



UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
INSTITUTO DE MATEMÁTICA
DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA



Crescimento do Emprego na Indústria de Transformação do Rio Grande do Sul Utilizando um Modelo de Dados em Painel

Autor: Allan Lemos Rocha
Orientador: Professor Dr. Hudson da Silva Torrent

Porto Alegre, 24 de junho de 2016.
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Instituto de Matemática
Departamento de Estatística

Crescimento do Emprego na Indústria de Transformação do Rio Grande do Sul Utilizando um Modelo de Dados em Painel

Autor: Allan Lemos Rocha

Trabalho de Conclusão de Curso
apresentado para obtenção
do grau de Bacharel em Estatística.

Banca Examinadora:
Professor Dr. Hudson da Silva Torrent
Dr. Carlos Aguedo Nagel Paiva

Porto Alegre, 24 de junho de 2016.

Dedico este trabalho a todos aqueles que de alguma forma estiveram e estão próximos de mim, fazendo esta vida valer cada vez mais a pena. Dedico também a minha esposa Priscila Oliveira Lemos, obrigado pelo carinho, paciência e por sua capacidade de me trazer paz na correria de cada semestre. E por fim, mas não menos importante, dedico a meus pais que acreditaram e investiram em mim.

Pensamento: Fé não é achar que Deus fará tudo o que você quiser, Fé é crer que ele fará o que é melhor para você.

Agradecimentos

Agradeço, primeiramente, a Deus, que me deu energia e benefícios para concluir todo esse trabalho.

Agradeço aos meus pais que me incentivaram todos os anos que estive na faculdade.

Aos meus colegas de classe que participaram das pesquisas.

A minha esposa que me apoiou e confiou em mim.

A meu amigo Carlos Aguedo Nagel Paiva que durante a faculdade me possibilitou participar de pesquisas relacionadas ao assunto que pretendo seguir, além de trazer conhecimento da área e abrir muitas portas para o meu futuro.

A meu orientador Hudson da Silva Torrent que me ajudou muito a desenvolver este trabalho.

Enfim, agradeço a todas as pessoas que fizeram parte desta etapa decisiva em minha vida.

Resumo

O presente trabalho tem como objetivo entender o comportamento da indústria de transformação no estado do Rio Grande do Sul e comparar com a indústria de alimentos (que faz parte da indústria de transformação em relação a 5 indicadores econômicos: especialização, diversificação, competitividade, tamanho médio dos estabelecimento e densidade do emprego). O estudo utiliza a modelagem de dados em painel para os municípios do estado em 10 anos. As análises apontam para setores com efeitos de aglomeração na indústria de alimentos e estes dois setores crescem inversamente ao grau de concentração

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	9
2. REFERENCIAL TEÓRICO	10
2.1. Situação da Indústria Atual	11
3. METODOLOGIA	17
4. ESTRATÉGIA EMPÍRICA	22
5. RESULTADOS	27
5.1. Indústria de Alimentos	27
5.2. Indústria de Transformação	29
6. CONCLUSÃO	31
7. REFÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS	33

Este artigo será submetido a “REVISTA INDICADORES ECONÔMICOS
FEE”

1. INTRODUÇÃO

Segundo o IBGE, a indústria de transformação no Rio Grande do Sul representou, em 2013, cerca de 13% do Produto Interno Bruto (PIB) do estado e 71% do Valor Adicionado Bruto (VAB) da Indústria. O estado gaúcho registrou, neste mesmo ano, 37.272 estabelecimentos neste setor, ficando em terceiro lugar em relação ao número de estabelecimentos no Brasil. Conforme a FIESP em um estudo feito em 2015, Para cada emprego criado na indústria de transformação, criam-se indiretamente mais 3 empregos na economia. O crescimento do emprego no setor pode contribuir para: aumentar o salário médio da economia; atingir o nível de renda per capita de um país desenvolvido; ampliar a estabilidade do emprego e reduzir a rotatividade; promover o desenvolvimento do capital humano e estimular o crescimento da produtividade; expandir a capacidade de geração de novas vagas de emprego; elevar a capacidade de crescimento da economia.

Neste artigo propõem-se a utilização de 5 indicadores para modelar a taxa de crescimento do emprego no setor da transformação e na indústria de alimentos e bebidas que está inserida no setor. Os 5 indicadores utilizados são: especialização (também conhecido como quociente locacional – QL); diversificação; competição; tamanho médio das firmas; e densidade do emprego. O objetivo deste trabalho é entender como estes setores são afetados por estes indicadores é fundamental para que se possa propor políticas de desenvolvimento que alavanquem a economia do Rio Grande do Sul analisar como a estrutura econômica da indústria, explicitada pelos 5 indicadores, afeta o diferencial entre a taxa de crescimento do emprego nos municípios e a taxa de crescimento do emprego no estado.

São poucos os trabalhos relacionadas ao setor da transformação no Rio Grande do Sul, o artigo que motivou o estudo foi o de Fochezzato e Valentini (2010). Porém a abordagem utilizada por eles não é muito eficaz para a análise de dados em painel, a escolha dos Conselhos Regionais de Desenvolvimento (Coredes) como unidade amostral, pois as teorias assintóticas da análise garantem a eficácia dos resultados para painéis com n grande. O Rio Grande do Sul possui 28 Coredes, ou seja, $n=28$ e $t=10$ anos, logo o painel apresenta 280 observação. Cameron e Trivedi (2009) sugerem a utilização de n o maior possível para estimar os parâmetros com maior precisão, logo utilizou-se os municípios do estado (497) ao invés de Coredes (28).

A melhor definição da unidade amostral permite uma melhor interpretação dos resultados para o nível municipal. Fochezzato e Valentini optaram por normalizar os indicadores para interpretar em relação à média, por outro lado essa opção dificulta o

entendimento do efeito que um indicador produz no crescimento do emprego. Por esse motivo optou-se por não normalizar e utilizar o logaritmo natural para suavizar a variabilidade dos indicadores, além de facilitar a interpretação dos coeficientes da análise. Além destas duas modificações, testou-se o efeito das teorias de aglomeração espacial através da análise de dados em painel espacial (pacote *spml* do software R).

Este artigo apresenta primeiro o referencial teórico na próxima seção, a metodologia utilizada na terceira seção seguida da estratégia empírica. Na quinta seção as análises dos resultados obtidos e por fim a conclusão na sexta seção.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O Rio Grande do Sul, ao longo do século XX, desenvolveu uma estrutura industrial com algumas particularidades, se analisada a evolução do estado com o desenvolvimento industrial do Brasil e de outras regiões. O destaque é dado à formação da indústria sul-riograndense, caracterizada pela sua peculiaridade de acumulação em relação ao resto do Brasil, dadas as dificuldades de intercâmbio com outras regiões, e pela construção de gêneros industriais tradicionais e influenciados pela cultura dos imigrantes estabelecidos no Estado. Também a inserção da indústria gaúcha no ambiente concorrencial (especialmente pós 1955) evidencia que muitas características se perpetuaram na matriz industrial da região, apesar do atrelamento ao padrão de acumulação nacional, corroborando um certo enraizamento (*embeddedness*) industrial regional particular e específico do RS.¹

Além disso, essa trajetória de desenvolvimento industrial específica do RS foi resultante, fundamentalmente, de dois arranjos socioeconômicos, que possuíram, ao longo do tempo, desempenhos particulares, determinados, basicamente, pela forma como cada um se industrializou e se inseriu na dinâmica capitalista. Todavia o desenvolvimento de diferentes trajetórias particulares internas resultou em desequilíbrios econômicos no Estado do Rio Grande do Sul.

¹ A distribuição industrial no Estado encontra-se organizada por pólos regionais, resultado do processo de colonização que se intensificou no século XIX. Como exemplo da distribuição da indústria regional, no Vale do Sinos predominou a indústria de couro e calçados, desenvolvida com a imigração alemã. Em Rio Grande e Pelotas, com influência portuguesa e espanhola, o setor de alimentação destacou-se nos frigoríficos e nas indústrias de conservas. A colonização italiana, que se instalou na Serra, trouxe indústrias de alimentação, principalmente produtoras de vinhos, além da produção metal-mecânica. Com a agricultura como base no processo de acumulação, a economia ganhou a contribuição dos imigrantes e desenvolveu-se de forma variada. Destaca-se, no Setor Primário, a criação de gado, de ovinos, de suínos e de frangos, bem como o plantio de soja, fumo e arroz.

Em sua formação histórica, o estado sul-rio-grandense era o único território do Império do Brasil que rivalizava com a Argentina, o Uruguai e o Paraguai, tanto em termos políticos e militares como econômicos. Sua formação distinguiu-se dos demais estados do País, em função de este ocupar um território fronteiriço, marcado por inúmeros conflitos entre as regiões ocupadas pelas colônias dos Impérios português e espanhol. Os conflitos deram-se, fundamentalmente, em detrimento das planícies e do gado, o que acarretou a tardia estruturação da sociedade gaúcha da fronteira, definida somente ao longo do século XIX (Targa, 1996b).

