

## IMPACTO DAS EXTERNALIDADES DINÂMICAS DE ESCALA SOBRE O CRESCIMENTO DO EMPREGO INDUSTRIAL NAS CIDADES BRASILEIRAS

**Bruno Dutra Badia** - Mestre em Economia e Assistente de Pesquisa do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR/UFMG.

**Lízia de Figueiredo** - PhD em Economia pela University of Nottingham, Professora da Faculdade de Ciências Econômicas e do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR/UFMG.

### Resumo

O objetivo do estudo é identificar em que medida a estrutura produtiva local em uma cidade potencializa as economias externas de escala, implicando crescimento da atividade de suas indústrias, tendo, portanto, a cidade como unidade de análise. Ainda que a maioria dos estudos sobre o assunto utilize dados em *cross-section*, o presente estudo utiliza uma metodologia para dados em painel, afim de não apenas verificar o impacto de condições pretéritas do mercado que a indústria se depara em uma cidade sobre o seu crescimento, mas também o *timing* destes efeitos. Os resultados sugerem que tanto a diversidade industrial em uma cidade quanto a escala passada da indústria e o grau de competição com o qual as firmas desta indústria se deparam impactam significativamente o crescimento do emprego industrial nas cidades.

**Palavras-chave:** Economias Externas de Escala Dinâmicas; Crescimento da Produtividade em Cidades; Painéis Dinâmicos; Estimador de Arellano-Bond, Teste *Difference Sargan*.

### Abstract

The paper aims to identify how the local industrial structure in a city fosters the external economies of scale, implying the growth of an industry activity in that city, having, therefore, the city as unity of analysis. Most past studies that addressed this theme utilized, in general, cross-section data. The present study make use of a panel data methodology, allowing to address both the questions of how does past market conditions affect industry growth in a city and the timing of those effects. The results suggest that industrial diversity, past own industry scale in the city, and competition among firms in the same industry are significant to explain industrial employment growth in cities.

**Keywords:** Dynamical External Economies of Scale, Productivity Growth in Cities, Dynamical Panels; Arellano-Bond Estimator; Difference Sargan Test.

**Classificação JEL-** R00, O49, C33.

## 1. INTRODUÇÃO

A partir de meados da década de 1980, modelos de crescimento econômico passaram a enfatizar o papel dos retornos crescentes de escala sobre o desempenho das economias. Lucas (1988) associa os retornos crescentes à acumulação de capital humano, enfatizando os retornos sociais que dela se originam. Ou seja, há um ganho de cada indivíduo proporcional ao estoque de capital humano da sociedade, que se reflete em aumento do bem-estar social. Romer (1986) apresenta o investimento em novos conhecimentos, por exemplo, investimento em atividades de pesquisa, como fonte das economias de escala. Neste caso, o investimento em conhecimento por parte das firmas leva a maior eficiência na difusão tecnológica e transmissão de idéias relacionadas ao processo de produção.

Em qualquer dos casos, ou seja, independente de sua fonte, os retornos crescentes de escala dependem de forma crônica da proximidade física entre os agentes econômicos. De fato, este é o argumento utilizado por diversos autores (LUCAS, 1988; GLAESER ET AL., 1992; HENDERSON, 1997; EATON e ECKESTEIN, 1997, entre outros) a fim de justificar a cidade como foco natural, ou laboratório natural, de análise para a verificação empírica de tais teorias (HENDERSON ET AL., 1995). Ou seja, uma vez que os retornos crescentes de escala constituem fator chave ao crescimento econômico e dado que estes se encontram no âmago da própria existência das cidades, decorre que relacionar o crescimento nas cidades às economias de escala, e neste caso cabe denominá-las economias de aglomeração, equivale a por em prova as referidas teorias de crescimento econômico.

Cabe a Marshall (1890) o pioneirismo em relacionar a concentração geográfica da atividade econômica a fatores além dos recursos naturais. O conceito de economias de aglomeração surge, pois, para justificar a concentração geográfica de determinadas indústrias. Esta força capaz de atrair firmas de uma mesma indústria para um ponto específico no espaço geográfico possui em Marshall três fontes claras. Uma delas é a existência de um mercado de trabalho para a mão-de-obra especializada (*labor market pooling*). Outra, as vantagens associadas ao uso de insumos comuns a todas as firmas (*input sharing*). Por fim, e talvez mais importante, as vantagens que se obtém da troca de conhecimentos e idéias entre firmas e indivíduos envolvidos no processo de produção (*knowledge spillovers*).

Glaeser *et al.* (1992), entre outros, distinguem dois grupos de externalidades de escala, fruto da troca de conhecimentos entre os indivíduos, conforme sua natureza<sup>1</sup>. Se a difusão do conhecimento é oriunda da interação entre firmas e indivíduos ligados a uma mesma atividade produtiva (indústria), as externalidades de escala são ditas *externalidades de localização*, ou em seu aspecto dinâmico, *externalidades Marshall-Arrow-Romer (MAR)*. No caso em que firmas e indivíduos ampliam seu conhecimento e produtividade a partir da interação com agentes ligados a diferentes atividades, as externalidades são chamadas *externalidades de urbanização*<sup>2</sup> ou *externalidades Jacobs*<sup>3</sup>, se consideradas em contexto dinâmico.

Ou seja, ainda que Marshall (1890) tenha fornecido justificativas para a concentração de firmas de uma mesma indústria em uma dada região, existe também vantagens obtidas da diversidade entre as atividades que se localizam próximas uma das outras. Justiça seja feita,

---

<sup>1</sup>A classificação descrita a seguir teve provavelmente origem, no que diz respeito ao caráter dinâmico das economias de aglomeração, no trabalho de Glaeser *et al* (1992), sendo hoje amplamente difundida.

<sup>2</sup> De fato, Isard (1956) já conceitualiza as externalidades como sendo de localização ou urbanização.

<sup>3</sup> Jacobs (1969).

Marshall também reconhece tais vantagens, contudo as associa quase que inteiramente à redução do risco referente a choques exógenos específicos a uma indústria.

Além das características de estrutura produtiva, acima referidas, Glaeser *et al.* (1992) e Combes (2000), entre outros, verificam de que forma a competitividade do ambiente de mercado influencia o desempenho industrial nas cidades. Neste caso, a argumentação se dá em dois sentidos. Por um lado, pode-se argumentar que a expansão da atividade produtiva é associada a um ambiente industrial mais concentrado, por diminuir a probabilidade de que competidores se beneficiem dos frutos de inovações tecnológicas empreendidas por uma firma. Esta argumentação dá-se no espírito de Romer (1986). Por outro lado, em um ambiente competitivo, as empresas se deparam com a necessidade de inovar a fim de não perderem suas participações relativas no mercado. Argumento familiar ao de Jacobs (1969), a qual, de fato, vê o monopólio como inibidor do crescimento econômico.

O objetivo do presente artigo é identificar em que medida a estrutura produtiva do mercado local potencializa as economias de escala implicando crescimento da atividade das indústrias, medida pelo crescimento do emprego, tendo, portanto, a cidade como unidade de análise. Ainda que a maioria dos trabalhos sobre o assunto utilize dados em *cross-section*, o presente estudo utiliza uma metodologia para dados em painel, afim de não apenas verificar o impacto de condições pretéritas do ambiente produtivo da cidade sobre o crescimento, mas também o *timing* destes efeitos. Para tanto, construiu-se um painel com informações sobre 12 subsectores de atividade, conforme classificação do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a partir de dados obtidos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), de 1985 a 2000.

Além desta introdução o artigo consta de outras quatro seções. Na segunda seção apresenta-se brevemente a literatura relacionada com o presente artigo. A terceira seção é dedicada à metodologia e à descrição do banco de dados. Na quarta seção apresentamos os resultados empíricos obtidos no exercício econométrico proposto. Por fim, a quinta seção apresenta as conclusões do estudo.

## 2. LITERATURA

Como sugerido por Rosenthal e Strange (2003), a literatura que visa mensurar a influência das economias externas de escala sobre a produtividade pode ser dividida conforme a estratégia empírica adotada. Em linhas gerais, são cinco estas estratégias. A primeira seria a estimativa direta de funções de produção. Devido aos problemas econométricos associados a este exercício, outras quatro estratégias são sugeridas na literatura. No presente estudo utiliza-se uma destas abordagens, que diz respeito à verificação do impacto das economias de aglomeração sobre o *crescimento* da atividade dos setores produtivos<sup>4</sup>. Em particular, deseja-se obter evidências sobre as economias externas de escala dinâmicas (*MAR* e *Jacobs*, conforme definidas na introdução) e seu impacto sobre o crescimento da produtividade das indústrias nas cidades brasileiras.

O estudo seminal de Glaeser *et al.* (1992) verifica em que medida o crescimento do emprego (entre os anos de 1956 e 1987) nas seis maiores indústrias em 170 cidades (*metropolitan statistical areas*) norte-americanas se explica por características da estrutura de mercado nestas cidades. O argumento central dos autores parte da implicação teórica de que se externalidades *MAR* são importantes para o crescimento, então cidades com maior nível de especialização industrial devem apresentar maior crescimento do emprego no período. De forma similar

---

<sup>4</sup> Para um tratamento das demais abordagens ver Rosenthal e Strange (2003).

argumenta-se a implicação de externalidades *Jacobs*. Para a amostra estudada pelos autores, a evidência aponta para a predominância de externalidades *Jacobs* explicando o crescimento do emprego. Outro importante resultado é que o grau de competição entre firmas de uma mesma indústria possui impacto positivo sobre o crescimento do emprego industrial nas cidades estudadas.

Henderson *et al.* (1995) empregam dados referentes a oito indústrias nos anos de 1970 e 1987 para verificar e caracterizar externalidades dinâmicas nas cidades norte-americanas. Ao contrário de Glaeser *et al.* (1992), este trabalho apresenta evidências de que ambas externalidades *MAR* e *Jacobs* influenciaram o crescimento do emprego para a amostra analisada. Indústrias de bens de capital, tidas como mais maduras, se beneficiam mais de externalidades *MAR*. De fato, para estas indústrias, os resultados para externalidades *Jacobs* são não significativos. Por outro lado, indústrias de alta tecnologia beneficiam-se tanto de um quanto de outro tipo de economias de aglomeração.

