

Economias de Aglomeração e Proximidade Geográfica: Evidências para a Indústria Têxtil e de Confeção de Pernambuco

Larissa de Assis Silva

Mestranda do PPGECON (Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco – Campus do Agreste)

E-mail: larissadeassisdi@yahoo.com.br

Endereço Profissional: Av. Campina Grande, s/n - Km 59 - Nova Caruaru, Caruaru - PE, 55014-900.

Roberta de Moraes Rocha

Doutora em Economia - PIMES / UFPE

Coordenadora do PPGECON (Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco – Campus do Agreste)

Professora do Programa de Pós-Graduação em Gestão e Economia da Saúde (PPGGES)

E-mail: roberta_rocha_pe@yahoo.com.br

Endereço Profissional: Av. Campina Grande, s/n - Km 59 - Nova Caruaru, Caruaru - PE, 55014-900.

Raul da Mota Silveira Neto

Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo (USP)

Pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

Professor do PIMES (Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPE)

Email: rau.silveira@uol.com.br

Endereço Profissional: Av. Prof. Moraes Rego, 1235 - Cidade Universitária, Recife - PE, 50670-420

Economias de Aglomeração e Proximidade Geográfica: Evidências para a Indústria Têxtil e de Confeção de Pernambuco

Resumo: Este artigo apresenta evidências da existência das economias de aglomeração geradas por indústrias espacialmente concentradas. O objeto de análise é a indústria têxtil e de confecção do estado de Pernambuco e busca responder: se as economias de aglomeração perdem a força na medida em que as indústrias se tornam mais distantes. Em Pernambuco, o padrão da localização das indústrias têxtil/confecção se diferencia das demais, estando aglomerada no Agreste Pernambucano e na Região Metropolitana do Recife (RMR), o que torna esta indústria um caso especial para a análise. A pesquisa apresenta três inovações: (i) ao utilizar os microdados da RAIS-MTE georreferenciados com base na localização de todos os estabelecimentos formais; (ii) por considerar o setor censitário como divisão geográfica de análise; e (iii) pela implementação de uma estratégia empírica ainda não considerada para o Brasil, baseada em Rosenthal e Strange (2003). As evidências empíricas desse artigo comprovam que os efeitos das economias de aglomeração, para uma distância de até 5 km, diminuem na medida que se aumenta a raio de análise, indicando que a distância para outras indústrias importa para a abertura de novas firmas. Os resultados são validados por testes de robustez e apontam para a existência de economias de urbanização e localização, sendo a última mais importante para a escolha locacional das indústrias.

Palavras-chave: Economias Aglomeração, Proximidade Geográfica, Indústria têxtil/Confecção; Modelos Contagem; Abertura Indústrias.

Abstract: This paper presents evidence of the existence of agglomeration economies generated by spatially concentrated industries. The object of analysis is the textile and clothing industry of the state of Pernambuco and answer: whether agglomeration economies lose their strength as industries become more distant. In Pernambuco, the pattern of location of textile / clothing industries differs from the others; it clustered in Agreste Pernambucano and in Metropolitan Region of Recife (RMR), which makes this industry a special case for analysis. The research presents three innovations: (i) by using georeferenced RAIS-MTE microdata based on the location of all formal establishments; (ii) considering the “setor censitário” as a geographical division of analysis; and (iii) by implementation of an empirical strategy not yet considered for Brazil, based on Rosenthal and Strange (2003). The empirical evidence from this paper shows that the effects of crowding economies diminish as the radius of analysis increases, indicating that the distance to other industries matters for the opening of new firms. The results are validated by robustness tests and point to the existence of urbanization and localization economies, being the last one more important for the locational choice of the industries.

Keywords: Agglomeration Economies, Geography proximity, Textile and apparel industry, Count Data Model; Birth Industry.

JEL: L67, R12, R23

1. Introdução

A análise em torno da distribuição das indústrias no espaço geográfico ocupa um importante papel na Ciência Regional (Krugman, 1991a). Seja porque a indústria – importante gerador e multiplicador do emprego (Bartik, 1991; Moretti, 2011) – está diretamente relacionada com o crescimento e desigualdades econômicas entre as regiões e nações (North, 1955; Mata et al., 2005; Piergiovanni, 2012; Mccann e Ortega-Argilés, 2015; Power et al., 2019); ou porque as economias de escala geradas externamente às firmas potencializam estes resultados (Marshall, 1890; Jacobs, 1969; Thisse, 2019). Evidências empíricas para o Brasil (Hansen, 1987; Silva e Silveira Neto, 2019; Rocha et al., 2011; Barufi et al., 2016; Almeida e Rocha, 2018) e demais países (Krugman, 1991a; Glaeser et al., 1992; Ellison e Glaeser, 1997; Glaeser e Mare, 2001; Rosenthal e Strange, 2003; Van Soest et al., 2006; Combes e Gobillon, 2015; Bosquet e Combes, 2017; Badr, 2019) indicam que trabalhadores e firmas industriais se beneficiam pela proximidade geográfica entre os seus pares, o que se reflete em ganhos de produtividade. Como consequência dessas vantagens locacionais, a indústria tende a se distribuir irregularmente no espaço, com o nível de concentração diferindo entre os tipos de indústrias, a depender da intensidade dos seus fatores de produção.

Como resultado da existência das economias de aglomeração, um maior espaçamento da atividade produtiva relaciona-se inversamente com os ganhos de produtividade decorrente de um menor custo de transporte (Glaeser et al., 1992). Baseando-se neste argumento, Rosenthal e Strange (2003), em um estudo para os Estados Unidos, investigam se - conforme aumenta-se o raio de análise em torno do centroide das localidades - há uma associação negativa entre a magnitude das economias de aglomeração e o tamanho da escala geográfica de análise. Entre os principais resultados, os autores evidenciam que para a maioria das indústrias, a intensidade da abertura de novas indústrias cresce com a presença de economias de aglomeração, sendo atenuada quando a área geográfica é ampliada. Alternativamente, evidências empíricas obtidas a partir de indicadores de concentração, como o proposto por Ellison e Glaeser (1997) e Duranton e Overman (2005), apontam que as externalidades produtivas geradas por firmas espacialmente concentradas são importantes para explicar a concentração industrial (Maurel e Sédillot, 1999; Holl, 2004; Billings e Johnson, 2016; Diodato et al., 2018; Silva et al., 2019; Inoue et al. 2019; Gokan et al., 2019).

A literatura em torno do tema “economias de aglomeração” tem apresentado importante avanços nas estratégias empíricas de identificação (Davis e Henderson, 2008; Overman e Puga, 2010; Fujita e Thisse, 2013), porém a escassez de dados ao nível das firmas, com a localização delas, impõe limitações para as pesquisas em muitos países, como foi o caso do Brasil. Contudo, defende-se que esforços devem ser realizados com este propósito de pesquisa, especialmente para localidades menos desenvolvidas, com carência de infraestrutura e de difícil acessibilidade ao mercado nacional, e que mesmo assim conseguem se especializar na produção industrial.

Diante deste contexto, seguindo Rosenthal e Strange (2003), realiza-se uma investigação inédita para o Brasil, ao apresentar evidência da existência das economias de aglomeração para as indústrias têxtil e de confecção, uma das mais importantes indústrias do país e, em especial, do estado de Pernambuco. De acordo com Gorini (2000), o Brasil está entre os 10 maiores produtores têxteis do mundo. E, considerando o perfil produtivo das indústrias do setor, o qual é intensivo em mão-de-obra não qualifica, este torna-se um importante objeto de análise para o estado de Pernambuco, estado onde tem um significativo percentual de trabalhadores que tem apenas até o nível médio completo de escolaridade (70%). Além disso, a distribuição espacial dessas indústrias no estado se destoa das demais indústrias, por apresentar uma descontinuidade geográfica, um estando localizado no Agreste Pernambucano e o outro na Região Metropolitana de Recife. Segundo os dados da RAIS do ano de 2017, a

indústria de confecção foi a 2ª maior geradora de empregos da indústria de transformação no estado de Pernambuco e, quando se considera o número de estabelecimentos, é a primeira no *ranking*. No estado, cinco municípios (Caruaru, Santa Cruz do Capibaribe, Recife, Toritama e Jaboatão dos Guararapes), de um total 185, concentraram 68,96% dos estabelecimentos têxteis e de confecção. E destes, três estão no agreste do estado, região de clima semiárido que sofre com secas periódicas, o que dificulta o desenvolvimento das atividades agrícolas na região. Ademais, a escolha do estado de Pernambuco se justifica, em especial, por concentrar uma grande parcela de pessoas consideradas em situação de vulnerabilidade econômica e social, o que o torna uma unidade geográfica alvo de políticas públicas que objetivam incentivar a industrialização e, conseqüentemente, a geração de emprego e renda.