Fator importante foi que se estabeleceu uma nova espécie de *modus vivendi* no RS, pois muitos imigrantes não se adaptavam à agricultura e desejavam viver exercendo a profissão que aprenderam na Europa. Nessa dinâmica, abriram-se lojas, e multiplicaram estabelecimentos de diversas oficinas de artesãos com os vários corpos de profissão trazidos pelos imigrantes. Essa atividade, no início, artesanal permitiu que surgissem, futuramente, oficinas e ateliês de ótima qualidade técnica. No que se refere ao mercado, a agricultura comercial especializada foi capaz de gerar uma capacidade aquisitiva e de capitalização. Também o artesanato, manipulando matéria-prima local, supriu, satisfatoriamente, as necessidades da comunidade.

A partir de meados da década de 50 do século XX, se tornou cada vez menor a importância da Metade Sul no Rio Grande do Sul e que a Metade Norte do Estado apresentou elevada dinâmica. A conclusão obtida é que o que ocorre no RS, ao lado do processo de desenvolvimento industrial, é uma progressiva ampliação do desequilíbrio ao longo do século XX, na qual participam as áreas mais antigas do RS. Um fenômeno bastante visível é o de que Porto Alegre e a Região Nordeste do Estado tornaram-se as regiões dinâmicas, ao lado de alguns pontos mais distantes da Região Norte. A Região Sul (Campanha), ao longo de todo o processo de industrialização, parece não ter conseguido integrar-se a tal dinâmica. É possível enunciar a hipótese de que apenas uma região do RS conseguiu se vincular ao modelo de industrialização capitalista brasileiro.

2.1. Situação da Indústria Atual

Para entender as particularidade da indústria gaúcha nos últimos anos é fundamental entender o que são **economias de aglomeração** e **externalidade**. As economias de aglomeração consistem em ganhos de produtividade que são atribuídos à aglomeração geográfica das populações ou das atividades econômicas. “Como a fonte dos ganhos de

produtividade se situa no exterior das empresas, no meio que as rodeia, fala-se de economias externas ou externalidades [...]” (POLÈSE, 1998, p.77).

Medir a produtividade traduz-se em determinar uma relação entre o número de outputs (saídas ou resultados) e o número de inputs (entradas – matérias-primas, insumos) de um determinado processo. Essa medição, por vezes, não se revela satisfatória, particularmente quando envolve o setor terciário da economia, os serviços de um modo geral: saúde pública, educação, turismo, etc. Os ganhos de produtividade estão na origem do processo de desenvolvimento econômico de uma região, daí a importância de procurar estudar os que decorrem da aglomeração geográfica das atividades econômicas e das populações.

Para designar os conjuntos geográficos de estabelecimentos conexos deste tipo usa-se, por vezes, a expressão complexos industriais (onde frequentemente os outputs de uma empresa são os inputs de uma outra). As economias de localização a realizar neste caso não assentam apenas na partilha dos custos fixos mas também na redução dos custos de interação espacial e na multiplicação das possibilidades de troca. Em outras palavras, a aglomeração geográfica torna possível a maximização dos ganhos da especialização resultantes da valorização das vantagens comparativas. (POLÈSE, 1998, p.87).

Assim, a aglomeração gera **externalidades** através do relacionamento entre firmas e pessoas envolvidas nas atividades locais, o que estimula a criação, difusão e aperfeiçoamento de novas ideias — sintetizado pelo termo “*spillover* informacional ou de conhecimento” —, que resultam em economias externas tecnológicas para as plantas localizadas. A aglomeração em si pode atrair para a sua proximidade atividades subsidiárias que reduzem o custo dos transportes de insumos, matérias-primas e instrumentos.

Isso, além de permitir uma maior organização do comércio, pode gerar sinergias entre diversos segmentos da cadeia produtiva proporcionando economias pecuniárias de insumos. Marshall frisa que há também economias proporcionadas pela acumulação de experiência dos trabalhadores no mercado local, aumentando a capacitação da força de trabalho e a sua produtividade.

Com as proposições teóricas de Marshall (1890), Ohlin (1933), Hoover (1937, 1948), Isard (1956) e Jacobs (1969) as economias de aglomeração, que levam à concentração da atividade econômica em determinada localidade, passaram a ser formalmente classificadas, tanto na sua forma estática quanto na sua natureza. As economias de escala, externas à firma e à indústria em uma região, são chamadas de **externalidades** de urbanização. Por outro lado, as economias de escala, externas à firma, mas internas à indústria, são conhecidas como

externalidades de localização. Pode-se, então, dizer que o primeiro tipo está ligado à diversidade setorial, enquanto que o segundo está relacionado com a especialização.

Pyke et alii (1990) definem um distrito industrial como sendo um sistema produtivo local, caracterizado por um grande número de firmas envolvidas em vários estágios da produção de um produto homogêneo. Uma característica marcante é que a maioria das empresas que compõem os distritos é de pequeno e médio porte.

Assim, ao invés de grandes empresas com estruturas verticais, conformação típica do modelo fordista, tem-se uma conformação horizontal onde convivem a concorrência e a cooperação. A coletividade de pequenas empresas interdependentes, em que a informação circula mais fluidamente, ocasionando novos conhecimentos e inovações, acaba gerando economias externas positivas e retornos crescentes.

Henderson (1999) apresenta evidências de que as externalidades de escala derivam da própria indústria (economias de especialização-localização/mar). Verificou-se que tais externalidades decorrem mais dos *spillovers* informacionais gerados pelo número de plantas do que do mercado de trabalho. Outro ponto que se deve destacar é que os efeitos são localizados, ou seja, dependem do número de plantas na cidade, e não nas regiões vizinhas — o que está de acordo com Ciccone & Hall (1996), que também trabalharam o caso americano, e Dekle & Eaton (1994), que se dedicaram ao caso japonês. No entanto, esses estudos não encontram evidências da presença de economias de urbanização para as atividades industriais.

Já de acordo com Jacobs (1969), não é a especialização, mas sim a diversidade de atividades (industriais e de serviços) desenvolvidas nos centros urbanos que traz contribuições à produtividade do trabalho e garante a sustentabilidade de longo prazo das economias locais. A autora utiliza um exemplo de duas cidades inglesas, Manchester e Birmingham. Após a Revolução Industrial, a primeira se especializou em tecelagem, atingiu o auge e entrou em decadência, enquanto a segunda desenvolveu atividades diversas e se tornou um dos principais centros urbanos do país. Assim, Jacobs defende que a multiplicidade de atividades desenvolvidas em um centro urbano pode servir como suporte às inovações, que, por sua vez, garantem o crescimento da produtividade do trabalho, bem como a sustentabilidade de longo prazo da cidade como centro industrial.

No ano de 2013 Grande do Sul foi o terceiro Estado em número de estabelecimentos industriais no Brasil, com uma participação de 9,9%, atrás apenas de São Paulo e Minas Gerais, conforme a tabela abaixo:

Tabela 1 – Número de estabelecimento em 2013

	Extrativa	Transformação	Construção Civil	SIUP	Total	Part.%
São Paulo	1.016	93.682	50.613	3.205	148.516	25,1
Minas Gerais	1.958	43.378	33.271	913	79.520	13,4
Rio Grande do Sul	736	37.272	19.547	1.273	58.828	9,9
Paraná	472	32.511	20.583	870	54.436	9,2
Santa Catarina	413	33.705	14.814	991	49.923	8,4
Rio de Janeiro	656	17.071	11.682	791	30.200	5,1
Goiás	374	13.346	8.562	531	22.813	3,9
Bahia	447	10.948	8.740	453	20.588	3,5
Ceará	192	10.351	6.819	337	17.699	3,0
Pernambuco	163	10.191	5.336	353	16.043	2,7
Espírito Santo	618	7.209	4.961	294	13.082	2,2
Mato Grosso	264	5.908	4.701	293	11.166	1,9
Distrito Federal	34	2.635	5.942	119	8.730	1,5
Rio Grande do Norte	235	3.360	4.504	138	8.237	1,4
Pará	191	4.062	3.102	321	7.676	1,3
Paraíba	128	3.222	4.063	190	7.603	1,3
Mato Grosso do Sul	103	3.406	2.953	240	6.702	1,1
Maranhão	85	2.177	2.294	197	4.753	0,8
Piauí	85	2.223	2.138	197	4.643	0,8
Rondônia	122	2.343	1.633	115	4.213	0,7
Alagoas	45	1.699	1.778	124	3.646	0,6
Sergipe	76	1.933	1.452	109	3.570	0,6
Amazonas	30	1.743	1.494	193	3.460	0,6
Tocantins	96	1.198	1.468	152	2.914	0,5
Acre	18	539	655	27	1.239	0,2
Amapá	35	305	389	26	755	0,1
Roraima	9	243	279	14	545	0,1
Brasil	8.601	346.660	223.773	12.466	591.500	100

Fonte: MTE/RAIS 2013

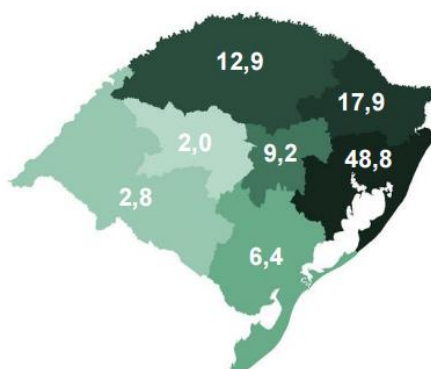
O Valor Adicionado Bruto (VAB) Industrial gaúcho e brasileiro são apresentados na tabela 2, abaixo, e indica que 71% do VAB é representado pela Transformação enquanto no Brasil a Transformação representa 53% do VAB em 2011. Na tabela 3 vemos que a mesoregião metropolitana de Porto Alegre concentra mais de 48% do VAB.