Henderson (1997) apresenta uma análise diferenciada em relação aos estudos anteriores. Os dados em painel utilizados no estudo lhe permitem não só investigar questões comuns aos estudos precedentes como inferir acerca do *timing* do efeito de cada variável independente sobre o crescimento do emprego. Como em Henderson *et al.* (1995), as estimativas referem-se a cada uma das indústrias em separado. Além das variáveis de concentração e diversidade as variáveis *salário* e *emprego total na área metropolitana* são incluídas para captar efeitos do mercado local sobre a variação no emprego. Os resultados apresentados pelo autor sugerem que, para todas as indústrias estudadas, há evidências de ambas externalidades dinâmicas associadas aos níveis passados de concentração da própria atividade e da diversidade local. O impacto da diversidade urbana parece perdurar por mais tempo com valores significativos para sua sétima defasagem<sup>5</sup>, levando a crer que a diversidade possua impacto positivo sobre o crescimento do emprego até sete anos depois.

Em estudo sobre o crescimento do emprego nas áreas de emprego (*zone d'emploi*) francesas, Combes (2000) utiliza metodologia similar à de Glaeser *et al.* (1992) e Henderson *et al.* (1995). Sua amostra contém dados sobre 52 setores industriais e 42 setores de serviços em 341 unidades geográficas entre os anos de 1984 e 1993. Seus resultados sugerem a importância da estrutura econômica local sobre o crescimento do emprego. Os setores de serviços estudados beneficiam-se da diversidade e densidade da atividade econômica ao passo em que os resultados para os setores industriais foram contrários aos encontrados para serviços. Estes resultados negativos de diversidade e densidade sobre o crescimento do emprego na indústria provavelmente refletem deseconomias de aglomeração, conforme sugerido na literatura teórica (ALONSO, 1964 e HENDERSON, 1974, por exemplo). Ambos, setores industriais e de serviços, não apresentaram resultados significativos para especialização.

### 3. METODOLOGIA E BANCO DE DADOS

#### 3.1 Metodologia

---

<sup>5</sup> A estrutura de defasagens utilizadas no estudo de Henderson (1997) vai até o sétimo *lag* de todas as variáveis, ou seja, olha sete anos atrás. A extensão temporal dos dados utilizados pelo autor não permite que uma estrutura maior de defasagens seja utilizada dada a perda de graus de liberdade implicada.

Considere a equação (1) abaixo. Nela associa-se o emprego de uma dada indústria em uma dada cidade  $c$  a características do ambiente urbano e industrial desta cidade em cada período de tempo  $t$ , ou seja:

$$\log l_{c,t} = a_t + \sum_{j=1}^p b_j \log l_{c,t-j} + \sum_{j=1}^p \mathbf{x}_{c,t-j}^T \boldsymbol{\gamma}_j + \mathbf{z}_c^T \boldsymbol{\phi} + h_c + e_{c,t} \quad (c = 1, \dots, N; t = p+1, \dots, T) \quad (1)$$

onde  $l_{c,t}$  é o emprego da indústria na cidade  $c$  (por simplicidade de notação omite-se o subscrito da indústria) no período  $t$ ;  $a_t$  um efeito temporal;  $\mathbf{x}_{c,t-j}$  é um vetor  $(K-1) \times 1$  de características industriais e de mercado da cidade a qual pertence a indústria;  $\mathbf{z}_c$  um vetor de características da cidade invariantes no tempo, como, por exemplo, sua localização geográfica;  $h_c$  um efeito fixo específico da cidade; e, finalmente,  $e_{c,t}$  um distúrbio aleatório que varia através das cidades e dos diferentes períodos de tempo.

À exceção de Henderson *et al.* (1995) e Henderson (1997) trabalhos que buscaram verificar empiricamente a existência de externalidades de aglomeração em geral não trataram com a questão da heterogeneidade  $h_c$ . Mas qual seria o problema relacionado a esta questão? Do ponto de vista econométrico, o problema surge quando a correlação entre  $h_c$  e as variáveis independentes é diferente de zero<sup>6</sup>. Neste caso, tomar alguma transformação de efeito fixo e estimar a equação resultante por mínimos quadrados ordinários (MQO) produziria estimativas viesadas e inconsistentes dos parâmetros desta equação (ver nota 9 de pé de página a seguir). Um segundo problema, consequência do primeiro, é que a existência desta correlação poderia levar-nos a conclusões equivocadas sobre o comportamento dinâmico das economias de aglomeração.

Assim, ao invés de o efeito das variáveis no lado direito de (1) representar o *link* entre o ambiente passado e a escala de uma indústria no presente, estas variáveis poderiam apenas estar captando a relação entre  $h_c$  e  $l_{c,t}$ . Por exemplo, seja  $h_c$  uma característica institucional, não observável, da cidade  $c$  que implique um ambiente favorável ao desenvolvimento da atividade de uma indústria locada nesta cidade. Neste caso, não só estaria  $h_c$  determinando o nível de atividade presente  $l_{c,t}$  da indústria como também seus níveis passados  $l_{c,t-j}$  e, provavelmente, as características urbanas, tanto industriais quanto de mercado,  $\mathbf{x}_{c,t-j}$ . Portanto, é de se esperar que a aparente relação entre o nível de atividade hoje,  $l_{c,t}$ , e características urbanas no passado,  $l_{c,t-j}$  e  $\mathbf{x}_{c,t-j}$ , seja, na verdade, fruto da ação de  $h_c$  na cidade  $c$ , que determina tanto as variáveis explicativas quanto a variável explicada em nosso modelo.

Uma forma de lidar com o problema é o uso de variáveis instrumentais que permite a obtenção de estimativas consistentes dos parâmetros em equações dinâmicas do tipo (1). Contudo, há o problema relacionado à qualidade do(s) instrumento(s) utilizado(s)<sup>7</sup>. Henderson *et*

<sup>6</sup> O que necessariamente ocorre, pois sendo  $h_c$  igual em todo  $t$ , tem-se que  $E(l_{c,t-j} h_c) \neq 0$ . Ainda assim, no caso de não haver a variável dependente defasada entre as covariáveis e a correlação entre a heterogeneidade e as variáveis independentes ser zero, o simples fato de ser  $h_c$  constante para todo o  $t$  implica que os resíduos são autocorrelacionados.

<sup>7</sup> Hansen (1982) e Baum *et al* (2003) apresentam uma discussão acerca de instrumentos ótimos. Este assunto, porém, foge ao escopo do presente estudo.

al. (1995) apresentam uma lista de possíveis instrumentos para serem utilizados na resolução do problema. No entanto, os próprios autores enfatizam a dificuldade em se encontrar variáveis ortogonais à heterogeneidade que constituam bons instrumentos para as variáveis endógenas.

Henderson (1997) utiliza a transformação de primeiras diferenças em seu modelo (similar àquele em (1)) o que lhe permite obter estimativas consistentes dos parâmetros de interesse, bem entendido, os parâmetros que indicam a existência e estrutura temporal das economias externas de aglomeração.

Dito isto, devido ao fato de não haver interesse imediato sobre o vetor de parâmetros  $\phi$ <sup>8</sup> podemos tomar a primeira diferença de (1), para obter:

$$\Delta \log l_{c,t} = \Delta a_t + \sum_{j=1}^p b_j \Delta \log l_{c,t-j} + \sum_{j=1}^p \Delta x_{c,t-j}^T \gamma_j + \Delta e_{c,t} \quad (c = 1, \dots, N; t = p + 2, \dots, T) \quad (2)$$

Sendo  $\Delta$  o operador de diferença. Decorre que, ao diferencarmos (1), obtemos uma equação livre de características específicas da cidade<sup>9</sup>. Além disso, do fato de a variável dependente estar expressa em logaritmo, decorre que (2) associa o crescimento do emprego da indústria na  $c$ -ésima cidade ao crescimento passado do emprego da própria indústria, à evolução do ambiente industrial com o qual a indústria se depara e a mudanças nos condicionantes de mercado da cidade em períodos anteriores.

O interesse do estudo é estimar os parâmetros  $b_1, \dots, b_p, \gamma_1, \dots, \gamma_p$ . Ou seja, deseja-se verificar a extensão temporal (dinâmica) do impacto da própria variável dependente defasada além do impacto de variáveis exógenas que permitam identificar a presença dos diferentes tipos de externalidades dinâmicas, bem como a importância relativa destas externalidades sobre crescimento do emprego da indústria nas cidades brasileiras no período sob análise.

Tomando (2), considere que as condições abaixo são satisfeitas:

$$E(\log l_{c,s} \Delta e_{c,t}) = 0 \text{ para } s < t - 1; \text{ e } E(x_{c,s} \Delta e_{c,t}) = 0 \quad \forall s, t \quad (3)$$

ou seja, para  $s < t - 1$ , é assumida a ausência de correlação entre realizações da variáveis dependente com a primeira diferença do distúrbio idiossincrático em (1), o mesmo valendo para todos  $t$  e  $s$  com respeito a  $x_{cs}$ . Isto naturalmente sugere que podemos estimar (2) utilizando defasagens das variáveis  $l_c$  e  $x_c$  (que atendam às condições (3)) como instrumentos para os regressores endógenos desta equação<sup>10</sup>. De fato, as condições de ortogonalidade em (3) servem de base para a derivação do estimador utilizado no presente estudo, baseado no Método

<sup>8</sup> Hausman e Taylor (1981) apresentam um método baseado em estimadores de variáveis instrumentais que nos permite obter os parâmetros em  $\phi$  de forma consistente. Em seu estudo, Hausman e Taylor aplicam o método para a estimação de equações salariais. Cabe destacar que o modelo de Hausman e Taylor é de efeitos aleatórios.

<sup>9</sup> Outras transformações que não a de primeiras diferenças também implicam obtenção de uma equação livre da heterogeneidade  $h_c$ , como, por exemplo, a transformação pela média dos grupos, ou *within group transformation*, ou transformação de efeitos fixos. Pode ser mostrado que a estimação por MQO da equação obtida por essa transformação é inconsistente e que o viés deste estimador é negativo. Logo, se comparado a um estimador não viesado, o estimador *within group* deve ser menor. A este respeito ver Bond (2002).

<sup>10</sup> Naturalmente, para  $j = 1$ ,  $\Delta l_{c,t-j}$  é endógeno em (2) dado o termo de erro desta equação.