Destaca-se que, evidências empíricas para outros países, como os Estados Unidos (Dumais et. al, 2002; Glenn et. al., 2010) e China (Lin et. al., 2002), também apontam que a indústria têxtil é altamente concentrada. Dumais et. al. (2002) constatam em seu estudo que a dinâmica da concentração da indústria têxtil nos Estados Unidos difere das demais, com uma tendência de aumento da concentração para o período considerado na pesquisa, e os seus resultados para a indústria são condizentes com a ideia de “acidente histórico” de Krugman (1991).

Baseando-se na estratégia empírica de Rosenthal e Strange (2003), este artigo apresenta evidências da extensão dos efeitos das economias de aglomeração para a abertura de novas firmas têxteis e de confecção, considerando os setores censitários e quatro outras dimensões geográficas do estado de Pernambuco. Para tanto, estimam-se modelos para dados de contagem com o objetivo de associar variáveis de características locais, possíveis *proxies* de economias de aglomeração, com a frequência de abertura de novas firmas, para raios crescentes em torno do centroide dos setores censitários. Para minimizar possíveis vieses causados pela causalidade reversa entre a variável dependente e as explicativas, considerou-se como variável dependente, as firmas abertas no ano posterior. Além disso, a partir da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (RAIS/MTE) e do Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ) do Ministério da Fazenda, para os anos de 2007 a 2017, foi construído um painel de dados ao nível da unidade geográfica de análise. Assim, foi possível inserir nos modelos as características observáveis e não observáveis, fixas no tempo, das localidades. A respeito da desagregação setorial, o estudo baseou-se na Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 2.0), mais especificamente, nas divisões de atividades 13 e 14, segundo CNAE 2-dígitos.

2. Estratégia Empírica

Baseando-se no modelo de Rosenthal e Strange (2003), descrito com detalhes por Jofre-Monseny (2009), a abertura de novas firmas em uma dada localidade decorre da probabilidade das indústrias de obterem lucros positivos, que depende dos custos dos insumos e de fatores locais. O problema da firma j é, dentre as I opções de escolhas locais disponíveis, escolher i de modo que maximize o seu lucro. Assumindo que o número de novos estabelecimentos é uma variável aleatória com distribuição de *Poisson*, dado os M_s atributos das localidades, o problema da firma é escolher o vetor ótimo de insumos de modo que o seu lucro seja máximo:

$$\text{Max } \pi(x; y) = a(y).f(x).(1 + \varepsilon) - c(x) \quad (1)$$

em que x é o vetor de l s insumos e y é vetor das características da localidade, que influenciam a produtividade do setor que a firma atua. $f(x)$ é uma função com propriedades neoclássicas e $a(y)$ é um termo exógeno que atua aumentando a produtividade setorial, e depende do nível da dotação de y . Rosenthal e Strange (2003) introduz, ao problema da firma representativa, um termo para captar a heterogeneidade produtiva das firmas, ε , e assume que é uma variável aleatória independente e identicamente distribuída. Este termo capta características específicas da firma j , que estão correlacionadas com fatores internos que a torna mais produtiva, como a capacidade “gerencial”, a diferenciando das demais. E, $c(x)$, é o vetor dos custos dos insumos. Supondo que o ponto de lucro máximo existe e é único, a condição de lucro ótimo para o vetor l de insumos é dada pela seguinte relação:

$$a(y).f(x)_l.(1 + \varepsilon) = w_l \quad (2)$$

Para um dado valor de y e w haverá um valor ótimo de $\hat{\varepsilon}$ para o qual $V(y, \hat{\varepsilon}, w_1, \dots, w_l) = 0$. Tendo que $F(\hat{\varepsilon})$ é a probabilidade gerada por valores de $\varepsilon < \hat{\varepsilon}$, então a probabilidade de lucro positivo, que é igual a probabilidade de abrir uma nova indústria, é $1 - F(\hat{\varepsilon})$. Para verificar como $1 - F(\hat{\varepsilon})$ se relaciona com w e y_m , diferencia-se $V(y, \hat{\varepsilon}, w_1, \dots, w_l)$ e com algumas manipulações algébricas obtém-se:

$$\frac{\partial \hat{\varepsilon}}{\partial y_m} = - \frac{\left(\frac{\partial a(y)}{\partial y_m}\right) f(x^*). (1 + \varepsilon)}{a(y).f(x^*)} \quad (3)$$

$$\frac{\partial \hat{\varepsilon}}{\partial w_l} = \frac{x^*_l}{a(y).f(x^*)} \quad (4)$$

Da relação estabelecida em (3), se a característica local “ m ” se relacionar positivamente com a produtividade do setor [$\partial a(y)/\partial y_m > 0$], tem-se como resultado, um aumento em y_m influenciando negativamente $\hat{\varepsilon}$. Assim, para valores mais elevados de y_m , será necessário um menor nível de $\hat{\varepsilon}$ para a firma entrar no mercado. Ou, em outras palavras, com $\partial a(y)/\partial y_m > 0$, um aumento na característica “ m ”, como a concentração de empresas da mesma atividade, incrementa positivamente a probabilidade de abertura de uma nova indústria em m . A relação (4), é sempre positiva, indicando que localidades com um maior custo do trabalho impõe barreiras à entrada de novas indústrias, reduzindo a probabilidade de a localidade ser escolhida por novas firma.

Das relações estabelecidas em (3) e (4), tem-se que um custo menor de mão de obra e qualquer característica local que incremente a produtividade das indústrias em uma dada localidade m , implica na abertura de um maior número de novos estabelecimentos na localidade.

Para investigar a relação entre a abertura de novas indústrias e os atributos locais, Rosenthal e Strange (2003) estabelece a seguinte relação:

$$B_{j,t} = b_z y_{z,j,t-1} + b_m y_{m,j,t-1} + \varepsilon_{b,t} \quad (5)$$

Em que $B_{j,t}$ é o número de novos estabelecimentos por milha quadrada de um determinado código postal j no tempo t . A variável y representa os atributos locais, com o índice z variando em uma escala geográfica menor que m ; os autores consideram, no seu estudo para os Estados Unidos, o CEP e a Região Metropolitana, respectivamente. Além disso, como as decisões de localização são tomadas no tempo $t-1$, as variáveis explicativas são defasadas. Porém, como é difícil observar $y_{m,j,t-1}$, os autores controlam as características regionais, como o salário, pelo efeito fixo γ_m :

$$B_{j,t} = b_z y_{z,j,t-1} + \gamma_m + \varepsilon_{b,t} \quad (6)$$

γ_m engloba todos os fatores locais, invariáveis ou com variações inexpressivas no tempo, de m , no presente estudo do setor censitário, que influenciam a produtividade das indústrias.