Tabela 2 – Participação no VAB Industrial

	RS	Brasil
Extrativa mineral	0,8	14,8
Transformação	71,0	53,0
Construção civil	16,9	21,0
SIUP	11,3	11,2
Total	100	100

Fonte: IBGE 2011

Tabela 3 – Participação da Regiões do RS do VAB Industrial



Fonte: IBGE 2011

As atividades voltadas a fabricação de alimentos são 35 e para facilitar foi feita um agrupamento em 11 subsetores apresentados abaixo. Destaca-se o subsetor voltado ao abate e fabricação de produtos de carne que representa 12,3% dos estabelecimentos e 42,5% do emprego no setor de alimentos. O subsetor de fabricação de outros produtos alimentícios concentra metade dos estabelecimentos do estado, pois consiste em estabelecimentos como padarias, confeitarias, pastelarias, biscoitos, massas, molhos e outros. Por outro lado nesse subsetor não predominam estabelecimentos de grande porte, apresentando uma média de 12 empregados por estabelecimento enquanto a carne chega a cerca de 100 empregos por estabelecimento.

Tabela 4 – Participação dos subsetores relacionadas a Alimentos no RS

Fabricação de Produto Alimentícios e Bebidas	Estabelecimento		Empregos	
	nº	(%)	nº	(%)
Abate e fabricação de produtos de carne	582	12,3%	57.872	42,5%
Moagem, fab de prod. amiláceos e de alim. para animais	685	14,5%	18.879	13,9%
Laticínios	447	9,5%	9.568	7,0%
Fabricação de outros produtos alimentícios	2.361	50,0%	28.799	21,2%
Fab de óleos e gorduras vegetais e animais	71	1,5%	4.126	3,0%
Fab de conservas de frutas, legumes e outros vegetais	175	3,7%	4.606	3,4%
Preserv. do pescado e fab de produtos do pescado	26	0,6%	971	0,7%
Torrefação e moagem de café	18	0,4%	392	0,3%
Fabricação e refino de açúcar	12	0,3%	64	0,0%
Fabricação de bebidas não-alcoólicas	284	6,0%	5.218	3,8%
Fabricação de bebidas alcoólicas	58	1,2%	5.541	4,1%
Total	4.719	100,0%	136.036	100,0%

Fonte: RAIS/MTE 2014

Gráfico 1 - Evolução da Participação da Indústria de Transformação Brasileira no PIB (1947 a 2013)

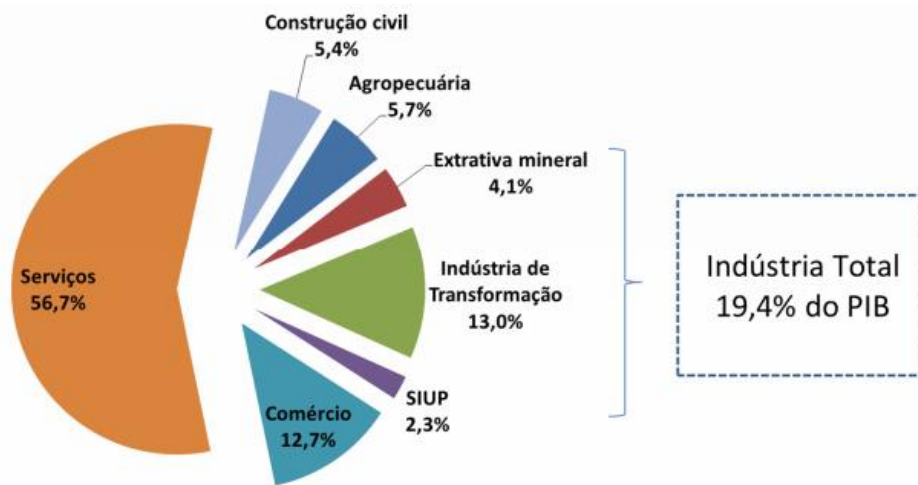


Fonte: IBGE.

Entre 1947 e 2013, a participação da indústria de transformação no produto interno bruto (PIB) apresentou dois períodos distintos, conforme observado no gráfico abaixo. Dos anos 1950 até 1985 transcorreu o primeiro período, caracterizado por um intenso processo de crescimento, diversificação e consolidação da estrutura industrial brasileira. Foi nesse período que a participação da indústria de transformação no PIB mais que duplicou, saltando dos 10,8% em 1952 para 27,2% em 1985. Já no segundo período, com início em 1986, observa-se uma expressiva perda de participação da indústria na produção agregada do país, o que configura um processo de desindustrialização. Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e estimativas da FIESP, a participação da Indústria de Transformação no PIB declinou mais de 14 pontos percentuais ao longo do último período, atingindo, em 2013, a marca dos 13,0% (aproximadamente igual àquela observada no primeiro ano do governo de Juscelino Kubitschek). Com o objetivo de destacar alguns fatores explicativos dos dois períodos anteriormente ressaltados, será apresentado, nas páginas a seguir, um breve retrospecto do desenvolvimento da indústria no Brasil.

Segundo dados das Contas Nacionais do IBGE, em 2013, a indústria de transformação foi responsável por 13,0% do PIB. Neste mesmo ano, o setor de serviços representou 56,7% do PIB, o comércio 12,7%, a agropecuária 5,7% e a construção civil 5,4%. A indústria total, constituída pela indústria de transformação, pela indústria extrativa mineral e pelos serviços industriais de utilidade pública (SIUP, formado pelos fornecimentos de água, eletricidade, etc.), representava 19,4% do PIB.

Gráfico 2 – PIB por Setores da Economia Brasileira em 2013



Fonte: Contas Nacionais / IBGE (2013)

3. METODOLOGIA

Uma das vantagens da estimação com dados em painel é a relevação da heterogeneidade individual. Assim, os dados em painel sugerem a existência de características diferenciadoras dos indivíduos, entendidos como “unidade estatística de base”. Essas características podem ou não ser constantes ao longo do tempo, de tal forma que estudos temporais ou seccionais que não tenham em conta tal heterogeneidade produzirão, quase sempre, resultados fortemente enviesados.

Por outro lado, os dados em painel providenciam uma maior quantidade de informação, maior variabilidade dos dados, menor colinearidade entre as variáveis, maior número de graus de liberdade e maior eficiência na estimação. A inclusão da dimensão seccional, num estudo temporal agregado, confere uma maior variabilidade aos dados, na medida em que a utilização de dados agregados resulta em séries mais suaves do que as séries individuais que lhes servem de base. Esse aumento na variabilidade dos dados contribui para a redução da eventual colinearidade existente entre variáveis, particularmente em modelos com desfasamentos distribuídos.

Adicionalmente, os estudos com amostras longitudinais facilitam uma análise mais eficiente das dinâmicas de ajustamento: os estudos seccionais, ao não contemplarem a possibilidade de a realidade de suporte ser dinâmica, transmitem uma falsa ideia de estabilidade. Assim, a utilização de dados em painel permite conjugar a diversidade de comportamentos individuais, com a existência de dinâmicas de ajustamento, ainda que

potencialmente distintas. Ou seja, permite tipificar as respostas de diferentes indivíduos a determinados acontecimentos, em diferentes momentos.

O estimador Pooled é simplesmente uma regressão de y_{it} no intercepto e x_{it} , usando tanto a variação entre (dados transversais) quanto variação dentro (séries temporais). Este estimador é consistente se o modelo de Efeito Aleatório (EA) for mais apropriado e é inconsistente se o modelo de Efeitos Fixos (EF) foi mais apropriado.

O estimador Pooled OLS (Ordinary last square – Mínimos Quadrados Ordinários) pode ser apropriado para modelos com efeitos individuais reescritos como o modelo a seguir:

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + (\alpha_i - \alpha + \varepsilon_{it}) \quad (1)$$

Quaisquer efeitos específicos de tempo são assumidos como fixos e já incluídos como dummies de tempo nos regressores x_{it} . O modelo (1) inclui explicitamente um intercepto comum e os efeitos individuais de um $\alpha_i - \alpha$ são centradas em zero.

Consistência no estimador OLS exige que o termo de erro $(\alpha_i - \alpha + \varepsilon_{it})$ seja não correlacionadas com x_{it} . Então o estimador Pooled é consistente no modelo EA mas será viesado no modelo EF pois parte do termo de erro (α_i) está correlacionada com x_{it} .