Generalizado dos Momentos (MGM), conforme proposto em Holtz-Eakin *et al.* (1988) e Arellano e Bond (1991) que, basicamente, consiste em obter a solução para:

$$\min_{\theta} q = N^{-1} \times f(\theta)^T P_N f(\theta) \quad (4)$$

onde  $f(\theta) = Z^T (I - X\theta)$  em que  $Z$  é uma matriz  $N(T - p - 1) \times L$  de instrumentos,  $X$  é a matriz de ordem  $N(T - p - 1) \times K$  das covariáveis em (2),  $I$  o vetor  $N(T - p - 1) \times 1$  da variável dependente e  $\theta = (b_1, \dots, b_p, \gamma_1, \dots, \gamma_p)$ .<sup>11</sup>

A escolha do número de defasagens incluídas no modelo para cada indústria segue o método adotado em Dahlberg e Johansson (2000). Este método consiste basicamente na aplicação do teste *difference Sargan*, proposto em Arellano e Bond (1991).

### 3.2 Banco de Dados

O banco de dados utilizado para a realização do estudo foi extraído da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego. Para os anos de 1985 a 2000, selecionaram-se 12 subsetores de atividade segundo a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) de 1980. Para esta classificação, *subsetor de atividade* é a maior desagregação possível. Neste trabalho chamaremos os subsetores de atividade de *indústrias*. Assim, foram construídos 12 painéis, um para cada indústria selecionada. As informações coletadas para a construção do banco de dados referem-se a variáveis da indústria nas cidades. Estas variáveis são *emprego da indústria*, *emprego total na cidade*, *número de estabelecimentos* da indústria e na cidade; todas as variáveis referentes a 31 de dezembro de cada ano.

Cada painel é constituído apenas pelas cidades que apresentaram emprego na indústria em cada um dos 16 anos<sup>12</sup>. Assim, estamos analisando como se comportam as economias de aglomeração, para cada uma das indústrias, somente nas cidades que não experimentaram entradas e saídas destas atividades no período. Esta decisão baseia-se no fato de que a RAIS não permite identificar o motivo do comportamento oscilante de uma indústria em uma dada cidade. Assim, o número de cidades nas quais as indústrias estudadas estavam presentes em cada um dos anos variou de 207, caso da indústria do material elétrico e de comunicações, até 1.547, caso da indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico.

Em linhas gerais, estas cidades estavam fortemente concentradas na região sudeste, sendo a região com o maior número de cidades para cada uma das indústrias. Esta região concentrava 46% das cidades no caso da indústria da madeira e do mobiliário e 63% das cidades no caso da indústria do material elétrico e de comunicação. A região norte é aquela que possuía os menores percentuais.

#### 3.2.1 Variáveis

Nas estimativas de cada equação foram utilizadas, além de *dummies* de tempo, as seguintes variáveis:

<sup>11</sup> Para detalhes sobre a matriz  $P_N$  ver Arellano e Bond (1991), Baum *et al.* (2003) e Roodman (2006).

<sup>12</sup> As cidades consideradas no estudo são na verdade áreas mínimas comparáveis (amc's) para o ano de 1970. O critério para compatibilização pode ser encontrado no site do IPEADATA, [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br).

$\log l_{ct}$ : É simplesmente o logaritmo do emprego da indústria na  $c$ -ésima cidade. A variável dependente em (2) é sua primeira diferença, ou seja,  $\log(l_{c,t}/l_{c,t-1})$ .

$hh_{ct}$ : Índice de Herfindhal-Hirschman. Esta variável deve medir a diversidade de atividades econômicas presentes em  $c$  em cada  $t$ . Sejam  $s_{jct}$  e  $s_{jt}$  as parcelas do emprego da indústria  $j$  na cidade e no país (em  $t$ ), respectivamente. Tem-se  $hh_{ct} = \sum_{j \neq i}^J (s_{jct} - s_{jt})^2$ , para a indústria  $i$  em  $c$ .

Pode se mostrar que na medida em que  $hh_{ct} \rightarrow 0$  mais diverso é o ambiente produtivo da cidade. Desta forma, se a indústria sob análise é sujeita a externalidades *Jacobs* espera-se uma relação negativa entre variações no crescimento do emprego e o índice apresentado.

$esp_{ct}$ : Mede a especialização da cidade em uma atividade industrial. Esta variável é dada pela participação da indústria no emprego industrial total da cidade. Ou seja,  $esp_{ct} = l_{ct} / (l_{ct, total} - l_{ct})$ ; onde  $l_{ct, total}$  é emprego industrial total na cidade. Uma parcela elevada do emprego industrial na cidade pertencer a uma única indústria,  $i$ , por exemplo, implica aumento da probabilidade de que o contado interpessoal e a difusão de novas idéias se dêem entre trabalhadores desta indústria. Conseqüentemente, esta variável capta a evidência de externalidades *MAR*<sup>13</sup>.

$compet_{ct}$ : É uma medida do grau de competição na indústria, dada por  $compet_{ct} = l_{ct} / est_{ct}$ ; onde  $est_{ct}$  é o número de estabelecimentos da indústria na cidade  $c$  em  $t$ . Combes (2000) interpreta este quociente como medindo economias internas de escala e utiliza outra medida para o grau de competição na indústria. Contudo, como a existência de economias internas de escala está associada a uma maior concentração do mercado, isto é, a um menor grau de competição, esta variável constitui, necessariamente, uma medida da competitividade entre as firmas de uma mesma indústria.

A tabela a seguir contém as estatísticas descritivas média e desvio padrão para três indústrias selecionadas. Em geral, para as demais indústrias o padrão de evolução destas estatísticas para cada uma das variáveis seguiu o mesmo comportamento dos observados na TABELA 1, isto é, ao longo do período analisado, ocorreu, em média, um aumento da diversidade produtiva nos municípios nos quais se localizavam as indústrias estudadas. Este aumento foi acompanhado de redução no grau de especialização e aumento do nível de competição nestas indústrias.

---

<sup>13</sup> Claramente  $esp_{ct}$  não é definida para o caso de ser o emprego na cidade igual ao emprego na indústria. Nos casos em que o emprego industrial total na cidade era dado pelo emprego na indústria, igualou-se a medida de especialização ao emprego da indústria.

**TABELA 1 – Estatísticas Descritivas para  $\log(l_{ct})$ ,  $hh_{ct}$ ,  $esp_{ct}$  e  $compet_{ct}$  – Indústrias do Material Elétrico e de Comunicação, do Material de Transporte e da Madeira e do Mobiliário**

ano	variável	Indústria					
		Mat. Elét. e de Comun.		Material de Transporte		Ind. da Madeira e do Mobil.	
		média	desvio padrão	média	desvio padrão	média	desvio padrão
1985	$\log(l_{ct})$	4,7182	2,4040	4,5041	2,3402	3,9064	1,8196
	$hh_{ct}$	0,1553	0,1380	0,1820	0,1709	0,2301	0,1936
	$esp_{ct}$	0,0919	0,2735	0,1752	1,2357	2,0065	9,6366
	$compet_{ct}$	90,0893	142,3108	145,6819	379,6542	14,0909	35,7321
1992	$\log(l_{ct})$	5,0703	1,9539	4,4210	2,3374	3,7902	1,8295
	$hh_{ct}$	0,1350	0,1270	0,1617	0,1595	0,2147	0,1823
	$esp_{ct}$	0,0763	0,1388	0,1598	0,9775	1,2333	5,6651
	$compet_{ct}$	52,6512	78,7979	98,4418	219,6674	10,3905	16,6090
2000	$\log(l_{ct})$	5,1151	1,9324	4,8865	2,0415	4,2242	1,7904
	$hh_{ct}$	0,1121	0,1072	0,1317	0,1247	0,1895	0,1635
	$esp_{ct}$	0,0687	0,1145	0,0965	0,2504	0,9896	5,9037
	$compet_{ct}$	46,3369	66,7302	58,4928	113,8642	11,2350	13,5460

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

## 4. RESULTADOS EMPÍRICOS

### 4.1 Observações Preliminares

Nesta seção discutem-se os resultados obtidos no exercício empírico proposto no artigo, presentes nas tabelas A.1 a A.12 do ANEXO A. Antes da discussão dos resultados, façamos algumas observações preliminares. Em primeiro lugar, a exemplo de Combes (2000), nas regressões referentes a cada indústria foram incluídos os logaritmos, e não os níveis, das covariáveis descritas na subseção 3.2.1. Isto permite que os coeficientes estimados sejam interpretados diretamente como elasticidades. Em segundo lugar, todas as regressões incluem *dummies* de tempo (anuais). Contudo, os coeficientes estimados destas variáveis não são apresentados. Sua inclusão visa corrigir a ocorrência de ambas, dependência *cross-section* e autocorrelação nos resíduos.

Nas tabelas A.1 à A.12, *Wald* é a estatística de teste da hipótese de que todos os coeficientes das variáveis incluídas na regressão são conjuntamente não significativos. *Sargan* é a estatística de teste para a hipótese nula de que as restrições de momento não são sobreidentificadas. Rejeitar a hipótese nula significa rejeitar a ortogonalidade entre os instrumentos e os termos de erro. *Arellano-Bond* é a estatística de teste da hipótese de ausência de autocorrelação de segunda ordem nos termos de erro da equação (2).

Cada tabela refere-se a uma das indústrias. A coluna *defasagem* reporta o número de *lags* temporais que indicam a melhor especificação da equação (2), conforme os resultados obtidos pelo teste *difference Sargan*, conforme apresentado por Dahlberg e Johansson (2000). As demais colunas contêm os coeficientes estimados para cada variável dependente. Abaixo de cada

coeficiente estimado, entre parênteses, está o seu respectivo desvio padrão (robusto à heterocedasticidade).

De modo geral, os resultados apontam a presença de um padrão comum da influência das externalidades dinâmicas sobre cada uma das indústrias estudadas. Em cada uma das tabelas (A.1 à A.12) nota-se que os sinais dos parâmetros estimados das variáveis independentes (a exceção das variáveis  $\log(l_{c,t-j})$ ,  $j = 1, 2, \dots, 10$ ) são negativos, na maioria dos casos. O sinal negativo para os coeficientes de  $\log(hh_{c,t-j})$  indica evidência favorável às externalidades *Jacobs* (ver seção 3.2.1). Por outro lado, as evidências encontradas são contrárias à teoria das externalidades *MAR*. Isto significa que um maior grau de concentração de uma indústria em uma cidade em períodos passados impacta negativamente as variações do emprego desta indústria entre  $t-1$  e  $t$  nestas cidades. Para a medida adotada de competição na indústria os resultados indicam que um maior nível de competição entre as firmas da indústria na cidade afeta seu emprego positivamente. Ou seja, indústrias que se localizam em cidades nas quais o número de trabalhadores por estabelecimento é menor tendem a apresentar um crescimento maior no seu emprego para a amostra analisada.