Para a estimação da equação (6), assume-se que a abertura de novas indústrias é um evento raro e que há uma grande quantidade de empreendedores querendo abrir novas empresas no país, suposições estas compatíveis com a distribuição de *Poisson*. Desse modo, o número de novas empresas pode ser representado por um processo de *Poisson*, na forma:

$$\Pr(N = n) = \frac{\exp(-\alpha) \alpha^n}{n!} \quad (7)$$

Em que α é a taxa de intensidade com que o evento ocorre. Tendo-se a relação em (7), dentre os projetos empresariais para a abertura de uma nova empresa, a probabilidade de sucesso deste evento dependerá do número de empresas já existente na localidade j e das chances de obter-se lucro positivo na localidade i no tempo t , que dependem dos atributos locais de i (JOFRE-MONSENY, 2009). Cameron e Triverdi (1998) mostram que a soma de eventos que têm distribuição de Poisson como o aqui em análise, abrir ou não uma empresa, também seguirá uma distribuição de Poisson com intensidade $\alpha_{ist}(1 - F(\hat{\varepsilon}_{ist}))$, de modo que $E(N_{ist}) = \alpha_{ist}(1 - F(\hat{\varepsilon}_{ist}))$ e $N_{ist} \sim P(\alpha_{ist}(1 - F(\hat{\varepsilon}_{ist})))$.

Seguindo Jofre-Monseny (2009), o número esperado de novos estabelecimentos no modelo de regressão de Poisson é dado por:

$$E(B_{i,j,t}) = \exp(y_{t-1} + \mu_i + \beta_{11}loc(SC)_{i,t-1} + \beta_{12}loc(< 1km)_{i,j,t-1} + \beta_{13}loc(1 - 5km)_{i,j,t-1} + \beta_{14}loc(5 - 10km)_{i,j,t-1} + \beta_{15}loc(10 - 15km)_{i,j,t-1} + \beta_{21}urb(SC)_{i,t-1} + \beta_{22}urb(< 1km)_{i,t-1} + \beta_{23}urb(1 - 5km)_{i,t-1} + \beta_{24}urb(5 - 10km)_{i,t-1} + \beta_{25}urb(10 - 15km)_{i,t-1} + \beta_{41}cong(SC)_{i,t-1} + \beta_{42}cong(< 1km)_{i,t-1} + \beta_{43}cong(1 - 5km)_{i,t-1} + \beta_{44}cong(5 - 10km)_{i,t-1} + \beta_{45}cong(10 - 15km)_{i,t-1} + \beta_{51}div(SC)_{i,t-1}) \quad (8)$$

Em que $B_{i,j,t}$ corresponde ao número de novos estabelecimentos da indústria têxtil e de confecção do anel j do setor censitário i do estado de Pernambuco no tempo t (2007-2017); *loc* representa o efeito de localização, é a quantidade de emprego da indústria no anel j de i ; *urb* é o efeito de urbanização, é o total de empregos no anel i de j ; e *cong* é o efeito de congestionamento, mensurado pelo quadrado do total de emprego de todo o setor industrial.

Todas essas variáveis são incluídas no modelo em cinco escalas geográficas, o setor censitário (SC), e 4 construídas a partir de circunferências estabelecidas a partir do centro de cada setor censitário, gerando anéis concêntricos de: 1km (<1km); 1 a 5km (1-5km), de 5 a 10km (5-10km); e de 10 a 15km (10-15km). A variável *proxy* de diversidade produtiva, *div*, foi construída ao nível do setor censitário (SC), é o inverso do índice de *Hirshman-Herfindal*. E, μ_i , é um efeito fixo local que não varia no tempo, e y_{t-1} é um efeito específico comum a todas as localidades que varia anualmente.

A equação (8) é estimada, inicialmente, supondo que a variância da variável dependente é igual a média, conforme um processo de Poisson. Porém, tal hipótese é testada para a adoção do melhor modelo. Para testar qual modelo de regressão é mais adequado, Binomial Negativo ou Poisson, aplica-se o teste LR (*Likelihood ratio*), também é feito o teste *degree-of-freedom chi-square* para avaliar se os coeficientes são conjuntamente significantes.

Dada a relação que existe entre a distribuição de Poisson e a distribuição Multinomial, Guimarães et. al. (2003) demonstram que a regressão de Poisson pode ser interpretada como um problema de maximização de utilidade aleatória de McFadden (1974), aplicado para o contexto de escolha locacional das firmas. Deste modo, os coeficientes estimados, sendo estatisticamente significantes, indicaram que as localidades com a maior dotação do atributo local são preferidas para o investidor abrir uma nova indústria, o que resulta em um maior número de novas indústrias. Além disso, sendo as economias de localização e urbanização importantes para explicar a localização de novas indústrias do setor têxtil/confecção, espera-se que na medida em que as indústrias se tornem mais dispersa, com o aumento do raio de análise, os ganhos produtivos decorrentes da proximidade geográfica percam poder para explicar a intensidade da abertura de novas indústrias. O quadro 1 descreve todas as variáveis utilizadas no modelo.

Quadro 1. Descrição das Variáveis Explicativas Consideradas no Modelo Empírico

Variáveis Explicativas	Descrição	Sinal Esperado	Fonte
Efeito de localização no setor censitário $loc(SC)_{i,t-1}$	Somatório do emprego da indústria têxtil e de confecção no setor censitário i no tempo t-1	(+)	RAIS
Efeito de localização no anel 1 $loc(< 1km)_{i,j,t-1}$	Somatório do emprego da indústria têxtil e de confecção na circunferência com raio de 1km a partir do centroide do setor censitário i no tempo t-1	(+)	RAIS
Efeito de localização no anel 2 $loc(1 - 5km)_{i,j,t-1}$	Somatório do emprego da indústria têxtil e de confecção no anel de 1km a 5km no centroide do setor censitário i no tempo t-1	(+)	RAIS
Efeito de localização no anel 3 $loc(5 - 10km)_{i,j,t-1}$	Somatório do emprego da indústria têxtil e de confecção no anel de 5km a 10km no centroide do setor censitário i no tempo t-1	(+)	RAIS
Efeito de localização no anel 4 $loc(10 - 15km)_{i,j,t-1}$	Somatório do emprego da indústria têxtil e de confecção no anel de 10km a 15km no centroide do setor censitário i no tempo t-1, ao ano	(+)	RAIS
Efeito de urbanização no setor censitário $urb(SC)_{i,t-1}$	Somatório do emprego da indústria no setor censitário i no tempo t-1	(+)	RAIS

Efeito de urbanização no anel 1 $urb(< 1km)_{i,t-1}$	Somatório do emprego da indústria na circunferência com raio de 1km no centroide do setor censitário i no tempo t-1	(+)	RAIS
Efeito de urbanização no anel 2 $urb(1 - 5km)_{i,t-1}$	Somatório do emprego da indústria no anel de 1km a 5km no centroide do setor censitário i no tempo t-1	(+)	RAIS
Efeito de urbanização no anel 3 $urb(5 - 10km)_{i,t-1}$	Somatório do emprego da indústria no anel de 5km a 10km no centroide do setor censitário i no tempo t-1	(+)	RAIS
Efeito de urbanização no anel 4 $urb(10 - 15km)_{i,t-1}$	Somatório do emprego da indústria no anel de 10km a 15km no centroide do setor censitário i no tempo t-1	(+)	RAIS
Congestionamento no setor censitário $cong(SC)_{i,t-1}$	Somatório do emprego da indústria no setor censitário i no tempo t-1 ao quadrado	(-)	RAIS
Congestionamento no anel 1 $cong(< 1km)_{i,t-1}$	Somatório do emprego da indústria na circunferência com raio de 1km no centroide do setor censitário i no tempo t-1 ao quadrado	(-)	RAIS
Congestionamento no anel 2 $cong(1 - 5km)_{i,t-1}$	Somatório do emprego da indústria no anel de 1km a 5km no centroide do setor censitário i no tempo t-1 ao quadrado	(-)	RAIS
Congestionamento no anel 3 $cong(5 - 10km)_{i,t-1}$	Somatório do emprego da indústria no anel de 5km a 10km no centroide do setor censitário i no tempo t-1 ao quadrado	(-)	RAIS
Congestionamento no anel 4 $cong(10 - 15km)_{i,t-1}$	Somatório do emprego da indústria no anel de 10km a 15km no centroide do setor censitário i no tempo t-1 ao quadrado	(-)	RAIS
Índice de diversidade no setor censitário $div(SC)_{i,t-1}$	$div_i = \frac{1}{HERF}$ $HERF = \sum_{i=10}^{33} (PART)^2$ <p>Inverso do somatório da participação no emprego de cada divisão CNAE 2.0 da indústria de transformação no setor censitário i elevado ao quadrado no tempo t-1</p>	(+)	RAIS