Estimadores para os parâmetros β em modelos EF devem remover os efeitos fixos em α_i . O Within aplica OLS na diferença-média dos dados. Como todas as observações das diferenças-médias de uma variável tempo-invariante são zero, não podemos estimar o coeficiente de variáveis tempo-invariante.

Como o estimador Within fornece estimativas consistentes para modelos EF, muitas vezes é chamado de estimador EF, embora a primeira diferença também forneça estimativas consistentes. Este estimador também é consistente em modelos EA, mas outros estimadores são mais eficientes.

Os efeitos fixos α_i podem ser eliminados pela subtração do modelo correspondente pelas médias individuais $\bar{y}_i = \bar{x}'_i\beta + \varepsilon_i$, correspondendo ao modelo Within ou modelo de diferença-média:

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (2)$$

Como α_i foi eliminado, OLS conduz a um estimador consistente para β mesmo se α_i for correlacionado com x_{it} , como é o caso dos modelos EF. Este resultado é uma das grandes vantagens dos dados em painel. Estimacões consistentes são possíveis mesmo com regressores endógenos x_{it} , desde que x_{it} se correlacione apenas com o termo de erro invariantes no tempo, α_i , e não com o componente de erro variante no tempo, ε_{it} .

$$(y_{it} - \bar{y}_i + \bar{y}) = \alpha + (x_{it} - \bar{x}_i + \bar{x})' \beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i + \bar{\varepsilon}) \quad (3)$$

Onde \bar{y} é a média geral de y . Esta parametrização provém uma vantagem no intercepto estimado, a média dos efeitos individuais α_i , enquanto produz a mesma estimativa de inclinação de β que o modelo Within.

O estimador RE é um estimador FGLS (feasible generalized least squares – Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis) para modelos com efeitos aleatórios sobre suposição de que os efeitos aleatórios α_i é i.i.d. e o erro idiossincrático ε_{it} é i.i.d. O estimador RE é consistente se o modelos EA for mais apropriado e inconsistente se o modelo EF for mais apropriado.

O modelo EA é um modelo de efeitos individuais

$$y_{it} = x'_{it}\beta + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) \quad (4)$$

Onde $\alpha_i \sim (\alpha, \sigma_\alpha^2)$ e $\varepsilon_{it} \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$. O erro combinado $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$ é correlacionado com o tempo t em um dado indivíduo i com:

$$Cor(u_{it}, u_{is}) = \sigma_\alpha^2 / (\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2), \text{ para todos } s \neq t. \quad (5)$$

O estimador RE é um estimador FGLS do β no (4) dado (5) para erros correlacionados. Em várias configurações diferentes, como erros heterocedásticos e erros AR(1), o estimador FGLS pode ser calculado como o estimador OLS em um modelo transformado para ter erros homocedásticos não correlacionados. Isso também é possível aqui. Algumas considerações algébricas mostram que o estimador RE pode ser obtida por estimativa OLS no modelo transformado.

$$(y_{it} - \hat{\theta}_i \bar{y}_i) = (1 - \hat{\theta}_i)\alpha + (x_{it} - \hat{\theta}_i \bar{x}_i)' \beta + \{(1 - \hat{\theta}_i)\alpha_i + (\varepsilon_{it} - \hat{\theta}_i \bar{\varepsilon}_i)\} \quad (6)$$

Onde $\hat{\theta}_i$ é uma constante estimada por

$$\hat{\theta}_i = 1 - \sqrt{\sigma_\varepsilon^2 / (T_i \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2)} \quad (7)$$

O estimador RE é consistente e muito eficiente se o modelo EA for apropriado e inconsistente se o modelo EF for apropriado, porque a correlação entre x_{it} e α_i implica em correlação entre os regressores e o erro em D. O estimador RE usa tanto a variação “entre” quanto “dentro” dos dados e é um caso especial do Pooled OLS ($\hat{\theta}_i=0$) e um caso especial do estimador Within ($\hat{\theta}_i=1$). Este estimador se aproxima do estimador Within com T grandes e com σ_α^2 grande em relação a σ_ε^2 , pois em ambos os casos $\hat{\theta}_i \rightarrow 1$.

Uma estimação consistente de β em um modelo EF requer eliminar o α_i . Uma maneira seria a diferença média, resultando no estimador Within. Uma outra alternativa é a primeira diferença, chamado de estimador da Primeira Diferença (PD). Esta alternativa tem a vantagem

de se basear em suposições de exogeneidades fracas. O estimador Within é tradicionalmente favorecido uma vez que é o estimador mais eficiente se o ε_{it} for i.i.d.

O estimador PD é obtido através da realização de OLS na primeira diferença das variáveis:

$$(y_{it} - y_{i,t-1}) = (x_{it} - x_{i,t-1})' \beta + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (8)$$

Fazendo a primeira diferença eliminamos α_i , assim a estimação por OLS neste modelo leva a estimações consistentes de β em modelos EF. Os coeficientes de regressores tempo-invariantes não são identificados, pois $x_{it} - x_{i,t-1} = 0$, como no caso do estimador Within.

O estimador PD, assim como o estimador Within, fornece estimativas consistentes quando os efeitos individuais são fixos. Para painéis com $T=2$, o PD e o Within são equivalentes, caso contrário os dois diferem.

Modelos de dados em painel podem ser adaptados para capturar interações espaciais entre as unidades e ao longo do tempo. Há uma extensa literatura sobre modelos estáticos, bem como modelos dinâmicos. Partimos de um modelo geral de painel estático que inclui uma defasagem espacial da variável dependente e distúrbios espaciais auto regressivos:

$$y = \lambda(I_T \otimes W_N)y + X\beta + \mu \quad (9)$$

Onde y é um vetor de $NT \times 1$ de observações sobre a variável dependente, X é uma matriz $NT \times k$ de observações sobre os regressores exógenos não estocásticos, I_T é uma matriz de identidade de dimensão T , W_N é uma matriz $N \times N$ de pesos espaciais de constantes conhecidas cujos elementos da diagonal são definidos como zero, e λ o parâmetro espacial correspondente. O vetor de perturbação é a soma de dois termos:

$$u = (v_T \otimes I_N)\mu + \varepsilon \quad (10)$$

Onde v_T é um vetor $T \times 1$ de uns, I_N é uma matriz identidade $N \times N$, μ é um vector específico de efeitos de tempo individual invariante (não espacialmente auto correlacionados), e ε um vetor de inovações espacialmente auto correlacionados que seguem um processo auto regressivo espacial da forma

$$\varepsilon = \rho(I_T \otimes W_N)\varepsilon + v \quad (11)$$

Com ρ ($|\rho| < 1$) como o parâmetro auto regressivo espacial, W_N a matriz de pesos espaciais, $v_{iT} \sim \text{IID}(0, \sigma_v^2)$ e $\varepsilon_{iT} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Na literatura de dados em painel clássica, os efeitos individuais podem ser tratados como fixos ou aleatórios. Em um modelo de efeitos aleatórios é implicitamente assumido que os indivíduos não observados não estão correlacionados com as outras variáveis explicativas do modelo. Nesse caso, $\mu_i \sim \text{IID}(\sigma_\mu^2)$, e o termo de erro pode ser reescrito como:

$$\varepsilon = (I_T \otimes B_N^{-1})v \quad (12)$$

Onde $B_N = (I_N - \rho W_N)$. Como consequência, o termo de erro torna-se

$$u = (v_T \otimes I_N)\mu + (I_T \otimes B_N^{-1})v \quad (13)$$

e a matriz de variância-covariância para ε é

$$\Omega_u = \sigma_\mu^2(v_T v_T^T \otimes I_N) + \sigma_v^2[I_T \otimes (B_N^T B_N)^{-1}] \quad (14)$$

Ao derivarem vários testes de Multiplicador de Lagrange (LM), Baltagi et al. (2003) consideram um modelo em painel de regressão de dados que é um caso especial do modelo apresentado acima na medida em que não inclui uma defasagem espacial da variável dependente.