Quanto às defasagens da variável dependente, Henderson (1997) interpreta seus coeficientes como compondo, conjuntamente com os coeficientes de sua medida de especialização, a evidência de externalidades *MAR*. Isto porque, tomando-se a derivada  $\partial \log l_{c,t} / \partial \log l_{c,t-j}$  obtém-se uma expressão que associa ambos os coeficientes. Seu trabalho, no entanto, não incorpora uma medida de competição à sua especificação. A derivada acima, no caso do presente estudo, é função, além dos coeficientes das variáveis  $\log(l_{c,t-j})$  e  $\log(esp_{c,t-j})$ , do coeficiente de  $\log(compet_{c,t-j})$ . Portanto, a interpretação desta derivada diferencia-se daquela empregada pelo referido autor<sup>14</sup>. Controlando para a diferença das defasagens da variável dependente, Henderson (1997) observa que a variável utilizada como medida de especialização representa o efeito direto das externalidades *MAR*, o que o autor chama de efeito puro da concentração. Somando-se, em cada defasagem, os coeficientes destas três variáveis obtém-se o efeito líquido do emprego passado sobre o emprego corrente ou, o efeito líquido do ambiente da própria indústria no passado sobre o emprego presente.

Por fim, cabe observar que nossos resultados podem refletir a agregação imposta para cada indústria analisada. Uma maior desagregação para cada atividade seria possível apenas ao custo da redução da dimensão temporal de cada painel utilizado. Como um dos interesses do estudo é analisar a estrutura dinâmica das externalidades de escala, poder-se-ia inviabilizar as estimativas, pois neste caso especificações com mais do que duas defasagens não seriam factíveis.

## 4.2 Resultados Empíricos – externalidades *MAR* e *Jacobs*

Com relação aos resultados obtidos, a menor dinâmica encontrada foi para as indústrias de minerais não metálicos, metalúrgica, química e de calçados, cada qual com quatro períodos de defasagem. Para estas quatro indústrias o efeito das externalidades *Jacobs* é significativo para as

---

<sup>14</sup> Henderson (1997) obtém sinais negativos para as estimativas dos parâmetros referentes às defasagens da variável dependente. O autor atribui estes sinais ao que ele chama de *efeito Jovanovic*. Grosso modo, este efeito consiste no seguinte fato: dado um choque positivo em  $t-1$  a indústria responde positivamente aumentando sua escala (medida pelo emprego) o que leva ao surgimento de novas plantas que em períodos posteriores,  $t$  ou  $t+1$ , irão, em grande parte, abandonar a atividade. Note, contudo, que a relação negativa entre  $l_{c,t}$  e suas defasagens se dá em suas diferenças e não em seus níveis.

duas primeiras defasagens, deixando de sê-lo a partir da terceira defasagem. Como veremos adiante, este padrão é observado para quase todas as indústrias, mesmo para aquelas cuja especificação indica a presença de um grande número de defasagens.

Além disso, o impacto da diversidade industrial é maior para a primeira defasagem caindo de forma considerável de um período a outro. Por exemplo, a variação de 1% em  $\log(hh_{c,t-1})$  gera em média uma queda de 0,46% do emprego na indústria química nesta cidade. No entanto, para a mesma variação em  $\log(hh_{c,t-2})$  a variável dependente varia -0,07%, como pode ser observado na TABELA A.9. De fato, para este conjunto de indústrias, esta foi a maior queda entre os coeficientes da primeira e segunda defasagens desta variável. Note que no caso da indústria de minerais não metálicos, além das duas primeiras defasagens, a quarta defasagem de  $\log(hh)$  também é significativa a pelo menos 6%. Contudo, a elasticidade calculada é de -0,05%, bastante inferior à elasticidade de -0,24% calculada para a primeira defasagem.

Quanto à evidência de externalidades *MAR* (considerada apenas como os coeficientes estimados de  $\log(esp_{c,t-j})$ ) para este conjunto de indústrias, as equações estimadas sugerem um efeito temporal mais persistente, a exceção da indústria de calçados, ainda que estes efeitos sejam negativos. Para as indústrias metalúrgica (TABELA A.2) e química o impacto de variações de 1% no nível de concentração destas atividades nas cidades nas quais estão presentes leva a diminuição no emprego de -1,82% e -1,91%, respectivamente. Tomando-se defasagens maiores desta variável o efeito torna-se menos negativo e, de fato, passa a positivo para a indústria metalúrgica em  $t-4$ , porém o coeficiente estimado não é significativo. Para a indústria de calçados (TABELA A.11), a variável utilizada para mensurar externalidades *MAR*, a exemplo da variável de diversidade, utilizada para captar a presença de externalidades *Jacobs*, apresentou coeficientes significativos apenas para as duas primeiras defasagens.

A variável  $\log(compet)$ , de certa forma, também pode ser vista como uma evidência favorável aos argumentos de Jacobs (1969), como discutido em Glaeser *et al.* (1992). Isto devido ao fato de que quanto mais competitivo o ambiente defrontado por uma firma maior a sua necessidade de inovar, pois, caso contrário, esta firma poderia se ver obrigada a abandonar o mercado por não acompanhar os avanços tecnológicos de suas concorrentes. De fato, esta é a evidência encontrada para três das quatro indústrias por hora analisadas. Os coeficientes negativos para cada uma das defasagens da variável  $\log(compet)$  nas tabelas A.1, A.2 e A.9 indicam que, nas cidades onde encontram-se as indústrias de minerais não metálicos, metalúrgica e química, quanto maior é o grau de competição enfrentado pelas firmas maior será a variação no emprego destas indústrias. No caso da indústria de calçados, apenas a primeira e a quarta defasagem desta variável são significativas, sendo o coeficiente estimado de sua quarta defasagem positivo e igual a 0,08.

As indústrias mecânica e têxtil apresentaram cinco defasagens cada em suas especificações enquanto que a indústria da borracha, fumo, etc. apresentou seis defasagens. Os resultados podem ser vistos nas tabelas A.3, A.10 e A.8, respectivamente. As estimativas para a indústria mecânica apresentam coeficientes significativos para as três primeiras e quinta defasagens da variável  $\log(esp)$ . Um aumento de 1% em cada um dos anos para os quais estes coeficientes são significativos implicaria uma redução no emprego de 2%. A significância dos coeficientes das demais variáveis para esta indústria apresenta o mesmo comportamento. Para as duas primeiras defasagens são significativos e negativos (caso das variáveis  $\log(hh)$  e  $\log(compet)$ ) e positivos (caso dos coeficientes das variáveis  $\log(l_{c,t-j})$ ). O efeito direto encontrado da redução da diversidade em 1% nos anos  $t-1$ ,  $t-2$  e  $t-5$  é -0,6%, enquanto que os mesmos choques em  $\log(compet)$  resultam em uma redução de 0,5% do emprego, ambos os resultados indicando evidência favorável à hipótese de externalidades *Jacobs*.

No caso da indústria têxtil os resultados parecem mais persistentes no que diz respeito ao seu comportamento dinâmico. Apenas a variável  $\log(hh)$ , no caso desta indústria, apresentou uma dinâmica menos elástica. Somente sua primeira defasagem é significativa, sendo  $-0,24\%$  a elasticidade encontrada. As variáveis  $\log(esp)$  e  $\log(compet)$ , no entanto, possuem impactos significativos até a quinta defasagem. O maior impacto ocorre na primeira defasagem decaindo de período a período. Uma variação de um ponto percentual em  $\log(esp_{c,t-1})$  induz a uma queda no emprego de  $1,10\%$  ao passo em que o mesmo choque quando aplicado a  $\log(compet_{c,t-1})$  leva a uma redução do emprego de  $0,8\%$ . Um choque de  $1\%$  em cada uma das cinco defasagens leva a redução do emprego em  $1,7\%$  no caso de  $\log(esp_{c,t-j})$ <sup>15</sup> e em  $1,3\%$  no caso de  $\log(compet_{c,t-j})$ .

Para a especificação da equação da indústria da borracha seis defasagens foram encontradas. No caso das defasagens de  $\log(hh)$ , novamente apenas a primeira defasagem é estatisticamente significativa, indicando uma extensão dinâmica bastante restrita das externalidades *Jacobs*. Contudo, este também foi o caso para as demais variáveis. A variável de especialização produtiva apresentou coeficientes significantes em apenas duas defasagens (as duas primeiras) enquanto que a variável de competição em suas três primeiras defasagens. O padrão de sinais é o mesmo do verificado para as indústrias até aqui analisadas, como se pode verificar na TABELA A.8.

A seguir, a indústria que apresentou mais defasagens é a indústria do material elétrico e de comunicações com oito defasagens incluídas em sua equação, como pode ser visto na TABELA A.4. Contudo, nenhuma variável possui o coeficiente de sua oitava defasagem significativo. A variável  $\log(hh)$  tem o impacto de sua sétima defasagem sobre o emprego significativo ao nível de  $10\%$ . Além desta defasagem, a primeira, a terceira e a sexta defasagens possuem impactos estatisticamente significativos sobre o emprego<sup>16</sup>. Os coeficientes encontrados são  $-0,21$ ,  $-0,08$  e  $-0,12$  para primeira, terceira e sexta defasagens, respectivamente e  $-0,12$  para a sétima defasagem. A variável de especialização apresentou coeficientes significativos em sua primeira e quarta defasagens, ambos negativos. Por fim os coeficientes de  $\log(compet_{c,t-j})$  foram significativos para  $j = 1$  e  $3$ , ambos a  $1\%$ . Para estas defasagens os coeficientes estimados foram  $-0,27$  e  $-0,13$ .

No caso das indústrias do material de transporte e da madeira e do mobiliário, nove defasagens foram incorporadas. Os resultados das regressões para estas duas indústrias podem ser vistos nas tabelas A.5 e A.6. Começando pela indústria do material de transporte, note que novamente a dinâmica encontrada para a variável  $\log(hh)$  é pouco elástica. Seus coeficientes significativos restringem-se à primeira e segunda defasagens, sendo que verifica-se uma queda, em valor absoluto, de  $0,32$  para  $0,09$  nos coeficientes de uma para a outra defasagem. No caso de  $\log(esp)$ , a significância dos parâmetros também oscila entre as defasagens, sendo significativos (a pelo menos  $10\%$ ) os coeficientes das defasagens  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t-5$ ,  $t-7$  e  $t-9$ . Chama a atenção o fato de os coeficientes nas últimas defasagens terem impacto maior (negativo) do que nas primeiras defasagens (ainda que o coeficiente da primeira defasagem seja o maior, em valor absoluto). O coeficiente da nona defasagem desta variável é significativo mesmo a  $1\%$  com seu valor igual a  $-0,39$ . No caso da variável  $\log(compet)$  apenas os três primeiros coeficientes são significativos a um nível justificável de significância.