Nota: Elaboração própria

3. Dados

A base de dados utilizada na pesquisa deriva da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (RAIS/MTE). A partir dos microdados da RAIS-Estabelecimentos é possível identificar os estabelecimentos com base no seu CNPJ (Cadastro Nacional do Pessoa Jurídica) e, assim, acompanha-los ao longo do tempo. Como para o estudo é imprescindível a informação sobre o ano de abertura da empresa e do seu endereço correto, realizou-se um cruzamento entre a RAIS e a base de dados do Ministério da Fazenda derivada

do Cadastro Nacional do Pessoa Jurídica (CNPJ). Nesta fonte de dados têm-se informações de todas as empresas do Estado de Pernambuco que tem CNPJ, como o endereço, data de abertura, e demais dados que constam na ficha do cadastro. A partir das duas bases foi possível fazer uma dupla verificação para corrigir possíveis imprecisões/omissões nas bases.

O período de análise compreendeu a década do ano de 2007 e 2017. A escolha do primeiro ano de análise se deveu ao fato deste ano ser o primeiro que disponibilizou os dados desagregado segundo a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 2.0), desagregação setorial escolhida para a pesquisa. E, o ano de 2017, é o ano mais recente que os dados estão disponíveis para consulta. As divisões de atividades Fabricação de Produtos Têxteis (CNAE 13) e Confecção de Artigos do Vestuário e Acessórios (CNAE 14), é o objeto de estudo.

Para a construção das variáveis foi necessário georreferenciar todos os endereços dos estabelecimentos formais do estado¹. Rosenthal e Strange (2003) utilizaram *zipcodes* para construir suas variáveis regionais. Como para o Brasil, assim como, para Pernambuco, não se tem disponível o *shape file* de todos os bairros e CEPs, utilizou-se o setor censitário como unidade geográfica para analisar os efeitos de aglomeração. De acordo com o IBGE (2010), o setor censitário é a menor unidade territorial, formada por área contínua, integralmente contida em área urbana ou rural, com dimensão adequada à Operação de pesquisas e cujo conjunto esgota a totalidade do Território Nacional. Esse recorte territorial é estabelecido pelo IBGE, que define um quantitativo de domicílios adequado à operação censitária, respeitando a divisão política-administrativa do país. O Brasil foi dividido em 316.574 setores censitários, e Pernambuco em 12.498, para o censo 2010. A figura 1 apresenta o mapa dos setores censitários de Pernambuco no ano de 2010, quanto maior é a concentração demográfica, menor é a área do setor.



Figura 1. Setores Censitários de Pernambuco para o censo de 2010

Fonte: Elaboração própria com base no Censo Demográfico – IBGE (2010)

Os centroides das áreas delimitadas pelos setores censitários foram determinados através do *software QGIS*, a partir desses centroides foram considerados anéis de 1 km, 1 km a 5 km, 5 km a 10km e 10 km a 15 km, seguindo um padrão similar a Rosenthal e Strange (2003), Jofre-Monseny (2009) e Rocha (2008). Após alguns testes com diversos diâmetros e quantidade de anéis, Rosenthal e Strange (2003) utilizaram quatro anéis, sendo o primeiro de 1 milha, o segundo entre 1 e 5 milhas, o terceiro entre 5 e 10 e o quarto entre 10 e 15 milhas, de forma que 1 milha equivale a cerca de 1,6 km.

¹ A base de dados da RAIS foi georreferenciada, no *Batchgeo*, pelos integrantes do Núcleo de Estudos em Economia Regional e Urbana da Universidade Federal de Pernambuco (NERU).

Todos os endereços, ano a ano, dos estabelecimentos do estado de Pernambuco que constam na base da RAIS foram considerados no georreferenciamento, já que pode ocorrer mudanças de endereço dos mesmos. Além disso, foi verificado a consistência desses dados com a base do CNPJ do Ministério da Fazenda.

De um total de 1.151.075 endereços, 1.118.012 foram georreferenciados, não sendo possível a obtenção das coordenadas geográficas de 2,87% endereços que estavam registrados na RAIS. Na base de dados do Ministério da Fazenda, há o registro de 2.262 estabelecimentos da indústria têxtil e de confecção de Pernambuco, com data de abertura entre 2007 e 2017, todos os 2.262 endereços foram georreferenciados no *Batchgeo* e manualmente no *google maps*.

4. Resultados

4.1. Distribuição Espacial da Indústria

De acordo os dados da RAIS, no ano de 2007, havia 1.876 estabelecimentos formais da indústria têxtil e de confecção no estado, estando distribuídos em 66 municípios, dos 185 que integram o estado de Pernambuco. No ano de 2017, tem-se um aumento deste quantitativo, sendo registrados 2.561 estabelecimentos dessas indústrias, localizadas em 79 municípios.

As figuras 2 e 3 apresentam, para o ano de 2007 e 2017, respectivamente, a distribuição geográfica das indústrias têxteis e de confecção entre os municípios do estado de Pernambuco. Através destas figuras, observa-se que a maior parte dos estabelecimentos está localizada nos municípios de Caruaru, Santa Cruz do Capibaribe, Toritama, localizados no Agreste Pernambucano, e no Recife, capital do estado (destacadas na cor mais escura). Identifica-se, portanto, no estado dois polos produtivos, um localizado na mesorregião do Agreste Pernambucano e o outro na mesorregião Região Metropolitana do Recife. Porém, as indústrias têxtil/confecção têm uma maior importância relativa para a economia do Agreste. Destaca-se, que a cidade mais importante do Agreste, Caruaru, está a uma distância de 138 km de Recife, e a 142 km de Campina Grande (PB), tornando-a uma cidade estratégica para o estado. Esta descontinuidade geográfica da localização da indústria têxtil e de confecção no estado e a sua elevada concentração, a torna um caso interessante para pesquisas como aqui realizada: em torno da relação economias de aglomeração versus concentração industrial.