Uma especificação para as perturbações é considerado em Kapoor et al. (2007). Eles assumem que a correlação espacial se aplica tanto ao efeito individual quanto ao componente restante do erro. Embora os dois processos de geração de dados sejam semelhante, eles implicam diferentes mecanismos de repercussão espaciais regidos por uma estrutura diferente da matriz de variância covariância implícita. Neste caso, o termo distúrbio segue um processo auto regressivo espacial de primeira ordem da forma:

$$u = \rho(I_T \otimes W_N)u + \varepsilon \quad (15)$$

Onde, W_N é a matriz de pesos espaciais e ρ o parâmetro auto regressivo espacial correspondente. Para permitir estimar as inovações correlacionados ao longo do tempo, o vetor inovações na equação (15) segue uma estrutura de componentes de erro

$$\varepsilon = (v_T \otimes I_N)\mu + v \quad (16)$$

Onde μ é o vector de efeitos cruzado específicos, v um vetor de inovações que variam tanto sobre as unidades transversais quanto aos períodos de tempo, v_T é um vetor de uns e em uma matriz $N \times N$ identidade. Para o modelo de efeito aleatório pressupõe que os efeitos individuais são independentes dos regressores do modelo, pode-se reescrever a equação (15), tal como:

$$u = [I_T \otimes (I_N - \rho W_N)^{-1}]\varepsilon \quad (17)$$

Daqui resulta que a matriz de variância-covariância de u é

$$\Omega_u = [I_T \otimes (I_N - \rho W_N)^{-1}]\Omega_\varepsilon[I_T \otimes (I_N - \rho W_N^T)^{-1}] \quad (18)$$

Onde $\Omega_\varepsilon = \sigma_v^2 Q_0 + \sigma_1^2 Q_1$, com $\sigma_1^2 = \sigma_v^2 + T\sigma_\mu^2$, $Q_0 = \left(I_T - \frac{J_T}{T}\right) \otimes I_N$, $Q_1 = \frac{J_T}{T} \otimes I_N$ e $J_T = v_T v_T^T$ é a matriz de variância covariância típica de um modelo de componente de erro one-way adaptado para a ordenação diferente dos dados. Como deve ser claro a partir da discussão acima, estes dois modelos de painel diferem em termos de suas matrizes de variância. A matriz de variância na equação (14) é mais complicada do que o na equação (18),

e, por conseguinte, o seu inverso é mais difícil de calcular. No presente trabalho, consideraremos a aplicação de ambos os termo de erro. Para o primeiro de especificação, vamos implementar estimativa máxima verossimilhança no modelo de efeito aleatório, bem como no fixo. Para o segundo (mais simples) de especificação, vamos implementar ambos máxima verossimilhança e variáveis instrumentais para subestimar a forma aleatória, bem como o fixo pressuposto.

4. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O modelo aqui estudado foi proposto por Fochezatto e Valentini (2010) e visa algumas contribuições: 1) analisar em nível municipal (497 municípios) os indicadores propostos ao invés de 28 Conselhos Regionais de Desenvolvimento (COREDES), visando melhorar a estimação do coeficientes e dar maior eficiência a modelagem de dados em painel devido as teorias assintóticas; 2) aplicar a modelagem de efeitos fixos, aleatórios, Pooled e Primeira Diferença buscando o modelo mais adequado; 3) optou-se por não normalizar os indicadores para que a interpretação dos coeficientes seja mais simples, pois ao normalizar uma variável tornamos o valor zero igual a média dos municípios e valores negativos ou positivos igual a menor ou maior que a média, respectivamente. A normalização do indicador torna a compreensão do quanto uma variável afeta a taxa de crescimento do emprego muito complexa.

O modelo se apresenta da seguinte forma:

$$y_{z,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{esp}_{z,t}) + \beta_2 \log(\text{div}_{z,t}) + \beta_3 \log(\text{comp}_{z,t}) + \beta_4 \log(\text{tmf}_{z,t}) + \beta_5 \log(\text{den}_{z,t}) + u_{z,t}, \text{ com } z = 1,2,\dots,497 \text{ e } t = 2005,2006,\dots,2014.$$

Como todas as variáveis são expressas na forma logarítmica, os parâmetros estimados são as elasticidades referentes a cada uma das variáveis. A variável endógena $y_{z,t+1}$ é o crescimento relativo do emprego setorial local, entre o período base t e o período subsequente $t+1$. Para isto, considera-se a diferença, em logaritmo, das taxas de crescimento do emprego do setor s no município z , e as taxas de crescimento do emprego total estadual do setor s , também na forma logarítmica. Assim, o objetivo não é explicar porque o crescimento em um determinado município apresenta um determinado valor, mas porque nessa região ele é maior ou menor que a média estadual. O crescimento relativo ao nível estadual é expresso por:

$$y_{z,t+1} = \log\left(\frac{\text{emp}_{z,s,t+1}}{\text{emp}_{z,s,t}}\right) - \log\left(\frac{\text{emp}_{s,t+1}}{\text{emp}_{s,t}}\right) \quad (19)$$

Como podemos observar a equação da regressão é expressa em forma de defasagem nas variáveis explicativas, ou seja, a taxa de crescimento de 2005 é regredida pelos indicadores de 2004. Assim, os indicadores refletem o crescimento do ano seguinte.

Os indicadores foram calculados para os 497 municípios, os parâmetros a elas associados (estimados) buscam encontrar evidências sobre a existência e a natureza das economias de aglomeração existentes na região. Cada indicador está relacionado a uma ou mais teorias sobre a natureza das externalidades de aglomeração.

Existem opções de agrupamento dos municípios através de regiões já consolidadas como microrregiões, Coredes ou mesorregiões. Alternativamente pode-se fazer análise de clusters espaciais que testa o agrupamento de municípios segundo uma matriz de proximidade aplicada a municípios vizinhos. Uma discussão interessante sobre essa aplicação é *O ambiente regional. (Três décadas de economia gaúcha, v.1). 2010 – em busca de uma divisão regional mais compatível*. A escolha pela utilização de todos os municípios visa ampliar o número de observações, facilitar a interpretação e testar se há influência significativa na abordagem espacial da análise de dados em painel.

A única fonte de informações estatísticas disponível para informações desagregadas de setores produtivos em nível municipal é a Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho (RAIS/MTE). Embora sejam informações de registros administrativos e apenas de emprego formal, elas são muito utilizadas em análises regionais.

I. Indicador de especialização setorial local

O Quociente Locacional busca expressar a importância comparativa de um segmento produtivo para uma região em relação à macrorregião na qual aquela está inserida. Mais especificamente, ele busca traduzir “quantas vezes mais” (ou menos) uma região se dedica a uma determinada atividade comparada ao conjunto das regiões que perfazem a macrorregião de referência. Usualmente, utiliza-se a participação percentual do emprego num determinado setor como medida de importância ou de dedicação a uma certa atividade.

$$esp_{z,s} = \frac{emp_{z,s}/emp_z}{emp_s/emp} \quad (20)$$

Onde: $emp_{z,s}$ = emprego no setor s no município z ; emp_z = emprego total no município z ; emp_s = emprego no setor s no estado do Rio Grande do Sul; emp = emprego total no Rio Grande do Sul.

Se o indicador esp calculado for maior do que 1, então o município z apresenta uma alta participação da indústria comparada com a proporção relativa ao Estado. Se o indicador

for igual a 1, então o município z apresenta uma participação da indústria no emprego total igual ao Estado. Caso contrário o município apresenta uma participação inferior ao estado.

II. Indicador de diversidade setorial local

Este indicador reflete a diversidade com que se depara o setor s no município em questão, e não possui, necessariamente, uma relação negativa com o seu indicador de especialização local. Segundo a teoria baseada em Glaeser et alii (1992), Henderson et alii (1995) e Combes (2000), uma relação positiva entre a diversidade industrial e o crescimento do emprego no setor pode ser vista como evidência da presença de externalidades de urbanização-Jacobs.

Assim como em Combes (2000), o indicador de diversidade utilizado é obtido pelo inverso do índice de concentração setorial de Herfindahl, baseado na participação de todos os setores exceto do setor em questão:

$$div = \frac{1 / \sum_{\substack{S \\ S' \neq S}}^S (emp_{z,S'} / (emp_z - emp_{z,S}))^2}{1 / \sum_{\substack{S \\ S' \neq S}}^S (emp_{S'} / (emp - emp_S))^2} \quad (21)$$

Onde: S = número total de setores; $emp_{z,s}$ = emprego do setor s no município z ; $emp_{z,s'}$ = emprego em todos os setores no município z , exceto o setor em questão; emp_z = emprego total no município z ; emp_s = emprego total no setor s no estado; e emp = emprego total no Estado.

Em uma visão heterodoxa (estruturalista), ao se tratar de uma economia periférica, a diversificação da estrutura produtiva é tida como benéfica para o desenvolvimento econômico por tornar o país menos dependente de importações mais sofisticadas e de maior elasticidade-renda do que as exportações realizadas (argumento de Prebisch, 1981, e seguidores), e, portanto, reduziria a tendência ao desequilíbrio externo e ao baixo nível de crescimento econômico dessas economias.

III. Indicador de competição

Este indicador mede outra importante característica industrial que é o grau de competição dentro dos setores. Ele pode ser interpretado de duas maneiras de acordo com o seu efeito sobre as externalidades e, por consequência, sobre o crescimento do emprego, via efeito na produtividade. Se a sua relação com o crescimento do emprego na indústria for positiva, significa que um maior nível de competição potencializa as externalidades. Neste caso, estas economias externas estão de acordo com as teorias Porter e de urbanização-Jacobs.

Caso contrário, se sua relação com o crescimento do emprego industrial for negativa, de acordo com a teoria MAR, a estrutura monopolista tende a proporcionar melhores resultados.

Para medir a competição, Combes (2000) utiliza o inverso do índice de concentração produtiva de Herfindahl. Ele é calculado a partir da participação do número de empregados de cada planta industrial no emprego total do setor, por região, dividido pelo seu correspondente em nível estadual. Porém, como a base de dados deste trabalho não possui informações mais detalhadas em nível de estabelecimento, optou-se por utilizar a medida baseada em Glaeser et alii (1992), com uma pequena adaptação.