No caso da indústria da madeira e do mobiliário os resultados devem ser olhados com cautela. Note que a hipótese de autocorrelação nula de segunda ordem no resíduo da equação

<sup>15</sup>O coeficiente estimado de  $\log(esp'_{c,t-5})$  é significante ao nível de  $10\%$ . Os demais, a  $1\%$ .

<sup>16</sup>A terceira defasagem desta variável é significante ao nível de  $10\%$ .

(2) é rejeitada (pelo menos a níveis de significância maiores do que 0,01)<sup>17</sup>. Neste caso, a consistência do estimador de MGM empregado no estudo não é garantida, dado que esta deriva da hipótese  $E(\Delta e_{c,t} \Delta e_{c,t-2}) = 0$ . Para esta indústria os coeficientes estimados para  $\log(\text{compet}_{c,t-j})$  foram significativos ao longo das nove defasagens, enquanto que os coeficientes de  $\log(\text{esp}_{c,t-j})$  não foram significativos apenas para  $j = 5$  e  $6$  e os coeficientes de  $\log(\text{hh}_{c,t-j})$  para todo o  $j$  a exceção de  $j = 1$ . Os sinais de todos os parâmetros estimados destas três variáveis foram negativos.

Finalmente, as duas indústrias para as quais foram indicadas dez defasagens para especificação da equação (2). Observação similar àquela feita para a indústria da madeira e do mobiliário deve ser feita para a indústria do papel, papelão, editorial e gráfica. Note que na TABELA A.7 a um nível de 5% de significância rejeita-se a hipótese nula de validade dos instrumentos<sup>18</sup>. Novamente sugere-se cautela na análise dos resultados. De qualquer forma, observe que apesar de os coeficientes da variável de medida de competição apresentarem significância estatística até a oitava defasagem (a pelo menos 10%) as demais variáveis apresentam um comportamento dinâmico menos elástico. A variável de especialização é significativa até a terceira defasagem enquanto que a variável de diversidade é significativa apenas para a primeira e quinta defasagens.

Nos resultados para a indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico chama a atenção a extensão dinâmica do impacto de  $\log(\text{compet}_{c,t-j})$ . Seus coeficientes até a nona defasagem são todos significantes mesmo a 1%. O efeito de choques de 1% em cada  $t-j$ ,  $j = 1, \dots, 9$  nesta variável sobre o emprego é  $-4,12\%$ . Os coeficientes da variável de diversidade são significantes em suas três primeiras defasagens sendo iguais a  $-0,51$ ,  $-0,15$  e  $-0,11$ , respectivamente. Cabe observar que os resultados contidos na TABELA A.12, são frutos de regressão em um estágio<sup>19</sup>. Na regressão em dois estágios, o teste de autocorrelação dos resíduos rejeitou a hipótese nula, o que, como pode ser visto na referida tabela, não ocorreu na estimativa em um estágio. Como as estimativas dos parâmetros neste caso são consistentes, optou-se por apresentar estes resultados.

Aparentemente, como observado, os resultados indicam evidência contrária à teoria das externalidades *MAR*, pelo menos no que diz respeito aos coeficientes estimados das variáveis  $\log(\text{esp}_{c,t-j})$ , que, como vimos, representam externalidades *MAR* puras, na definição de Henderson (1997). Contudo, na seção anterior, argumentou-se que ao somarmos os coeficientes de  $\log(l_{c,t-j})$ ,  $\log(\text{esp}_{c,t-j})$  e  $\log(\text{compet}_{c,t-j})$  obtém-se uma medida aproximada do impacto do emprego da indústria na cidade em  $t-j$  sobre o emprego corrente desta indústria nesta cidade. Por outro lado, somar apenas os coeficientes de  $\log(l_{c,t-j})$  e  $\log(\text{esp}_{c,t-j})$  fornece uma medida alternativa, àquela dada apenas por esta última variável, de externalidades *MAR*. Os resultados para esta medida alternativa são apresentados na TABELA 2 a seguir.

<sup>17</sup> Neste caso, especificações com outros controles ( $\log(\text{emprego total na cidade})$  e  $\log(\text{do salário industrial médio na cidade})$  foram testadas para verificar se a autocorrelação estava sendo induzida pela omissão de alguma(s) variável(eis). Os resultados obtidos não foram significativamente diferentes. Além disso, o teste *Arellano-Bond* continuou rejeitando a hipótese nula. Optou-se então por apresentar os resultados tais quais contidos na TABELA A.6.

<sup>18</sup> Neste caso, experimentaram-se regressões com diferentes conjuntos de instrumentos. Em nenhum caso se obteve sucesso em relação ao teste de Sargan, ou seja, continuou-se rejeitando a hipótese nula de validade dos instrumentos. Note que este teste refere-se à validade conjunta dos instrumentos. Como no caso da indústria da madeira e do mobiliário, decidiu-se por apresentar os resultados conforme o indicado pelo *difference Sargan*.

<sup>19</sup> Para detalhes sobre as estimações em um e dois estágios ver Arellano e Bond (1991) e Dahlberg e Johansson (2000).

**TABELA 2 – Soma dos Coeficientes de  $\log(I_{c,t-j})$  e  $\log(esp_{c,t-j})$  por Indústria e Defasagem**

Indústria	Defasagem									
	<i>t-1</i>	<i>t-2</i>	<i>t-3</i>	<i>t-4</i>	<i>t-5</i>	<i>t-6</i>	<i>t-7</i>	<i>t-8</i>	<i>t-9</i>	<i>t-10</i>
Indústria de produtos minerais não metálicos	1,0891	0,2419	0,1399	0,0466	–	–	–	–	–	–
Indústria metalúrgica	0,6542	0,0832	0,0031	–	–	–	–	–	–	–
Indústria mecânica	0,1653	-0,0849	–	–	0,0112	–	–	–	–	–
Indústria do material elétrico e de comunicações	0,1564	–	–	-0,0576	–	–	–	–	–	–
Indústria do material de transporte	-0,0079	–	–	–	-0,0367	–	-0,0247	–	0,0064	–
Indústria da madeira e do mobiliário	1,0424	0,2999	0,1908	0,1566	–	–	0,0395	0,0267	–	–
Indústria do papel, papelão, editorial e gráfica	0,4305	0,1545	0,0623	–	–	–	–	–	–	–
Indústria da borracha, fumo, couros, peles, similares, Industrias diversas	0,3038	0,0884	–	–	–	–	–	–	–	–
Indústria química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria, sabão, velas e material plástico	0,8186	0,0755	0,0232	-0,0095	–	–	–	–	–	–
Indústria têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	0,6607	0,1237	0,0551	0,0076	0,0547	–	–	–	–	–
Indústria de calçados	0,1017	–	–	–	–	–	–	–	–	–
Indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	1,4775	0,3508	0,1325	–	–	–	–	–	–	0,0509

Fonte: Tabelas A.1 a A.12 do estudo.

Os números em cada entrada da TABELA 2 referem-se à soma dos coeficientes de  $\log(I_{c,t-j})$  e  $\log(esp_{c,t-j})$  para os quais ambos são significantes ao nível de pelo menos 10%. As demais entradas (aquelas com um traço) referem-se às defasagens para as quais não são significativos ambos os coeficientes ou pelo menos um destes coeficientes. (Obviamente os traços também aparecem nas entradas em que o modelo estimado para a indústria não possui coeficiente). Como se pode observar, a exceção da indústria do material de transporte, todas as indústrias são positivamente afetadas pelos condicionantes da própria indústria em *t-1*. As indústrias mecânica e do material elétrico e de comunicações são negativamente afetadas pelos coeficientes em *t-2* e *t-3*, respectivamente. Também a indústria química possui um coeficiente negativo, em sua quarta defasagem. O maior impacto na primeira defasagem, 1,48, é observado para a indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico. Além disso, para esta indústria, ainda que de *t-4* a *t-9* o impacto não seja significativo, ele volta a ser em *t-10*. Note que no caso da outra indústria para a qual dez períodos de defasagem foram encontrados (indústria do papel, papelão, editorial e gráfica), apenas as três primeiras defasagens apresentam ambos os coeficientes significativos, sendo suas somas positivas. Portanto, ao considerar-se esta medida alternativa de externalidades *MAR*, evidência favorável à hipótese de sua ocorrência é encontrada para a maioria dos casos analisados<sup>20</sup>.

<sup>20</sup> Note que excluem-se na TABELA 2 os casos em que o coeficiente de apenas uma das variáveis é significativo. Por exemplo, para a indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico as defasagens da variável dependente são significativas (a 5%) para todo *j*, exceto *j* = 9, enquanto que a variável de especialização possui apenas as três primeiras e a última defasagens significativas, como pode ser visto na TABELA A.12.

### 4.3 Discussão dos Resultados

Nesta seção discutem-se os resultados apresentados na seção anterior. Com relação às evidências de externalidades *Jacobs*, os resultados encontrados indicam que uma maior diversidade do ambiente com o qual uma indústria se depara em uma cidade em períodos passados, implica maior emprego desta indústria no presente. Como visto anteriormente, para todas as indústrias, os coeficientes estimados da variável utilizada para medir esta externalidade foram negativos. Interpretar este fato à luz da teoria de Jacobs (1969), significa atribuir ao convívio de pessoas engajadas em diferentes atividades econômicas externalidades positivas que levam ao aumento da produtividade de uma cidade, assumido, no presente estudo, como o aumento do emprego. Contudo, a extensão dinâmica das externalidades oriundas da diversidade em poucos casos se mostrou elástica. Os casos nos quais se verificaram maiores defasagens, como no caso da indústria do material elétrico e de comunicações, por exemplo, o comportamento das defasagens da variável oscilou entre significativo e não significativo, não constituindo, desta forma, forte evidência de uma estrutura dinâmica extensa para esta variável. Isto, a princípio, significa que, para um dado fluxo de idéias entre diferentes atividades industriais, a absorção destas idéias, via sua incorporação no processo produtivo é, de certa forma, imediata.