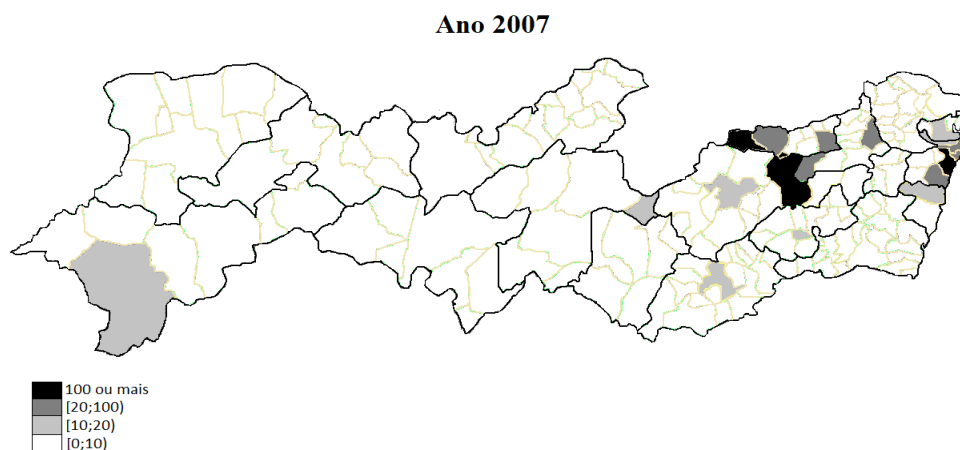
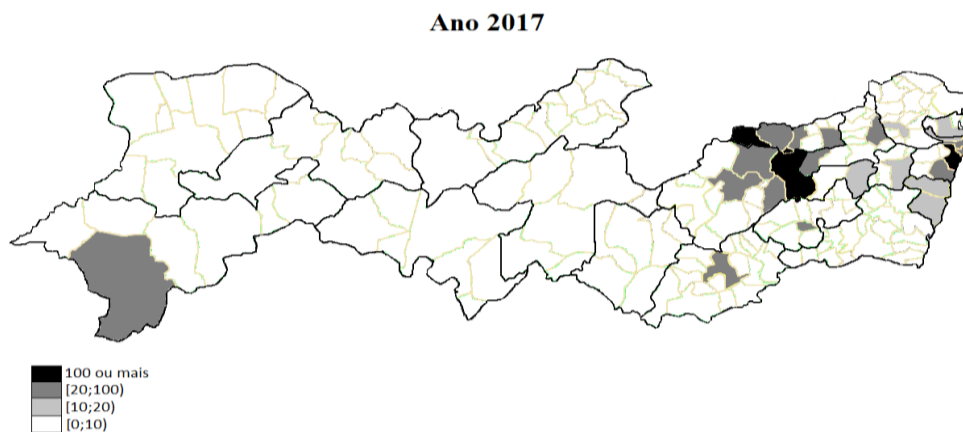


Figura 2. Distribuição espacial dos estabelecimentos da indústria têxtil e de confecção por municípios de Pernambuco em 2007

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS para 2007 via programa *online* Targetmap

Comparando as figuras 2 e 3, percebe-se que, entre o ano de 2007 e 2017, houve uma desconcentração das indústrias no estado, e municípios como Brejo da Madre de Deus, São Caetano e Vertentes, cidades que fazem fronteira com Caruaru, Santa Cruz do Capibaribe e Toritama, passaram a ter uma importância para estas indústrias, com um aumento de 4 estabelecimentos (ano de 2007), para 23 (ano de 2017). Estas evidências são consistentes com a geração de um transbordamento do crescimento dos municípios, que integram o polo produtivo das indústrias, para outros municípios.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS para 2017 via programa *online* Targetmap

Figura 3. Distribuição espacial dos estabelecimentos da indústria têxtil e de confecção entre os municípios do estado de Pernambuco no ano de 2017

4.2. Análise das regressões

A tabela 2 apresenta os resultados do modelo estimado com base na equação (9), e estão organizados por dimensão geográfica das variáveis. No geral, os coeficientes apresentaram-se individualmente e conjuntamente significantes a menos de 5%. Para saber qual o modelo era o mais adequado, aplicou-se o teste LR, o qual indicou que devido a sobredispersão das variáveis, o modelo de regressão binomial negativo é preferível ao modelo de Poisson.

De acordo com os resultados, os efeitos de localização são positivos e estatisticamente significativos ao nível de 1%. Comparando os resultados para os diferentes raios, constata-se que, para o menor raio (0 a 1 km), a previa concentração de estabelecimentos têxtil e de confecção associa-se, em maior magnitude, com a intensidade da abertura de novas indústrias do setor. Quando se amplia o raio (1 km para 5 km), esta correlação é atenuada, corroborando com a hipótese da pesquisa e com os resultados de Rosenthal e Strange (2003), Holl (2004) e Arauzo Carod (2005), de que a distância importa para a geração das economias de aglomeração. Porém, esta tendência de queda do coeficiente não é observada para os demais raios. Estes resultados são consistentes com os obtidos por Rosenthal e Strange (2003), pois como os raios de 5 km a 10 km e de 10km a 15 km pode ultrapassar as fronteiras municipais em maior escala, os coeficientes devem está captando outros efeitos que influenciam as escolhas locacionais dos investidores. Destaca-se, porém, que à medida que o raio aumenta de 1km para 15km, o coeficiente das economias de localização cai em torno de 70%. Este é o principal resultado da pesquisa, o qual é consistente com a presença de economias de aglomeração e, assim, com a importância da distância para explicar o padrão de localização das indústrias no espaço. E, especialmente para a indústria em análise, a qual é intensiva em ocupações que demandam baixa qualificação formal e habilidades manuais, a concentração de trabalhadores do mesmo setor deve facilitar a troca de informações e a cópia, importante externalidade produtiva para este tipo de atividade.

Para cada anel concêntrico e para o setor censitário, os efeitos de localização são pelo menos uma ordem de grandeza maior do que os efeitos de urbanização. Rosenthal e Strange (2003), para seis diferentes indústrias (processamento de alimentos, impressão e publicação, metais fabricados, maquinário industrial e comercial, software e confecção), observaram que os efeitos de localização são mais importantes que os efeitos de urbanização, tanto para explicar a abertura de novas firmas, quanto para a localização de novos empregos, de modo que a maioria dos coeficientes de localização são significantes e os de urbanização não. Por outro lado, segundo Maurel e Sédillot (1999), as economias de urbanização têm menor impacto na localização de indústrias com baixo nível tecnológico, como a indústria têxtil e de confecção. No estado de Pernambuco, estas evidências são corroboradas pela disposição das indústrias no estado, onde há dois polos especializado da indústria têxtil e de confecção, no Agreste Pernambucano e na Região Metropolitana de Recife.

O coeficiente da variável que objetiva captar as economias de urbanização, calculado a partir dos setores censitários, é positivo e estatisticamente significativo a menos de 5%. Porém, não é significativo para o primeiro e o terceiro anel, e apresentou o sinal negativo para o segundo e quarto anel. Segundo Jofre-Monseny (2005), uma explicação para esta evidência é que, embora a produtividade das indústrias aumente com a quantidade de empregos de seu em torno, podem surgir efeitos que atuam na dispersão da atividade produtiva, contrabalanceando as vantagens relacionadas com a dimensão das cidades.

De acordo com Jofre-Monseny (2005), o quadrado do emprego da indústria, como *proxy* de congestionamento, permite que a interação entre a variável e novos estabelecimentos seja não-linear. Apenas para a variável calculada para o anel de 1 a 5 km, o coeficiente apresentou o sinal esperado, negativo e estatisticamente significativo a 5%, indicando que tal variável é uma

força contraria a aglomeração. Estes resultados são consistentes com a situação em que a curtas distâncias, o efeito de congestão não influencia as decisões locacionais dos investidores. E, quando se amplia muito a escala geográfica de análise, tal efeito não é captado pela variável. Por outro lado, evidências empíricas têm apontado que as economias de urbanização são mais importantes para explicação a concentração das indústrias intensivas em tecnologia (Rosenthal e Strange, 2003).

O sinal positivo e significativo do índice de diversidade confirma que os estabelecimentos são atraídos para setores censitários que têm uma estrutura produtiva mais diversificada. Os resultados desse trabalho reiteram os estudos de Holl (2004), Henderson et al. (1995) e Rosenthal e Strange (2003), que obtêm evidências de que novas firmas são atraídas para localidades com uma maior diversidade produtiva. A partir de dados a nível municipal, Holl (2004) analisou o padrão espacial da abertura de novas firmas, de treze setores industriais e nove setores de serviços nos anos de 1986 e 1987 para Portugal. Os resultados de Holl (2004) indicaram que, para todos os setores industriais analisados, uma economia local mais diversificada atrai novas firmas. Maurel (1996) destaca que a diversidade e a especialização das cidades na França contribuem para o desenvolvimento da indústria local.