A fim de melhor captar o efeito de mercados competitivos, este trabalho utiliza informações de emprego nas firmas com menos de 10 trabalhadores. Esta pequena modificação, assim como em ÓhUallacháin e Satterthwaite (1992), procura melhor distinguir as firmas mais propensas a constituírem um mercado competitivo. De forma similar, Rosenthal e Strange (2003) utilizam informações de estabelecimentos com menos de 25 trabalhadores para testar os efeitos das economias de aglomeração sobre a produtividade. Assim, o indicador de competição é dado por:

$$comp_{z,s} = \frac{emp_{z,s}^{small}/emp_{z,s}}{emp_{s}^{small}/emp_s} \quad (22)$$

Onde: $emp_{z,s}$ = emprego do setor s no município z ; emp_s = emprego total no setor s no Estado; $emp_{z,s}^{small}$ = total do emprego no setor s no município z para estabelecimentos com menos de 10 empregados; emp_s^{small} = total do emprego no setor s para estabelecimentos com menos de 10 empregados. Um elevado nível do indicador $comp$ para um setor s específico reflete a existência de mais firmas com menos de dez trabalhadores no município, para um dado nível de emprego do setor s , do que o seu correspondente em nível estadual. Assim, um valor maior do que 1 para o setor s significa que ele é, potencialmente, mais competitivo naquela região do que em nível estadual. No entanto, Glaeser et alii (1992) ponderam que este valor pode significar simplesmente que as firmas deste setor, neste município, são apenas menores do que a média estadual. A dificuldade de distinguir entre as duas interpretações se dá em razão de os dados utilizados não possuírem informações complementares, como as de nível de produção individual das firmas.

IV. Indicador de tamanho médio das firmas

Assim como o indicador de competição, o tamanho médio das firmas está relacionado com o grau de competição do mercado e abrange os efeitos da escala de produção. A ideia é que um menor tamanho médio de firmas é frequentemente associado a um maior grau de

competição no mercado produtor local, enquanto que um tamanho médio de firma maior indica a propensão a um maior grau de monopólio. Para Glaeser et alii (1992), um efeito negativo de sua elasticidade sobre o crescimento do emprego é interpretado como um efeito positivo da competição. Combes (2000), no entanto, observa que este indicador mede o efeito das economias internas de escala e que a inferência de seu resultado como indicador de maior ou menor grau de competição deve ser vista com cuidado. Uma das razões é que o seu resultado pode refletir apenas o efeito do ciclo de vida das firmas. Ou seja, as firmas mais novas, em geral, têm um tamanho menor e são mais propensas a um crescimento mais rápido, enquanto firmas que já atingiram seu tamanho ideal tendem a reduzir a expansão do seu nível de emprego. O cálculo do tamanho médio das firmas segue o mesmo utilizado por Combes (2000):

$$tmf_{z,s} = \frac{emp_{z,s}/nbr_{z,s}}{emp_s/nbr_s} \quad (23)$$

Onde: $emp_{z,s}$ = emprego do setor s no município z ; emp_s = emprego total no setor s ; $nbr_{z,s}$ = número de estabelecimentos do setor s no município z ; nbr_s = número de estabelecimentos do setor s .

V. Indicador de densidade do emprego total

O indicador de densidade do emprego total reflete o tamanho da economia local e é bastante relevante para captar as diferenças entre as regiões analisadas. Ele ajuda a explicar se os fatores locais, independente dos fatores setoriais, têm influencia no crescimento do emprego. Assim como em trabalhos anteriores, ele representa para o exercício econométrico uma variável de controle. Nos trabalhos de Glaeser et alii (1992), Henderson et alii (1995), a variável de controle presente nas regressões é medida pelo nível de emprego setorial local, do início do período analisado.

Combes (2000), por sua vez, utiliza o emprego total da região, no período inicial, ao invés do emprego total setorial por região, como nos estudos anteriores. Além disso, a variável é normalizada pela área total de cada região, medida em quilômetros quadrados. Essa forma de tornar relativa a sua participação parece mais adequada à comparação do indicador entre as regiões do que a forma absoluta. Em geral, as áreas mais densas são as mais propensas à propagação das externalidades, além de ser uma das principais características dos centros urbanos. Com isso, os valores positivos obtidos na estimação do modelo podem ser considerados consistentes com a presença de economias de urbanização-Jacobs (Ciccone e Hall 1996). Seguindo a proposição de Combes (2000), o indicador utilizado fica:

$$dens_z = emp_z/area_z \quad (24)$$

Onde: emp_z = emprego total no município z ; e $area_z$ = área total do município z , incluindo, portanto, a área urbana e rural.

5. RESULTADOS

5.1. Indústria de Alimentos

Afim de minimizar a influência de municípios que não tenham nenhuma expressão na indústria de alimentos optou-se pela exclusão de municípios que em algum dos 10 anos observados não tiveram ao menos 1 emprego no setor analisado, restando 317 municípios. Já para a indústria de transformação restaram 436 municípios na base de teste. Duas variáveis apresentavam valores 0 no cálculo dos indicadores, resultando em problema quando aplicado o logaritmo natural (ln). Para resolver este problema optou-se pelo incremento mínimo de 0,01 antes de aplicar o ln. A primeira etapa de testes utilizou o pacote Panel Data Estimators (plm) do software R, a segunda etapa utilizou o pacote Spatial Panel Model by Maximum Likelihood (spml) também no R.

Para a indústria de alimentos o modelo foi estimado pelos diferentes métodos e definido com base em três testes, foram eles: 1) F Test for Individual and/or Time Effects (pFtest) que compara o método Pooled e Within (H_0 : Pooled) que resultou em p-value < 2,2e-16, ou seja, Within é mais apropriado; 2) Hausman Test que testa se o efeito individual é aleatório obteve p-value < 2,2e-16, ou seja, os efeitos individuais são fixos; 3) Wooldridge's test for serial correlation in FE panels (pwartest) que testa a auto correlação no erro idiossincrático no modelo de efeitos fixos que resultou em p-value = 0,025, logo existe indícios de auto correlação, embora o valor p não seja muito baixo consideramos adicionalmente a inferência robusta. Como complemento foi utilizado o teste Wooldridge first-difference-based test for AR(1) errors in levels or first-differenced panel models para verificar se o mais adequado é utilizar o modelo de PD com AR(1) ou não, o teste indicou efeitos fixos mais adequado com p-valor = 0,4086. Logo, segundo os testes temos indícios que o modelo mais apropriados é o Within. R^2 obtido no modelo Within padrão foi de 0,22.

O resultado obtido para a indústria de alimento utilizando o método Within robusto está apresentado na Tabela 5, abaixo. Os resultados da estimação revelam as elasticidades das variáveis de estrutura econômica em relação ao crescimento relativo de emprego. Isto é, qual a variação percentual da variável endógena, *ceteris paribus*, para um aumento de 1% de cada variável explicativa.

Tabela 5 – Coeficientes do Modelo Within na Indústria de Alimentos Utilizando a Inferência

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
Especialização	-0,453	0,039	-11,657	< 2e-16 ***
Diversidade	0,082	0,073	1,129	0,259
Competitividade	-0,002	0,015	-0,117	0,907
Tamanho Médio	-0,010	0,054	-0,195	0,845
Densidade	-0,241	0,118	-2,038	0,042 *
Ano	0,016	0,007	2,425	0,015 *

Fonte: Elaboração Própria.

Primeiramente podemos enfatizar o coeficiente positivo da variável Ano, isto significa dizer que existe uma tendência positiva da taxa de crescimento relativa do emprego ao longo do tempo nos municípios do Rio Grande do Sul. Os indicadores de competitividades, tamanho médio das firmas e diversidade se mostraram não significativos a 5% de significância, ou seja, não temos indicativos que os coeficiente são diferentes de zero. O indicador de especialização se mostrou negativo e significativo a 5% de confiança, quanto menor o indicador de especialização maior a taxa de crescimento relativa do emprego no setor. Assim como o indicador de densidade se mostrou negativo e significativo, assim como especialização.

Devido ao uso da aplicação do logaritmo natural no indicadores, a interpretação dos coeficientes é simples. Por exemplo, para o indicador de especialização, um acréscimo de 1% neste indicador, mantendo todos os demais coeficientes constantes, resulta em uma queda de 0,45% na taxa de crescimento do emprego. Em modelos que aplica-se o log na variável resposta e nas explicativas é chamado de modelo log-log. Esta interpretação não vale para a variável Ano, pois nela não aplicou-se a transformação do ln.