No caso das externalidades *MAR*, quando medidas apenas pelos coeficientes estimados da variável de especialização (ou concentração) produtiva, as evidências encontradas indicam que as indústrias apresentam um desempenho pior em cidades nas quais seu emprego é alto, relativamente às demais indústrias. Ou seja, uma relação negativa entre a proporção do emprego na cidade que pertence à indústria em períodos passados e o emprego atual desta indústria nesta cidade, foi encontrada. Neste sentido, poderia se dizer, no caso da amostra analisada, que a maior interação entre indivíduos empregados em uma mesma indústria reduziria suas produtividades, um aparente contra-senso. Contudo, quando somados os coeficientes das variáveis de especialização aos coeficientes das defasagens da variável dependente, o quadro se inverte, isto é, a evidência obtida indica a atuação das externalidades *MAR* sobre o emprego. Somar estes coeficientes significa que, além de considerar a proporção do emprego industrial em uma cidade que pertence a uma dada indústria, estamos considerando a escala desta indústria. Ou seja, a idéia de que a densidade do emprego é de particular importância para este tipo de externalidade, parece fundamental<sup>21</sup>.

Finalmente, as evidências quanto ao nível de competição na indústria e seu impacto sobre o emprego. Novamente, os resultados, no que diz respeito aos sinais, são comuns a todas as indústrias, embora o mesmo não seja verdade para a extensão temporal do impacto. Por trás da interpretação dos sinais (positivo ou negativo) do coeficiente desta variável, encontram-se os seguintes argumentos. No caso de sinal positivo, um maior número médio de trabalhadores por firma na indústria afeta positivamente o crescimento do emprego nesta indústria. Isto porque a expansão da atividade produtiva estaria associada a um ambiente industrial mais concentrado, por diminuir a probabilidade de que uma firma não se aproprie integralmente dos benefícios das inovações por ela introduzidas. Por outro lado, no caso de um sinal negativo, isto é, em um ambiente mais competitivo, onde o número médio de trabalhadores por firma da indústria em uma cidade é menor, as empresas deparam-se com a necessidade de inovar afim de não perderem suas participações relativas no mercado. Isto implicaria o aumento da produtividade. Como visto na seção anterior, os sinais negativos encontrados para a maioria dos coeficientes estimados,

---

<sup>21</sup> Conforme exposto no estudo de Ciccone e Hall (1996).

corroborar a segunda hipótese. No entanto, há indústrias que, do ponto de vista dinâmico, se beneficiam mais de ambientes competitivos do que outras. Este é, por exemplo, o caso da indústria de Produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico que tem os coeficientes de nove defasagens significativos mesmo a 1%.

## 5. CONCLUSÃO

O presente estudo teve como objetivo verificar a influência das externalidades de aglomeração sobre o crescimento do emprego industrial nas cidades brasileiras no período de 1985 a 2000. Para tanto, foi empregada uma metodologia de dados em painel para estimação de modelos referentes a 12 indústrias distintas, nos quais a variável dependente é o logaritmo do emprego da indústria em uma cidade em um ano  $t$  qualquer entre 1985 e 2000. A abordagem é similar àquela empregada nos trabalhos de Glaeser *et al.*(1992), Henderson *et al.* (1995), Henderson (1997) e Combes (2000), que também buscam evidências das economias externas de escala em um contexto dinâmico, tomando como variável dependente a mesma adotada neste estudo.

Os resultados apontam para a relevância de ambos os tipos de externalidades. Ou seja, há evidência de que tanto os benefícios que se originam da concentração do emprego de uma mesma indústria na cidade quanto àqueles que têm como fonte a fertilização cruzada de idéias são importantes para o crescimento do emprego na indústria. Henderson *et al.* (1995) e Henderson (1997), obtêm o mesmo tipo de evidência. Nestes estudos, os resultados indicam que indústrias tradicionais tendem a beneficiar-se mais de externalidades do tipo *MAR* enquanto que indústrias jovens de externalidades do tipo *Jacobs*. Contudo, tanto para um quanto para outro tipo de indústria, a influência de ambos os tipos de externalidades é verificada.

Glaeser *et al.* (1992) obtêm evidência favorável às externalidades *Jacobs*. Estes autores empregam regressões globais (e não por indústria), conforme a denominação presente em Combes (2000), o que pode tê-los levado a tal resultado. Para este tipo de regressão a pergunta feita é ligeiramente diferente do que aquela feita no presente estudo. Neste caso, deseja-se saber que características da cidade (diversidade, concentração, competição, etc.) determinam o crescimento de seu emprego industrial, ao passo em que, as regressões da seção 4 informam que características da cidade determinam o crescimento do emprego de uma indústria em particular.

Além disso, os resultados do presente estudo indicaram que, para todas as indústrias analisadas, um maior nível de competição entre as firmas que compõe a indústria leva a um maior crescimento do emprego. Glaeser *et al.* (1992) também obtêm este resultado. Combes (2000), para alguns setores, obtêm evidência favorável à competição enquanto para outros não. Cabe observar que este último autor inclui em sua análise 52 setores industriais e 42 setores de serviços, o que torna praticamente inviáveis as generalizações de seus resultados.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALONSO, W. **Location and land use**. Cambridge: Harvard University, 1964. 205 p.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, London, v. 58, n. 2, p. 277-297, Apr. 1991.
- BAUM, C. F.; SCHAFFER, M. E.; STILLMAN, S. Instrumental variables and GMM: estimation and testing. **Stata Journal**, Texas, v. 3, n. 1, p. 1-31, Mar. 2003.
- BLACK, D.; HENDERSON, J. V. A theory of urban growth. **Journal of Political Economy**, University of Chicago, v. 107, n. 2, p. 252-284, Apr. 1999.
- BOND, S. R. Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. **Portuguese Economic Journal**, v. 1, n. 2, p. 141-162, Aug. 2002.
- CICCONI, A.; HALL, R. E. Productivity and density of economic activity. **American Economic Review**, v. 86, n. 1, p. 54-70, Mar. 1996.
- COMBES, P-Ph. Economic structure and local growth: France 1984 – 1993. **Journal of Urban Economics**, v. 47, n. 3, p. 329-355, May. 2000.
- DAHLBERG, M.; JOHANSSON, E. An examination of the dynamic behaviour of local governments using GMM bootstrapping methods. **Journal of Applied Econometrics**, v. 15, n. 4, p. 401-416, July/Aug. 2000.
- DURANTON, G.; PUGA, D. Diversity and specialization in cities: why, where and when does it matter. **Urban Studies**, v. 37, n. 3, p. 533-555, 2000.
- DURANTON, G.; PUGA, D. **Micro-foundations of urban agglomeration economies**. Cambridge: NBER, 2003. (Working paper; 9931)
- EATON, J.; ECKESTEIN, Z. Cities and growth: a theory and evidence from France and Japan. **Journal of Regional Science and Urban Economics**, v. 27, n. 4-5, p. 443-474, Aug. 1997.
- FUJITA, M.; KRUGMAN, P. R.; VENABLES, A. J. **Economia espacial: urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo**. São Paulo: Futura, 2002. 391 p.
- FUJITA, M.; THISSE, J-F. **Economics of agglomeration**. Cambridge: Cambridge University, 2002. 478 p.
- GALINARI, R. **Retornos crescentes urbano-industriais e spillovers espaciais: evidências a partir da taxa salarial no estado de São Paulo**. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia). Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006.
- GLAESER, E. L.; KALLAL, H. D.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. Growth in cities. **Journal of Political Economy**, University of Chicago, v. 100, n. 6, p. 1126-1152, Dec. 1992.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, New York, v. 50, n.4, p. 1029-1054, July 1982.

HAUSMAN, J.; TAYLOR, W. Panel data and unobservable individual effects. **Econometrica**, New York, v. 49, n. 6, p. 1377-1398, 1981.

HENDERSON, J. V. The sizes and types of cities. **American Economic Review**, Nashville, TN, v. 64, n. 4, p. 640-656, 1974.

HENDERSON, J. V. **Urban development: theory, fact, and illusion**. New York: Oxford University, 1988. 242 p.

HENDERSON, J. V. Externalities and industrial development. **Journal of Urban Economics**, Philadelphia, v. 42, n.3, p. 449-470, Nov. 1997.

HENDERSON, J. V.; KUNCORO, A.; TURNER, M. Industrial development of cities. **Journal of Political Economy**, University of Chicago, v. 103, p. 1067-1090, 1995.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W.; ROSEN, H. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica**, New York, v. 56, n. 6, p. 1371-1395, 1988.

ISARD, W. **Location and space economy**. Cambridge, Mass.: Massachusetts Institute of Technology, 1956. 369 p.

JACOBS, J. **The economy of cities**. New York: Random House, 1969. 288 p.

JUNIUS, K. **The economic geography of production, trade, and development**. Mohr Siebeck: Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, 1999. (Kieler Studien; 300)

LUCAS, R.J. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, p. 3-42, 1988.

MARSHALL, A. **Princípios de economia**. São Paulo: Nova Cultural, 1982. 2 v.

MÁTYÁS, L.; SEVESTRE, P. **The econometrics of panel data: handbook of theory and applications**. Kluwer Academic, 1992. 568 p.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, University of Chicago, v. 94, n. 5, 1986.

ROODMAN, D. How to do xtabond2: an introduction to “difference” and “system” GMM in stata. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology, 2006. (Working papers; 103).

ROSENTHAL, S. S.; STRANGE, W.C. **Evidence on the nature and sources of agglomeration economies**. 2003. 64 p. (Mimeogr.).

SARAFIDIS, V.; ROBERTSON, D. **On the impact of cross section dependence in short dynamic panel estimation**. 2006. 22 p. (Mimeogr.).