Tabela 2. Resultados da estimação do Modelo de Regressão Binomial Negativo

Variáveis Explicativas	Sector Censitário	0 a 1 km	1 a 5 km	5 a 10 km	10 a 15 km
Efeitos de Localização	4,11·10 ⁻³ *** (5,23·10 ⁻⁴)	1,02·10 ⁻³ *** (4,26·10 ⁻⁵)	1,29·10 ⁻⁴ *** (1,32·10 ⁻⁵)	2,67·10 ⁻⁴ *** (2,91·10 ⁻⁵)	3,07·10 ⁻⁴ *** (3,85·10 ⁻⁵)
Efeitos de Urbanização	1,45·10 ⁻⁴ *** (2,50·10 ⁻⁵)	1,00·10 ⁻⁵ (4,09·10 ⁻⁶)	-2,21·10 ⁻⁶ *** (3,31·10 ⁻⁷)	-6,05·10 ⁻⁷ (9,99·10 ⁻⁷)	-5,24·10 ⁻⁶ *** (8,78·10 ⁻⁷)
Efeitos de Congestionamento	-2,03·10 ⁻⁹ (1,82·10 ⁻⁹)	-8,01·10 ⁻¹¹ (3,67·10 ⁻¹¹)	-2,43·10 ⁻⁹ *** (6,74·10 ⁻¹⁰)	-3,00·10 ⁻¹² (1,62·10 ⁻¹²)	3,68·10 ⁻¹² *** (1,65·10 ⁻¹²)
Efeitos de Diversidade	3,00·10 ⁻¹ *** (2,96·10 ⁻²)				
Efeito fixo tempo	Sim				
Efeito fixo setor censitário	Sim				
Log-Verossimilhança	-12085,45				
N. Observações	31745				

Nota: Elaboração própria com base nos dados. Os coeficientes significativos são indicados por * / **/***, para significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores entre parênteses se referem ao erro padrão dos coeficientes.

Em geral, os resultados aqui obtidos apontam que a distribuição geográfica das indústrias têxteis e de confecção do estado de Pernambuco têm uma forte relação com as economias de localização. Esta evidência é condizente com as características da indústria, que por ser muito intensiva em mão de obra/trabalho não qualificado, os seus trabalhadores se beneficiam da interação com outros trabalhadores da indústria. Além disso, dado que há uma tendência de a indústria ser altamente concentrada, tanto no Brasil (Rocha et.al., 2019), quanto nos principais produtores da indústria (Dumais et. al, 2002; Glenn et. al., 2010; Lin et. al.,2002), a existência de economias da aglomeração gerada pela especialização, torna-se uma importante vantagem produtiva para as indústrias espacialmente concentradas. Com relação as economias de urbanização, ressalta-se que a variável de diversidade também pode ser relacionada com as vantagens produtivas decorrentes da urbanização, sendo difícil isolar o seu efeito. Além disso, se reconhece as limitações do modelo estimado, devido ao problema de possíveis variáveis omitidas, que seriam importantes para explicar a abertura de novas indústrias, como as políticas de incentivos fiscais. E, o fato da possibilidade de haver sobreposição de parte dos anéis. Por isso, os resultados obtidos devem ser interpretados com cautela.

4.3 Teste de robustez

Dadas as limitações do modelo, dois testes de robustez são realizados, baseando-se em Rosenthal e Strange (2003). Quatro regressões são estimadas, incluído as variáveis que variam de acordo com o tamanho do raio: no modelo 1, além da variável diversidade, apenas considera-se as variáveis para o raio de 0 km a 1 km; adiciona-se ao modelo 1, as variáveis do raio de 1 km a 5 km (modelo 2) e, assim, sucessivamente.

Os resultados desse teste de robustez para o modelo binomial negativo são apresentados na tabela 3, e pode-se observar que os coeficientes dos efeitos de localização, de urbanização e de diversidade mantêm seus sinais e têm coeficientes significativos nas quatro regressões, validando o modelo.

A magnitude do efeito de localização diminui à medida que a circunferência aumenta até 10 km, e ocorre um pequeno aumento na circunferência de 15 km, que pode estar capturando o efeito de outro setor. Provavelmente, a quantidade de emprego das indústrias ao quadrado não é uma *proxy* ideal para capturar os efeitos de congestionamento e deve captar outros efeitos, por isso o sinal desse efeito varia nas regressões da tabela 3. De acordo com Rocha (2008), apesar de ser muito utilizada, essa variável tem uma capacidade de explicação restrita como *proxy* de congestionamento, e a autora sugere utilizar a média salarial das indústrias para captar estes efeitos.

Tabela 3. Resultados do teste de robustez do Modelo de Regressão Binomial Negativo (anéis agregados)

Variáveis Explicativas	1	1+2	1+2+3	1+2+3+4
Efeitos de Localização	1,57·10 ⁻³ *** (4,22·10 ⁻⁵)	3,78·10 ⁻⁴ *** (1,15·10 ⁻⁵)	3,31·10 ⁻⁴ *** (1,02·10 ⁻⁵)	3,32·10 ⁻⁴ *** (1,01·10 ⁻⁵)
Efeitos de Urbanização	-1,00·10 ⁻⁵ *** (3,20·10 ⁻⁶)	-3,24·10 ⁻⁶ *** (1,78·10 ⁻⁷)	-2,29·10 ⁻⁶ *** (1,40·10 ⁻⁷)	-2,60·10 ⁻⁶ *** (1,28·10 ⁻⁷)
Efeitos de Congestionamento	9,49·10 ⁻¹¹ *** (3,67·10 ⁻¹¹)	9,01·10 ⁻¹¹ *** (1,63·10 ⁻¹¹)	-2,14·10 ⁻¹² *** (4,97·10 ⁻¹³)	-1,75·10 ⁻¹² *** (4,27·10 ⁻¹³)
Efeitos de Diversidade	4,15·10 ⁻¹ *** (2,96·10 ⁻²)	3,55·10 ⁻¹ *** (2,962·10 ⁻²)	3,65·10 ⁻¹ *** (2,97·10 ⁻²)	3,77·10 ⁻¹ *** (2,95·10 ⁻²)
Log-Verossimilhança	-12421,894	-12667,396	-12583,598	-12476,254
N. Observações	31745	31745	31745	31745

Nota: Elaboração própria com base nos dados. Os coeficientes significativos são indicados por * / **/***, para significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores entre parênteses se referem ao erro padrão dos coeficientes.

Para minimizar o efeito da causalidade reversa nos coeficientes estimados, os modelos foram estimados considerando os estabelecimentos novos e as variáveis explicativas do ano anterior. Porém, no caso do número de estabelecimentos novos serem correlacionados no tempo, é possível que a causalidade reversa interfira na magnitude dos coeficientes estimados. Assim, os modelos também são estimados com uma defasagem maior.

A tabela 4 apresenta os resultados da regressão binomial negativa, com as variáveis explicativas defasadas em dois anos em relação à variável dependente (novos estabelecimentos da indústria têxtil e de confecção). Pode-se observar, a partir desses resultados, que a maioria dos coeficientes corrobora os resultados obtidos pela estimação do modelo binomial negativo considerando um ano de defasagem.

Tabela 4. Resultados do teste de robustez do Modelo de Regressão Binomial Negativo (variáveis independentes com dois anos de defasagem)

Variáveis Explicativas	Setor Censitário	0 a 1 km	1 a 5 km	5 a 10 km	10 a 15 km
Efeitos de Localização _{t-2}	5,73·10 ^{-3***} (6,21·10 ⁻⁴)	7,86·10 ^{-4***} (5,23·10 ⁻⁵)	1,54·10 ^{-4***} (1,46·10 ⁻⁵)	2,75·10 ^{-4***} (2,96·10 ⁻⁵)	3,60·10 ^{-4***} (3,95·10 ⁻⁵)
Efeitos de Urbanização _{t-2}	1,38·10 ^{-4***} (2,43·10 ⁻⁵)	3,75·10 ⁻⁶ (4,02·10 ⁻⁶)	-1,79·10 ^{-6***} (3,42·10 ⁻⁷)	-2,34·10 ^{-6**} (9,95·10 ⁻⁷)	-6,72·10 ^{-6***} (8,94·10 ⁻⁷)
Efeitos de Congestionamento _{t-2}	-4,22·10 ^{-9**} (2,27·10 ⁻⁹)	1,28·10 ⁻¹¹ (3,19·10 ⁻¹¹)	-1,79·10 ^{-9***} (3,59·10 ⁻¹⁰)	4,34·10 ⁻¹³ (1,58·10 ⁻¹²)	7,07·10 ^{-12***} (1,63·10 ⁻¹²)
Efeitos de Diversidade _{t-2}	2,92·10 ^{-1***} (3,19·10 ⁻²)				
Log-Verossimilhança	-11086,666				
N. Observações	28280				

Nota: Elaboração própria com base nos dados. Os coeficientes significativos são indicados por * / **/***, para significância ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores entre parênteses se referem ao erro padrão dos coeficientes.