É importante salientar que a variável dependente pode ser interpretada de duas maneiras: 1) como a diferença da taxa de crescimento do município e a taxa de crescimento do estado, conforme a equação (19); 2) como a taxa de crescimento da proporção do emprego de um município em relação ao emprego estadual, conforme a equação (24). Ambas as formas refletem que quanto maior for a variável dependente maior é a taxa de crescimento município em cada ano juntamente que o valor zero representa que a taxa de crescimento do município é igual a taxa de crescimento do estado em determinado período.

$$y_{z,t+1} = \log\left(\frac{emp_{z,s,t+1}}{emp_{s,t+1}}\right) - \log\left(\frac{emp_{z,s,t}}{emp_{s,t}}\right) \quad (24)$$

Em Fochezatto e Valentini (2010), “o debate envolvendo especialização *versus* diversidade está em linha com a natureza das externalidades, ou seja, localização-MAR e

Porter *versus* urbanização-Jacobs, respectivamente.” No setor de alimentos vemos que a especialização foi mais expressiva (sig 0,00) do que a diversidade (0,25), ou seja, a teoria de localização-MAR e Porter é mais adequada ao setor.

Ainda segundo Focchezatto e Valentini (2010), “quando a variável competição possui relação positiva com o crescimento relativo do emprego e a variável de tamanho médio das firmas possui relação negativa, constata-se a presença de economias de urbanização-Jacobs e Porter. Caso contrário, as evidências são em favor das de localização-MAR. O mais razoável, novamente, seria a obtenção de sinais opostos para as estimativas destes regressores.”

No setor de alimentos temos ambos os indicadores não significativos, não podendo chegar a uma conclusão. A estimativa negativa de densidade reflete os benefícios que podem ter as indústrias instaladas em áreas menos densamente desenvolvidas. No geral, áreas mais densas são mais propensas à propagação de economias externas, especialmente em razão do maior número de firmas e da quantidade de informações.

A segunda etapa de testes visa identificar a influência de economias de aglomeração, para tal utilizamos os mesmos indicadores. Este pacote (spml) faz a análise de dados em painel espacial, ou seja, testa a influência de municípios fronteiriços na economia do setor em análise.

Tabela 6 – Coeficientes do Modelo Within Espacial na Indústria de Alimentos

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)	
Lambda	-0,031	0,016	-1,937	0,053	.
Rho	0,031	0,016	1,969	0,049	*
Especialização	-0,454	0,025	-18,025	< 2,2e-16	***
Diversidade	0,077	0,050	1,527	0,127	
Competitividade	-0,002	0,009	-0,179	0,858	
Tamanho Médio	-0,007	0,032	-0,224	0,822	
Densidade	-0,244	0,062	-3,929	0,085	***
Ano	0,015	0,004	3,692	0,000	***

Fonte: Elaboração Própria.

Verifica-se que o parâmetro espacial (rho) foi significativo, indicando que existe uma economia de aglomeração espacial entre os municípios do Rio Grande do Sul no setor de alimentos. O parâmetro de defasagem (lambda) foi significativo a 10%, este parâmetro testa a relação do modelo incluindo uma defasagem, ou seja, a 5% de significância o modelo não apresenta relação expressiva com a taxa de crescimento relativo no setor com anos anteriores. Os indicadores apresentaram resultados parecidos com a tabela 5 e sua interpretação é igual.

5.2. Indústria de Transformação

Para a indústria de transformação os testes resultaram: p-value < 2,2e-16 para efeitos individuais (o modelo mais apropriado é o Within), p-value < 2,2e-16 para o teste Hausman (os efeitos são fixos) e p-value = 0,1413 para auto correlação dos erros (não existe auto correlação). Estes testes nos indicam que o modelo mais apropriado é o modelo Within, assim como para a indústria de alimentos. $R^2=0,23$.

Tabela 7 – Coeficientes do Modelo Within na Indústria de Transformação

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
Especialização	-0,478	0,019	-25,728	<2,2e-16 ***
Diversidade	0,138	0,043	3,199	0,001 **
Competitividade	-0,033	0,011	-2,947	0,003 **
Tamanho Médio	-0,013	0,008	-1,695	0,090 .
Densidade	-0,364	0,044	-8,281	<2,2e-16 ***
Ano	0,027	0,003	10,278	<2,2e-16 ***

Fonte: Elaboração Própria.

Os indicadores de especialização e diversidade, assim como na indústria de alimentos, são de coeficientes opostos com maior impacto da especialização na taxa de crescimento do emprego no setor, mesmo que ambos sejam significativos, o coeficiente da especialização mostra-se mais expressivo. Logo, as teorias de localização-MAR e Poter explicam melhor o setor nos municípios do Rio Grande do Sul.

Temos também que a tendência do setor é positiva ao longo do tempo, mostrando que o setor está crescendo no estado. Comparando com a indústria de alimentos, observa-se que os sinais dos coeficientes são positivos indicando uma taxa de crescimento relativa positiva ao longo do tempo. Ou seja, temos que indícios que este setor cresce com diminuição dos indicadores de concentração e cresce com a diversidade.

Tabela 8 – Coeficientes do Modelo Within Espacial na Indústria de Transformação

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
Lambda	-0,010	0,013	-0,758	0,449
Rho	0,016	0,013	1,220	0,223
Especialização	-0,479	0,018	-27,162	< 2,2e-16 ***
Diversidade	0,132	0,041	3,192	0,001 **
Competitividade	-0,032	0,010	-3,094	0,002 **
Tamanho Médio	-0,012	0,007	-1,674	0,094 .
Densidade	-0,365	0,042	-8,749	< 2,2e-16 ***
Ano	0,028	0,003	10,464	< 2,2e-16 ***

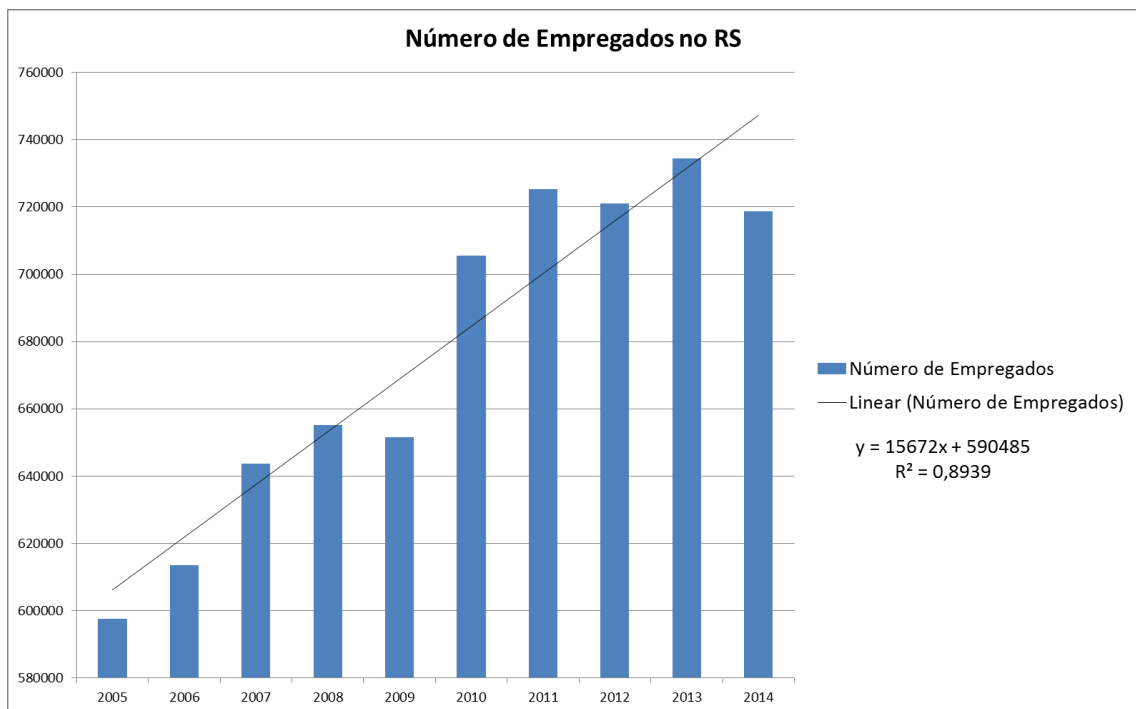
Fonte: Elaboração Própria.

Ambos os parâmetros, lambda e rho, não foram significativos, não dando indícios que na indústria de transformação os municípios do Rio Grande do Sul apresentem uma dependência espacial. Logo damos prioridades aos resultados obtidas na tabela 7.

6. CONCLUSÃO

Os resultados obtidos apontam para uma taxa de crescimento relativa crescente em ambos os setores e indicadores de concentração negativos. Isto nos remete a uma hipótese: estes setores crescem inversamente ao grau de concentração (especialização, concentração, tamanho médio das firmas e densidade) nas atividades englobadas, ou seja, crescem mais em municípios não concentrados.