**ANEXO A. RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS DA EQUAÇÃO (2)**

**TABELA A.1 – Estimativa da Equação (2) – Indústria Minerais não Metálicos – Variável Dependente  $\log(l_{c,t})$**

		variável						
defasagem	$\log l$	$P >  z $	$\log hh$	$P >  z $	$\log esp'$	$P >  z $	$\log compet$	$P >  z $
$t-1$	1,9119 (0,1875)	0,000	-0,2394 (0,0502)	0,000	-0,8228 (0,0907)	0,000	-1,180 (0,1225)	0,000
$t-2$	0,4218 (0,0599)	0,000	-0,0722 (0,0273)	0,008	-0,1799 (0,032)	0,000	-0,3995 (0,0474)	0,000
$t-3$	0,2389 (0,0408)	0,000	-0,0303 (0,0267)	0,258	-0,099 (0,0249)	0,000	-0,2478 (0,0356)	0,000
$t-4$	0,1126 (0,0532)	0,003	-0,052 (0,0269)	0,053	-0,066 (0,0251)	0,008	-0,1155 (0,0349)	0,001
<i>dummies</i> de tempo			sim				<i>p</i> -valor	
Wald [ $\chi^2(26)$ ]			354, 71				-	
Sargan [ $\chi^2(95)$ ]			94,91				0,4834	
Arellano-Bond			-0,10				0,9232	
<i>N</i>			11.072				-	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**TABELA A.2 – Estimativa da Equação (2) – Indústria Metalúrgica – Variável Dependente  $\log(l_{c,t})$**

		Variável						
defasagem	$\log l$	$P >  z $	$\log hh$	$P >  z $	$\log esp'$	$P >  z $	$\log compet$	$P >  z $
$t-1$	2,4778 (0,2959)	0,000	-0,5589 (0,0799)	0,000	-1,8236 (0,1977)	0,000	-0,891 (0,1324)	0,000
$t-2$	0,392 (0,0893)	0,000	-0,1066 (0,0381)	0,005	-0,3088 (0,0553)	0,000	-0,2359 (0,0615)	0,000
$t-3$	0,1934 (0,0689)	0,005	-0,0543 (0,0375)	0,147	-0,1903 (0,0501)	0,000	-0,1232 (0,0505)	0,015
$t-4$	-0,030 (0,0586)	0,608	-0,0035 (0,0358)	0,923	0,0228 (0,0486)	0,638	-0,0794 (0,0412)	0,054
<i>dummies</i> de tempo			sim				<i>p</i> -valor	
Wald [ $\chi^2(26)$ ]			323,35				-	
Sargan [ $\chi^2(95)$ ]			101,14				0,314	
Arellano-Bond			-1,03				0,3052	
<i>N</i>			8.223				-	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**TABELA A.3 – Estimativa da Equação (2) – Indústria Mecânica – Variável Dependente  $\log(l_{c,t})$  (continua)**

		Variável						
defasagem	$\log l$	$P >  z $	$\log hh$	$P >  z $	$\log esp'$	$P >  z $	$\log compet$	$P >  z $
$t-1$	1,4616 (0,1579)	0,000	-0,3988 (0,0561)	0,000	-1,2963 (0,135)	0,000	-0,2956 (0,0588)	0,000
$t-2$	0,2004 (0,0662)	0,002	-0,0808 (0,0304)	0,008	-0,2853 (0,0541)	0,000	-0,1032 (0,0327)	0,002

(conclusão)								
<i>t</i> -3	0,0402 (0,0537)	0,454	-0,0088 (0,0283)	0,756	-0,1481 (0,0479)	0,002	0,0017 (0,0294)	0,954
<i>t</i> -4	-0,0461 (0,0481)	0,338	-0,0165 (0,0372)	0,658	0,0401 (0,0456)	0,379	0,043 (0,0265)	0,104
<i>t</i> -5	0,2664 (0,0538)	0,000	-0,1138 (0,0391)	0,004	-0,2552 (0,054)	0,000	-0,0842 (0,0303)	0,005
<i>dummies</i> de tempo	sim			<i>p</i> -valor				
Wald [ $\chi^2(29)$ ]	447,27			-				
Sargan [ $\chi^2(90)$ ]	80,94			0,7418				
Arellano-Bond	-0,39			0,6945				
<i>N</i>	3.910			-				

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**TABELA A.4 – Estimativa da Equação (2) – Indústria do Material Elétrico e de Comunicações – Variável Dependente  $\log(I_{c,t})$**

defasagem	Variável							
	$\log l$	$P >  z $	$\log hh$	$P >  z $	$\log esp'$	$P >  z $	$\log compet$	$P >  z $
<i>t</i> -1	1,3159 (0,3541)	0,000	-0,2134 (0,0859)	0,013	-1,1595 (0,3065)	0,000	-0,2708 (0,0721)	0,000
<i>t</i> -2	-0,102 (0,100)	0,306	-0,0394 (0,0573)	0,492	0,0056 (0,0861)	0,948	-0,0416 (0,0466)	0,372
<i>t</i> -3	0,1023 (0,0789)	0,195	-0,0816 (0,0427)	0,056	-0,1051 (0,0758)	0,166	-0,1323 (0,0413)	0,001
<i>t</i> -4	0,1584 (0,0953)	0,097	-0,0275 (0,0495)	0,579	-0,216 (0,0915)	0,018	-0,0394 (0,0406)	0,332
<i>t</i> -5	-0,0061 (0,1074)	0,955	-0,0484 (0,0528)	0,359	-0,0804 (0,1055)	0,446	0,0139 (0,0393)	0,724
<i>t</i> -6	0,1399 (0,1106)	0,206	-0,121 (0,0586)	0,039	-0,1403 (0,1165)	0,229	-0,0517 (0,0388)	0,183
<i>t</i> -7	0,0131 (0,1709)	0,939	-0,1177 (0,0675)	0,081	-0,0239 (0,1617)	0,882	0,0155 (0,0475)	0,745
<i>t</i> -8	0,0675 (0,1221)	0,580	0,0226 (0,0585)	0,699	-0,0942 (0,1147)	0,411	-0,0024 (0,0465)	0,960
<i>dummies</i> de tempo	sim			<i>p</i> -valor				
Wald [ $\chi^2(38)$ ]	217,35			-				
Sargan [ $\chi^2(69)$ ]	59,3			0,7912				
Arellano-Bond	0,25			0,805				
<i>N</i>	1.448			-				

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**TABELA A.5 – Estimativa da Equação (2) – Indústria do Material de Transporte – Variável Dependente  $\log(I_{c,t})$  (continua)**

defasagem	Variável							
	$\log l$	$P >  z $	$\log hh$	$P >  z $	$\log esp'$	$P >  z $	$\log compet$	$P >  z $
<i>t</i> -1	0,8943 (0,3302)	0,007	-0,3202 (0,0892)	0,000	-0,9022 (0,2813)	0,001	-0,209 (0,725)	0,004
<i>t</i> -2	0,1213 (0,1021)	0,235	-0,0928 (0,0502)	0,064	-0,1557 (0,0886)	0,079	-0,1131 (0,0741)	0,026

(conclusão)								
<i>t</i> -3	0,1166 (0,1077)	0,279	-0,0565 (0,0467)	0,226	-0,1235 (0,0961)	0,199	-0,074 (0,0433)	0,087
<i>t</i> -4	0,0033 (0,0731)	0,964	-0,0469 (0,0507)	0,335	-0,0541 (0,0664)	0,415	0,031 (0,0384)	0,419
<i>t</i> -5	-0,2023 (0,0823)	0,014	-0,014 (0,0423)	0,741	0,1656 (0,0821)	0,044	-0,0041 (0,0387)	0,916
<i>t</i> -6	0,0905 (0,1185)	0,445	-0,0546 (0,0567)	0,336	-0,0787 (0,1055)	0,456	0,0237 (0,048)	0,622
<i>t</i> -7	0,206 (0,1141)	0,071	0,0358 (0,0489)	0,464	-0,2307 (0,1085)	0,033	0,043 (0,0512)	0,401
<i>t</i> -8	0,0887 (0,125)	0,478	0,0202 (0,055)	0,713	-0,0361 (0,1182)	0,760	-0,0581 (0,0426)	0,173
<i>t</i> -9	0,3944 (0,0972)	0,000	0,0082 (0,0459)	0,858	-0,388 (0,0943)	0,000	-0,0457 (0,0491)	0,352
<i>dummies</i> de tempo			sim			<i>p</i> -valor		
Wald [ $\chi^2(41)$ ]			368,88			-		
Sargan [ $\chi^2(60)$ ]			59,89			0,4796		
Arellano-Bond			-0,71			0,4782		
<i>N</i>			1.566			-		

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**TABELA A.6 – Estimativa da Equação (2) – Indústria da Madeira e do Mobiliário – Variável Dependente  $\log(l_{c,t})$**

defasagem	Variável							
	$\log l$	$P >  z/ $	$\log hh$	$P >  z/ $	$\log esp'$	$P >  z/ $	$\log compet$	$P >  z/ $
<i>t</i> -1	1,612 (0,2394)	0,000	-0,1549 (0,0393)	0,000	-0,5696 (0,822)	0,000	-1,2756 (0,1749)	0,000
<i>t</i> -2	0,4679 (0,0863)	0,000	-0,0284 (0,0268)	0,290	-0,168 (0,0352)	0,000	-0,5045 (0,0753)	0,000
<i>t</i> -3	0,2724 (0,0529)	0,000	-0,0247 (0,0254)	0,329	-0,0816 (0,0249)	0,001	-0,3098 (0,0514)	0,000
<i>t</i> -4	0,1925 (0,0449)	0,000	-0,0141 (0,0262)	0,590	-0,0399 (0,0216)	0,064	-0,2738 (0,0483)	0,000
<i>t</i> -5	0,1101 (0,0421)	0,009	-0,0135 (0,0263)	0,609	-0,0317 (0,021)	0,131	-0,2001 (0,0447)	0,000
<i>t</i> -6	0,109 (0,0416)	0,009	-0,0105 (0,0292)	0,718	-0,0256 (0,025)	0,307	-0,156 (0,0411)	0,000
<i>t</i> -7	0,0977 (0,0441)	0,027	-0,0037 (0,0345)	0,916	-0,0582 (0,0289)	0,044	-0,1018 (0,0429)	0,018
<i>t</i> -8	0,0956 (0,0423)	0,024	-0,071 (0,0309)	0,022	-0,0689 (0,0277)	0,013	-0,0956 (0,0405)	0,018
<i>t</i> -9	0,0282 (0,0451)	0,532	0,0069 (0,0332)	0,835	-0,015 (0,028)	0,593	-0,0874 (0,044)	0,047
<i>dummies</i> de tempo			sim			<i>p</i> -valor		
Wald [ $\chi^2(41)$ ]			176,65			-		
Sargan [ $\chi^2(60)$ ]			56,67			0,5982		
Arellano-Bond			2,18			0,0291		
<i>N</i>			7.080			-		