5. Conclusão

O artigo apresenta uma investigação dos efeitos das economias de aglomeração no surgimento de novas indústrias têxtil e de confecção no estado de Pernambuco. Baseando-se na estratégia empírica de Rosenthal e Strange (2003) e, a partir de uma base de dados georreferenciada ao nível dos estabelecimentos, modelos para dados de contagem foram estimados para associar fatores locais, potenciais geradores de economias de aglomeração, com a intensidade da abertura de novas firmas industriais.

Os principais resultados obtidos indicam que há uma associação entre as economias de aglomeração e a intensidade da abertura de novas indústrias têxtil e de confecção no estado de Pernambuco, sendo mais consistentes com a importância das economias de localização na atração dessas indústrias. Especialmente para a variável *proxy* de economias de localização, para distâncias até 5 km, a medida que a indústria se torna mais dispersa, há atenuação das economias de localização. Este resultado é condizente com as características das indústrias em estudo, que são intensivas em mão de obra, e tem o *labor pooling* como importante fator de aglomeração. Com relação as economias de urbanização, os resultados são menos favoráveis a aglomeração, porém indicaram que as novas indústrias são atraídas para localidades que apresentam uma maior diversidade produtiva. A maior parte dos resultados são corroborados pelos testes de robustez.

Como limitação da pesquisa, destaca-se que a base de dados utilizada na análise contém somente as informações dos estabelecimentos formais, o que deve subestimar o tamanho do setor. Porém, acredita-se que, para os modelos empíricos, esta limitação apenas deve interferir

nos resultados se estas indústrias tiverem preferências por alguma localidade em específico. Para trabalhos futuros, pretende-se expandir este estudo para todo o país e para outros setores produtivos.

Referências

ALMEIDA, Edilberto Tiago de. **Labor Pooling como fator de aglomeração: evidências para o Brasil no período 2002-2014**. 2017. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco

ANDRADE, Bruno Alves de. **Distribuição espacial da indústria têxtil e de confecção em Pernambuco: qual a influência dos fatores locais**. 2016. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Pernambuco.

ARAUZO CAROD, Josep Maria. Determinants of industrial location: An application for Catalan municipalities. **Papers in Regional Science**, v. 84, n. 1, p. 105-120, 2005.

BADR, Karim; RIZK, Reham; ZAKI, Chahir. Firm productivity and agglomeration economies: evidence from Egyptian data. **Applied Economics**, p. 1-17, 2019.

BARTIK, T. J. Who benefits from state and local economic development policies? W.E. Upjohn Institute for Employment Research, 1991.

BARUFI, Ana Maria Bonomi; HADDAD, Eduardo Amaral; NIJKAMP, Peter. Industrial scope of agglomeration economies in Brazil. **The Annals of Regional Science**, v. 56, n. 3, p. 707-755, 2016.

BILLINGS, Stephen B.; JOHNSON, Erik B. Agglomeration within an urban area. **Journal of urban economics**, v. 91, p. 13-25, 2016.

BOSQUET, Clement; COMBES, Pierre-Philippe. Sorting and agglomeration economies in French economics departments. **Journal of urban economics**, v. 101, p. 27-44, 2017.

BURKI, A. A.; KHAN, M. A. Agglomeration economies and their effects on technical inefficiency of manufacturing firms: Evidence from Pakistan. **Sciences**, 2013.

CAVALCANTE, L. R. Classificações tecnológicas: uma sistematização. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2014.

COMBES, Pierre-Philippe; GOBILLON, Laurent. The empirics of agglomeration economies. In: **Handbook of regional and urban economics**. Elsevier, 2015. p. 247-348.

DALBERTO, Cassiano R.; STADUTO, Jefferson A.R. Uma análise das economias de aglomeração e seus efeitos sobre os salários industriais brasileiros. **Revisão Econômica Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 3, p. 539-569, 2013.

DAVIS, James C.; HENDERSON, J. Vernon. The agglomeration of headquarters. **Regional Science and Urban Economics**, v. 38, n. 5, p. 445-460, 2008.

DE BLASIO, GUIDO; DI ADDARIO, SABRINA. Do workers benefit from industrial agglomeration? **Journal of Regional Science**, v. 45, n. 4, p. 797-827, 2005

DIODATO, D.; NEFFKE, F.; O'CLERY, N. Why do industries coagglomerate? How Marshallian externalities differ by industry and have evolved over time. **Journal of Urban Economics**, v. 106, 2018.

DUMAIS, Guy; ELLISON, Glenn; GLAESER, Edward L. Geographic concentration as a dynamic process. **Review of economics and Statistics**, v. 84, n. 2, p. 193-204, 2002.

- DURANTON, Gilles; OVERMAN, Henry G. Testing for localization using micro-geographic data. **The Review of Economic Studies**, v. 72, n. 4, p. 1077-1106, 2005.
- ELLISON, Glenn; GLAESER, Edward L. Geographic Concentration in US Manufacturing Industries: A Dartboard Approach. **Journal of Political Economy**, v. 105, n. 5, 1997.
- ELLISON, Glenn; GLAESER, Edward L. The geographic concentration of industry: Does natural advantage explain agglomeration? **American Economic Review**, v. 89, n.2, p. 311-316, 1999.
- ELLISON, Glenn; GLAESER, Edward L.; KERR, William R. What causes industry agglomeration? Evidence from coagglomeration patterns. **American Economic Review**, v. 100, n. 3, p. 1195-1213, 2010.
- FUJITA, M.; THISSE, J. F. Economics of Agglomeration: cities, industrial location, and globalization. [S.l.]: **Cambridge University Press**, 2013.
- GARDNER, W.; MULVEY, E. P.; SHAW, E. C. Regression analyses of counts and rates: Poisson, overdispersed Poisson, and negative binomial models. **Psychological Bulletin**, 118(3), 392-404, 1995.
- GORINI, Ana Paula Fontenelle. Panorama do setor têxtil no Brasil e no mundo: reestruturação e perspectivas. 2000.
- GLAESER, E. L.; KALLAL, H. D.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. Growth in cities. **The Journal of Political Economy**, v. 100, n. 6, p. 1126-1152, 1992.
- GLAESER, Edward L.; MARE, David C. Cities and skills. **Journal of labor economics**, v. 19, n. 2, p. 316-342, 2001.
- GOKAN, Toshitaka; KUROIWA, Ikuo; NAKAJIMA, Kentaro. Agglomeration economies in Vietnam: a firm-level analysis. **Journal of Asian Economics**, 2019.
- GUIMARAES, P., FIGUEIREDO, O., WOODWARD, D., 2000. Agglomeration and the location of foreign direct investment in Portugal. *Journal of Urban Economics* 47, 115–135.
- HANSEN, Eric R. Industrial location choice in Sao Paulo, Brazil: a nested logit model. **Regional science and Urban economics**, v. 17, n. 1, p. 89-108, 1987.
- HAUSMAN, J. A. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 1251–1271, 1978
- HENDERSON, V.; KUNCORO, A.; TURNER, M. Industrial Development in Cities. **Journal of Political Economy**, 103(5), p. 1067–1090, 1995.
- HEUERMAN, D. Human capital externalities in Western Germany. **Spatial Economic Analysis**, 6(2), p. 139–165, 2011.
- HOLL, Adelheid. Transport infrastructure, agglomeration economies, and firm birth: empirical evidence from Portugal. **Journal of Regional Science**, v. 44, n. 4, p. 693-712, 2004.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Censo demográfico 2010. **IBGE**, 2010.
- IPEADATA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Dados sociais e regionais. **IPEADATA**, 2014.
- INOUE, Hiroyasu; NAKAJIMA, Kentaro; SAITO, Yukiko Umeno. Localization of collaborations in knowledge creation. **The Annals of Regional Science**, v. 62, n. 1, p. 119-140, 2019.