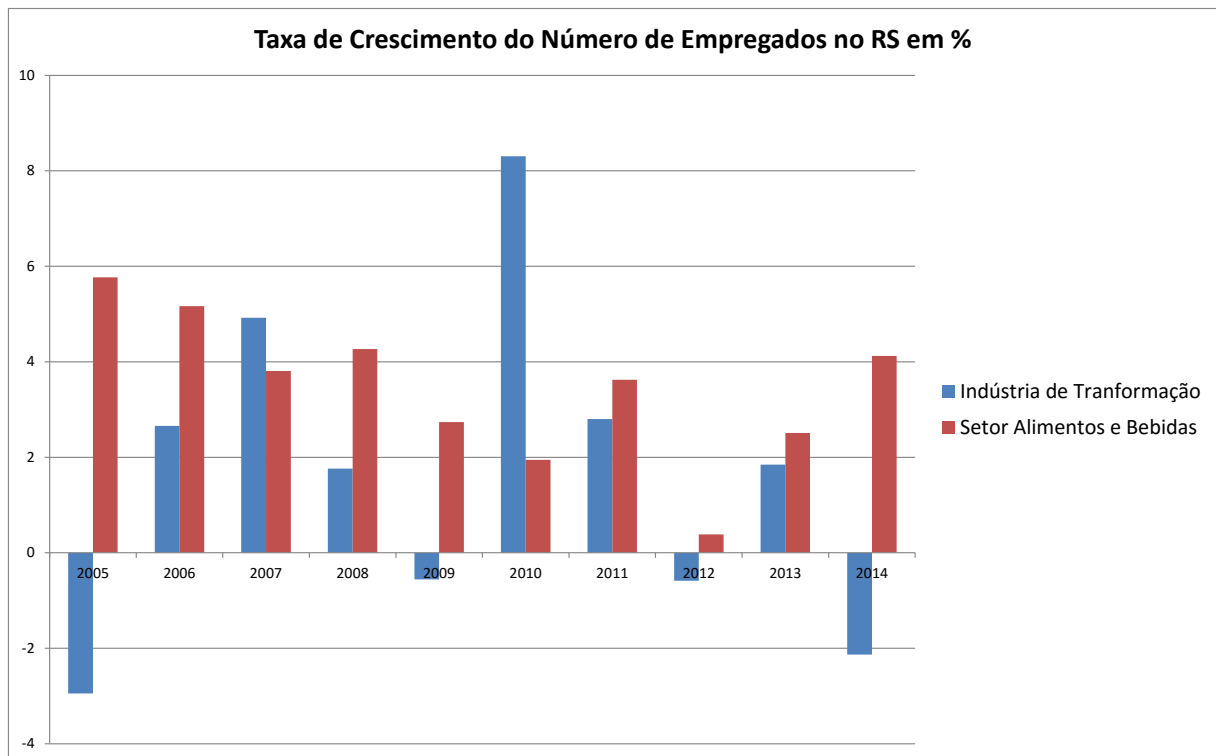
Gráfico 3 – Evolução do Número de Empregados no Rio Grande do Sul



Fonte: Elaboração Própria.

O gráfico 3, acima, mostra uma tendência de crescimento no número de empregados na Indústria de Transformação do estado. A equação linear indica que em média o número de empregados cresce 15.672 por ano

Gráfico 4 – Evolução da Taxa de Crescimento no Rio Grande do Sul



Fonte: Elaboração Própria.

No gráfico 4 pode-se perceber que o setor de alimentos mantém positivo ao longo do 10 anos observados, isto reforça o quanto é importante o coeficiente do Ano no modelo. Pois se a taxa de crescimento do estado é sempre positiva o coeficiente positivo mostra que os municípios crescem em média mais que o estado. Na indústria de transformação as taxas variam mais, porém o número de empregados apresenta uma tendência de crescimento.

O parâmetro espacial, na indústria de alimentos, mostrou-se significativo, refletindo que este setor é influenciado por economias de aglomeração espacial. O que significa dizer que existe uma dependência intermunicipal no setor, em que a cadeia produtiva se expande para as fronteiras e beneficia mutuamente os municípios envolvidos.

O coeficiente positivo e significativo tanto na análise em painel espacial da indústria de alimentos quanto na análise em painel da indústria de transformação, em geral, da variável Ano indicam uma tendência de crescimento nestes setores. Este resultado se mostra particularmente interessante pelo fato da indústria gaúcha ocupar o 3º lugar, em 2013, no número de estabelecimento na indústria de transformação.

A utilização dos municípios na análise em painel no lugar dos Coredes feitos por Fochezatto e Valentini se mostrou interessante, pois aumento o número amostral para 4360 (436 municípios x 10 anos) na indústria de transformação e 3170 (317 municípios x 10 anos) na indústria de alimento. Com o aumento da unidade amostral tem-se uma interpretação

voltada aos municípios como unidade de estudo, e esta consideração facilita o entendimento dos resultados. O modelo também se beneficia da amostra grande, mais adequada à teoria assintótica.

Por fim, vale destacar que os resultados encontrados estão em linha com boa parte dos estudos empíricos que se propuseram a estudar o mesmo assunto. Entretanto, dado que o tema reveste-se de um grau de complexidade bastante elevado, isso remete para ter cautela no uso dos resultados e fazer novas investigações, inovando na definição dos indicadores de estrutura produtiva e ampliando o período de análise.

7. REFÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS

ARELLANO, M. 2003. Panel Data Econometrics. New York: Oxford University Press.

BALTAGI, Badi H. [1995]. Econometric Analysis of Panel Data, New York: John Wiley & Sons.

CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravin K. Microeconometrics Using Stata Revised Edition (2010) Stata Press, 706 pages. Original Edition (2009).

CARVALHO Ywata, Alexandre Xavier; ALBUQUERQUE, Pedro Henrique. Métodos e modelos em econometria espacial: uma revisão. Rev. Bras. Biom. São Paulo, v.29, n.2, p.273-306, 2011.

CHEIN, Flávia; LEMOS, Mauro Borges; ASSUNÇÃO, Juliano Junqueira. Desenvolvimento desigual: evidências para o Brasil. Rev. Bras. Econ. vol.61 no.3 Rio de Janeiro July/Sept. 2007.

CICCONE, A., HALL, R.E., 1996. Productivity and the density of economic activity. American Economic Review 86, 54-70.

CORNWELL, C., and P. RUPERT. 1988. Efficient estimation with panel data: An empirical comparison of instrumental variables estimators. Journal of Applied Econometrics 3: 149-155.

COELHO, José Ricardo Roriz. A importância da indústria de transformação na ótica do emprego. FIESP, 2015.

DEKLE, R.; EATON, J. Agglomeration and the price of land: evidence from the prefectures. NBER Working Paper, n. 4.781, 1994.

DRISCOLL, J . C., and A. C. KRAAY. 1998. Consistent covariance matrbr:: estimation with spatially dependent panel data. Review of Economics and Statistics 80: 549-560.

FOCHEZATTO, Adelar; VALENTINI, Paulo Juliano. 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, Selecta, Brasília (DF), v.11, n.4, p.243–266, Dezembro 2010.

GALINARI, Rangel; CROCCO, Marco Aurélio; LEMOS, Mauro Borges; BASQUES, Maria Fernanda Diamante. O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro. *R. Econ. contemp.*, Rio de Janeiro, 11(3): 391-420, set./dez. 2007.

HENDERSON, J. V. Marshall's scale economies. *nber Working Paper*, n. 7358, Sep. 1999.

HOECHLE, D. 2007. Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *Stata Journal* 7: 281-312.

HOLLAND, Márcio; XAVIER, Clésio Lourevnço. Dinâmica e competitividade setorial das exportações brasileiras: uma análise de painel para o período recente. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 14, n. 1 (24), p. 85-108, jan./jun. 2005.

HOOVER, E. M. *The location of economic activity*. Nova York: McGraw Hill, 1948.

HOOVER, E. M. *Location theory and the shoe and leather industries*. Harvard University Press, 1937

HSIAO, Cheng [1986]. *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press.

ISARD, W. *Location and space-economy*. John Wiley & Sons, 1956.

JACOBS, J. *The Economy of Cities*. Nova York: Vintage. 1969.

KAO, Chihwa [1999]. "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.

MARSHALL, Alfred [1980]. *Principles of Economics* (8th ed.)

MILLO, Giovanni; PIRAS, Gianfranco. *Splm: Spatial Panel Data Models in R*. *Journal of Statistical Software*. April 2012, v.47, Issue 1.

MONASTERIO, Leonardo; ÁVILA, Rodrigo. Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). *Revista EconomiA*, Brasília(DF), v.5, n.2, p.269–296, jul./dez.

MONTENEGRO, Rosa Livia; GONÇALVES, Eduardo; ALMEIDA, Eduardo. Dinâmica espacial e temporal da inovação no estado de São Paulo: uma análise das externalidades de diversificação e especialização. *Estud. Econ.* vol.41 no.4 São Paulo Oct./Dec. 2011.

OHLIN, B. *Interregional and international trade*. Cambridge: Harvard University Press, 1933

POLÈSE, M. *Economia Urbana e Regional: Lógica Espacial das Transformações Econômicas*. Primeira Edição, Coimbra: APDR, 1998

PYKE, F., BECATTINI, G. & SENGENBERGER, W. *Industrial districts and interfirm co-operation in Italy*, International Institute for Labour Studies, Geneva, 1990.

TARGA, Luiz Roberto P. (1996b). *As diferenças entre o escravismo gaúcho e o das plantations do Brasil*. Porto Alegre, FEE.