,060 | 1,734 | 0,106 | 0,605 | -3,715 | 2,028 |
| lr_{t+1} | -0,025 | 0,577 | -2,961 | 1,794 | 0,037 | 0,594 | -3,689 | 2,041 |
| $\ln(esp)$ | 0,293 | 1,111 | -2,145 | 2,232 | -0,592 | 1,180 | -3,759 | 2,570 |
| $\ln(div)$ | 0,108 | 0,315 | -0,398 | 1,312 | -0,335 | 0,610 | -1,696 | 1,587 |
| $\ln(comp)$ | 0,150 | 1,157 | -3,004 | 2,519 | 0,337 | 0,981 | -3,813 | 1,622 |
| $\ln(tmf)$ | -0,380 | 0,915 | -3,030 | 1,465 | -0,471 | 0,925 | -2,536 | 3,062 |
| $\ln(den)$ | 3,362 | 1,744 | 1,073 | 5,684 | 2,275 | 1,741 | -1,413 | 5,684 |
| | Divisão 34 | | | | Divisão 35 | | | |
| l_{t+1} | 4,363 | 1,589 | 0,693 | 9,066 | 4,248 | 2,015 | 0,000 | 9,328 |
| ls_{t+1} | 0,000 | 0,512 | -3,675 | 3,594 | 0,037 | 0,815 | -3,650 | 3,091 |
| lr_{t+1} | 0,0823 | 0,507 | -3,597 | 3,672 | -0,115 | 0,801 | -3,712 | 3,069 |
| $\ln(esp)$ | -1,166 | 1,085 | -4,952 | 1,369 | -0,803 | 1,676 | -4,980 | 3,206 |
| $\ln(div)$ | -0,325 | 0,544 | -1,677 | 1,312 | -0,226 | 0,644 | -1,680 | 2,763 |
| $\ln(comp)$ | 0,917 | 1,126 | -2,753 | 2,636 | 0,887 | 1,605 | -3,855 | 3,383 |
| $\ln(tmf)$ | -1,201 | 0,875 | -3,607 | 1,694 | -0,926 | 1,518 | -4,727 | 2,297 |
| $\ln(den)$ | 1,766 | 1,651 | -1,413 | 5,684 | 2,278 | 1,865 | -1,558 | 5,682 |

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.