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**TABELA A.7 – Estimativa da Equação (2) – Indústria do Papel, Papelão, Editorial e Gráfica– Variável Dependente  $\log(l_{c,t})$**

defasagem	Variável							
	$\log l$	$P >  z/$	$\log hh$	$P >  z/$	$\log esp'$	$P >  z/$	$\log compet$	$P >  z/$
$t-1$	1,2901 (0,2739)	0,000	-0,1912 (0,0819)	0,001	-0,8596 (0,1695)	0,000	-0,6687 (0,1433)	0,000
$t-2$	0,3623 (0,1031)	0,000	-0,0297 (0,0284)	0,295	-0,2078 (0,0534)	0,000	-0,2733 (0,0665)	0,000
$t-3$	0,1499 (0,0685)	0,029	-0,0059 (0,0274)	0,830	-0,0876 (0,0394)	0,026	-0,1884 (0,0508)	0,000
$t-4$	0,0621 (0,0549)	0,258	-0,0406 (0,0297)	0,172	-0,0562 (0,0379)	0,138	-0,0946 (0,0449)	0,035
$t-5$	0,0387 (0,0522)	0,459	-0,0673 (0,0302)	0,026	-0,0079 (0,0398)	0,842	-0,1229 (0,0425)	0,004
$t-6$	0,0999 (0,0531)	0,060	0,003 (0,0306)	0,923	-0,0709 (0,0435)	0,103	-0,942 (0,0423)	0,026
$t-7$	0,0611 (0,0598)	0,307	0,0279 (0,0358)	0,434	0,0119 (0,0479)	0,804	-0,0691 (0,0437)	0,114
$t-8$	-0,0041 (0,0595)	0,946	0,0185 (0,0382)	0,628	0,0499 (0,0457)	0,274	-0,0711 (0,0424)	0,094
$t-9$	0,0212 (0,0658)	0,747	0,0314 (0,0404)	0,437	-0,014 (0,0506)	0,782	-0,0237 (0,0455)	0,602
$t-10$	-0,0328 (0,0609)	0,590	-0,0009 (0,0405)	0,982	0,078 (0,0571)	0,172	0,0396 (0,0372)	0,287
<i>dummies</i> de tempo			sim				<i>p</i> -valor	
Wald [ $\chi^2(44)$ ]			135,29				-	
Sargan [ $\chi^2(50)$ ]			66,35				0,0606	
Arellano-Bond			-1,31				0,1898	
<i>N</i>			3.685				-	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**TABELA A.8 – Estimativa da Equação (2) - Indústria da Borracha, Fumos, Couros, Peles, Similares e Indústrias Diversa – Variável Dependente  $\log(l_{c,t})$  (continua)**

defasagem	Variável							
	$\log l$	$P >  z/$	$\log hh$	$P >  z/$	$\log esp'$	$P >  z/$	$\log compet$	$P >  z/$
$t-1$	1,9615 (0,2462)	0,000	-0,4903 (0,0717)	0,000	-1,6577 (0,2159)	0,000	-0,5073 (0,0755)	0,000
$t-2$	0,344 (0,0901)	0,000	-0,0098 (0,0442)	0,824	-0,2556 (0,0796)	0,001	-0,2242 (0,0449)	0,000
$t-3$	0,0892 (0,0642)	0,165	-0,0424 (0,0424)	0,317	-0,0635 (0,0565)	0,261	-0,1722 (0,0371)	0,000
$t-4$	0,0869 (0,0755)	0,250	-0,0572 (0,0453)	0,207	-0,0997 (0,0727)	0,170	-0,0287 (0,0374)	0,443
$t-5$	-0,0269 (0,0756)	0,865	-0,0375 (0,0435)	0,389	-0,0281 (0,0693)	0,685	-0,0229 (0,0408)	0,576
$t-6$	-0,1473 (0,0721)	0,041	0,0464 (0,0387)	0,231	-0,0154 (0,0697)	0,826	0,0378 (0,0351)	0,281
<i>dummies</i> de tempo			sim				<i>p</i> -valor	
Wald [ $\chi^2(32)$ ]			376,00				-	

		(conclusão)
<i>Sargan</i> [ $\chi^2(84)$ ]	91,2	0,2772
<i>Arellano-Bond</i>	-1,61	0,1078
<i>N</i>	4.442	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**TABELA A.9 – Estimativa da Equação (2) – Indústria Química de Produtos Farmacêuticos, Veterinários, Perfumaria, Sabão, Velas e Material Plástico – Variável Dependente  $\log(I_{c,t})$**

defasagem	Variável							
	$\log l$	P >  z/	$\log hh$	P >  z/	$\log esp'$	P >  z/	$\log compet$	P >  z/
<i>t-1</i>	2,7292 (0,242)	0,000	-0,4623 (0,0668)	0,000	-1,9106 (0,1849)	0,000	-0,8924 (0,0904)	0,000
<i>t-2</i>	0,4295 (0,0637)	0,000	-0,0655 (0,0345)	0,057	-0,354 (0,0547)	0,000	-0,1704 (0,0383)	0,000
<i>t-3</i>	0,247 (0,0614)	0,000	-0,0114 (0,032)	0,722	-0,2238 (0,0482)	0,000	-0,1361 (0,0346)	0,000
<i>t-4</i>	0,1388 (0,053)	0,009	-0,0524 (0,0328)	0,111	-0,1483 (0,0473)	0,002	-0,0581 (0,0347)	0,094
<i>dummies</i> de tempo	sim			<i>p</i> -valor				
<i>Wald</i> [ $\chi^2(26)$ ]	277,05			-				
<i>Sargan</i> [ $\chi^2(98)$ ]	98,15			0,3919				
<i>Arellano-Bond</i>	-0,87			0,3829				
<i>N</i>	5.258			-				

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**TABELA A.10 – Estimativa da Equação (2) – Indústria Têxtil do Vestuário e Artefatos de Tecido – Variável Dependente  $\log(I_{c,t})$**

defasagem	Variável							
	$\log l$	P >  z/	$\log hh$	P >  z/	$\log esp'$	P >  z/	$\log compet$	P >  z/
<i>t-1</i>	1,7704 (0,2089)	0,000	-0,2441 (0,0518)	0,000	-1,1097 (0,1376)	0,000	-0,7966 (0,1072)	0,000
<i>t-2</i>	0,3035 (0,0584)	0,000	-0,0274 (0,0322)	0,395	-0,1798 (0,0436)	0,000	-0,2453 (0,0419)	0,000
<i>t-3</i>	0,2303 (0,0437)	0,000	-0,0317 (0,0287)	0,270	-0,1752 (0,0366)	0,000	-0,1331 (0,0324)	0,000
<i>t-4</i>	0,1791 (0,0447)	0,000	-0,042 (0,0273)	0,125	-0,1715 (0,0397)	0,000	-0,0866 (0,0357)	0,015
<i>t-5</i>	0,1278 (0,0483)	0,008	-0,0007 (0,0297)	0,982	-0,0731 (0,0417)	0,080	-0,0699 (0,0328)	0,033
<i>dummies</i> de tempo	sim			<i>p</i> -valor				
<i>Wald</i> [ $\chi^2(29)$ ]	267,43			-				
<i>Sargan</i> [ $\chi^2(90)$ ]	94,33			0,3568				
<i>Arellano-Bond</i>	1,13			0,2564				
<i>N</i>	7.370			-				

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**TABELA A.11 – Estimativa da Equação (2) – Indústria de Calçados – Variável Dependente  $\log(I_{c,t})$**

		Variável						
defasagem	$\log l$	$P >  z/$	$\log hh$	$P >  z/$	$\log esp'$	$P >  z/$	$\log compet$	$P >  z/$
$t-1$	1,2093 (0,2608)	0,000	-0,4183 (0,074)	0,000	-1,1076 (0,2241)	0,000	-0,120 (0,050)	0,014
$t-2$	0,0767 (0,072)	0,286	-0,1416 (0,0399)	0,000	-0,193 (0,0676)	0,004	0,0393 (0,0261)	0,132
$t-3$	-0,015 (0,0486)	0,757	-0,0086 (0,0352)	0,808	-0,0485 (0,0449)	0,280	0,0216 (0,0236)	0,362
$t-4$	-0,0642 (0,0477)	0,178	-0,018 (0,0353)	0,611	-0,0406 (0,0457)	0,375	0,0759 (0,021)	0,000
<i>dummies</i> de tempo			sim				<i>p</i> -valor	
Wald [ $\chi^2(26)$ ]			279,44				-	
Sargan [ $\chi^2(95)$ ]			100,67				0,3257	
Arellano-Bond			0,56				0,5743	
<i>N</i>			2.574				-	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**TABELA A.12 – Estimativa da Equação (2) – Indústria de Produtos Alimentícios, Bebidas e Álcool Etilico\* – Variável Dependente  $\log(I_{c,t})$**

		Variável						
defasagem	$\log l$	$P >  z/$	$\log hh$	$P >  z/$	$\log esp$	$P >  z/$	$\log compet$	$P >  z/$
$t-1$	2,8577 (0,401)	0,000	-0,5052 (0,0688)	0,000	-1,3802 (0,177)	0,000	-2,0495 (0,2837)	0,000
$t-2$	0,7377 (0,1268)	0,000	-0,151 (0,0387)	0,000	-0,3869 (0,0716)	0,000	-0,5745 (0,0913)	0,000
$t-3$	0,3716 (0,0809)	0,000	-0,1116 (0,0357)	0,002	-0,2391 (0,0592)	0,000	-0,3172 (0,065)	0,000
$t-4$	0,268 (0,0671)	0,000	-0,0079 (0,0304)	0,795	-0,0406 (0,0467)	0,385	-0,271 (0,055)	0,000
$t-5$	0,1478 (0,060)	0,013	-0,0215 (0,0282)	0,447	-0,0292 (0,0462)	0,527	-0,2285 (0,0506)	0,000
$t-6$	0,1436 (0,0596)	0,016	0,0222 (0,0294)	0,449	0,0022 (0,0487)	0,964	-0,1339 (0,0481)	0,005
$t-7$	0,1425 (0,0642)	0,027	-0,0359 (0,0359)	0,317	-0,0325 (0,053)	0,540	-0,1613 (0,0551)	0,003
$t-8$	0,2102 (0,0699)	0,003	-0,0375 (0,0358)	0,295	-0,0746 (0,0539)	0,167	-0,222 (0,0573)	0,000
$t-9$	0,0862 (0,0626)	0,168	-0,0542 (0,0392)	0,166	-0,0643 (0,0548)	0,241	-0,158 (0,0489)	0,001
$t-10$	0,1466 (0,0674)	0,030	-0,0238 (0,0365)	0,514	-0,0957 (0,0555)	0,085	-0,0712 (0,0507)	0,160
<i>dummies</i> de tempo			sim				<i>p</i> -valor	
Wald [ $\chi^2(54)$ ]			144,97				-	
Sargan [ $\chi^2(49)$ ]			60,43				0,1268	
Arellano-Bond			0,29				0,7738	
<i>N</i>			6.738				-	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

(\*) Resultados da estimação em um estágio.