- LIN, Hui-Lin; LI, Hsiao-Yun; YANG, Chih-Hai. Agglomeration and productivity: Firm-level evidence from China's textile industry. *China Economic Review*, v. 22, n. 3, p. 313-329, 2011.
- MONSENY, Jordi Jofre. On the scope of agglomeration economies: Evidence from Catalan zip codes. **Documents de treball IEB**, n. 4, p. 1, 2005.
- JOFRE-MONSENY, Jordi; MARÍN-LÓPEZ, Raquel; VILADECANS-MARSAL, Elisabet. The mechanisms of agglomeration: Evidence from the effect of inter-industry relations on the location of new firms. **Journal of Urban Economics**, v. 70, n. 2-3, p. 61-74, 2011.
- JOFRE-MONSENY, J.; MARÍN-LÓPEZ, R.; VILADECANS-MARSAL, E. The determinants of localization and urbanization economies: Evidence from the location of new firms in Spain. **Journal of Regional Science**, 54 (2), 313–337, 2014.
- KRUGMAN, Paul. Increasing returns and economic geography. **Journal of political economy**, v. 99, n. 3, p. 483-499, 1991a.
- KRUGMAN, Paul R. Geography and trade. MIT press, 1991b.
- LIN, Hui-Lin; LI, Hsiao-Yun; YANG, Chih-Hai. Agglomeration and productivity: Firm-level evidence from China's textile industry. **China Economic Review**, v. 22, n. 3, p. 313-329, 2011.
- MARSHALL, Alfred. Principles of Economics. London: MacMillan, 1890.
- MATA, Daniel et al. Determinants of city growth in Brazil. **The World Bank**, 2005.
- MAUREL, Françoise. Évolutions locales de l'industrie 1982-1992 et convergence régionale. **Économie & prévision**, v. 131, n. 5, p. 77-91, 1997.
- MAUREL, F.; SÉDILLOT, B. A measure of the geographic concentration in French manufacturing industries. **Regional Science and Urban Economics**, Elsevier, v. 29, n. 5, p. 575–604, 1999.
- MCCANN, Philip; ORTEGA-ARGILÉS, Raquel. Smart specialization, regional growth and applications to European Union cohesion policy. **Regional Studies**, v. 49, n. 8, p. 1291-1302, 2015.
- MORETTI, Enrico. Local Multipliers American Economic Review. **Papers and Proceedings**, 2011.
- NORTH, Douglass C. Location theory and regional economic growth. **Journal of political economy**, v. 63, n. 3, p. 243-258, 1955.
- OVERMAN, H. G.; PUGA, D. Labor pooling as a source of agglomeration: An empirical investigation. In: **Agglomeration Economics**. [S.l.]: University of Chicago Press p. 133–150, 2010.
- PIERGIOVANNI, Roberta; CARREE, Martin A.; SANTARELLI, Enrico. Creative industries, new business formation, and regional economic growth. **Small Business Economics**, v. 39, n. 3, p. 539-560, 2012.
- POWER, Bernadette; DORAN, Justin; RYAN, Geraldine. The effect of agglomeration economies on firm deaths: A comparison of firm and regional based approaches. **Urban Studies**, p. 0042098018817428, 2019.
- RAPOSO, Maria; GOMES, Gustavo. Estudo de caracterização econômica do pólo de confecções do agreste de Pernambuco. **Recife: FADE/UFPE/SEBRAE**, 2003.
- RESENDE, Marcelo; WYLLIE, Ricardo. Aglomeração industrial no Brasil: um estudo empírico. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 35, n. 3, p. 433-460, 2005.

ROCHA, Nadia. **Firm location determinants: Empirical evidence for France**. HEID Working Paper, 2008.

ROCHA, Roberto Ednísio V.; VIANA, Fernando Luiz E.; NUNES, Cristina C.; NUNES, Fernando R. de Melo. A indústria de confecções na região Nordeste: gargalos, potencialidades e desafios. **XXVIII Encontro Nacional de Engenharia de Produção. Anais do XXVIII ENEGEP. Rio de Janeiro–RJ**, 2008.

ROCHA, R. I. **Proposta de padronização do setor de engenharia para a indústria de confecções de jeans no estado de Ceará**. Monografia (Graduação em Engenharia Mecânica). UFC, 2002.

ROCHA, Roberta de Moraes; NETO, Raul da Mota Silveira; GOMES, Sônia Maria Fonseca Pereira Oliveira. Maiores cidades, maiores habilidades produtivas: ganhos de aglomeração ou atração de habilidosos? Uma análise para as cidades brasileiras. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 42, n. 4, p. 675-696, 2011.

ROCHA, Roberta de Moraes; BEZERRA, Fernanda Mendes; DE MESQUITA, Cristiane Soares. Uma análise dos fatores de aglomeração da indústria de transformação brasileira. **Revista Economia**, 2013.

ROCHA, R. M.; DA SILVA JÚNIOR, L. H.; VIANA, J. A. B. Inovação e competição: um estudo de caso do arranjo produtivo de confecção do agreste pernambucano. **Gestão e Desenvolvimento em Revista**, v. 1, n. 1, p. 50-80, 2015.

ROCHA, Roberta; ARAÚJO, José Ewerton Silva; ALMEIDA, Edilberto Tiago. As Indústrias Da Transformação São Concentradas Geograficamente? Um Teste Empírico Para O Brasil (2002-2014). **Nova Economia**. Forthcoming, 2019.

ROSENTHAL, S. S.; STRANGE, W. C. The determinants of agglomeration. **Journal of Urban Economics**, v. 50, n. 2, p. 191–229, 2001.

ROSENTHAL, S. S.; STRANGE, W. C. Geography, Industrial Organization, and Agglomeration. **Review of Economics and Statistics**, v. 85, n. 2, p. 377-393, 2003.

ROSENTHAL, Stuart S.; STRANGE, William C. Evidence on the nature and sources of agglomeration economies. In: **Handbook of regional and urban economics**. Elsevier, 2004. p. 2119-2171.

SILVA, Rubens Lopes Pereira da; SILVEIRA NETO, Raul da Mota; ROCHA, Roberta. Localization patterns within urban areas: evidence from Brazil. **Area Development and Policy**, p. 1-20, 2019.

SOUZA, Filipe Lage de. **A localização da indústria de transformação brasileira nas últimas três décadas**. 2002. Tese de Doutorado.

STUETZER, M., AUDRETSCH, D. B.; OBSCHONKA, M., Gosling; S. D., Rentfrow, P. J.; & POTTER, J. Entrepreneurship culture, knowledge spillovers and the growth of regions. **Regional Studies**, 52(5), 608-618, 2018.

THISSE, Jacques-François. Economics of agglomeration. In: **Oxford Research Encyclopedia of Economics and Finance**. 2019.

VAN SOEST, Daan P.; GERKING, Shelby; VAN OORT, Frank G. Spatial impacts of agglomeration externalities. **Journal of Regional Science**, v. 46, n. 5, p. 881-899, 2006.

VIGNANDI, Rafaella Stradiotto; PARRÉ, José Luiz; DE FREITAS GUIMARÃES, Paulo. Measures of Industry Agglomeration in Brazil: a study addressing neighboring effects. **Análise Econômica**, v. 34, n. 65, 2016