



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ  
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN  
MESTRADO EM ECONOMIA**

**LEANDRO DE ALMEIDA ROCCO**

**INTER-RELAÇÃO ENTRE CONSTITUIÇÃO E EXTINÇÃO DE FIRMAS  
NO BRASIL**

**FORTALEZA  
2008**

**LEANDRO DE ALMEIDA ROCCO**

**INTER-RELAÇÃO ENTRE CONSTITUIÇÃO E EXTINÇÃO DE FIRMAS NO BRASIL**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – Mestrado – da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial á obtenção do grau de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Ph.D. Luiz Ivan de Melo Castelar

**FORTALEZA  
2008**

**LEANDRO DE ALMEIDA ROCCO**

**INTER-RELAÇÃO ENTRE CONSTITUIÇÃO E EXTINÇÃO DE FIRMAS NO BRASIL**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – Mestrado – da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial á obtenção do grau de Mestre em Economia.

Aprovada em: 11/08/2008

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Ph.D. Luiz Ivan de Melo Castelar  
Orientador

---

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares  
Membro

---

Prof. Ph.D. Ricardo Brito Soares  
Membro

## **AGRADECIMENTOS**

Aos meus pais que investiram na minha educação e me ofereceram o máximo e o melhor que podiam.

À minha esposa Ana Lídia Siebra Andrade pelo incentivo e apoio na realização deste trabalho.

Aos Professores Ivan Castelar e Fabrício Linhares pela dedicação na realização deste trabalho, que sem suas importantes ajudas não teria sido realizado.

Aos amigos Paulo André Pereira, Daniel Barboza, Elano Arruda, Glauber Nojosa, Adriano de Paula Pessoa pelo incentivo e apoio ou que de alguma forma contribuiu para a realização desta monografia.

## RESUMO

Este estudo procura investigar a inter-relação dinâmica entre a constituição e a extinção de firmas no Brasil entre janeiro de 1985 e dezembro de 2007, dividindo a em dois períodos: 1985-1994 e 1995-2007. As conclusões desta análise favorecem a organização de políticas para beneficiar o surgimento de novas firmas e de políticas para prevenir que empresas encerrem suas atividades. Essa inter-relação é analisada através de um modelo de vetores autorregressivos para dados em painel e teste de causalidade. Os resultados mostram que a constituição de empresas leva à extinção em dois períodos diferentes e extinção gera subseqüentes constituições de firmas apenas no período pós-plano real.

**Palavras Chave:** modelos de vetores autoregressivos para dados em painel, causalidade, constituição e extinção de empresas.

## ABSTRACT

This study investigates a dynamic interrelationship between formation and extinction of firms in Brazil using a sample between January of 1985 and December of 2007, divided into two periods: 1985-1994 and 1995-2007. The findings of this analysis favor the formulation of policies to benefit the creation of new firms and to avoid companies to close down. This interrelationship is studied through a vector autoregressive model applied to panel data and a causality test. The results show that the formation of companies generates extinction in two different periods and extinction generates formation only in the post-Real Plan period.

**Key Words:** vector autoregressive models applied to panel data, causality, formation and extinction of companies.

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - Efeitos multiplicadores, competição e Marshall.....	12
TABELA 2 - Estatísticas descritivas sobre constituição e extinção de empresas nas regiões do Brasil.....	17
TABELA 3 - Resultados do modelo para as equações da constituição de firmas.....	22
TABELA 4 - Resultados do modelo para as equações da extinção de firmas.....	23

## LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 - Constituições e extinções de empresas no Brasil.....	15
GRÁFICO 2 - Constituições de empresas nas regiões brasileiras.....	16
GRÁFICO 3 - Extinções de Empresas nas Regiões Brasileiras.....	16



## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	11
2. CONSTITUIÇÃO E EXTINÇÃO DE EMPRESAS NO BRASIL.....	15
3. METODOLOGIA.....	17
3.1. Descrição dos dados.....	17
3.2. Modelo vetorial auto-regressivo.....	18
4. RESULTADOS.....	22
5. CONCLUSÕES.....	24
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	25

## 1. INTRODUÇÃO

Nos últimos anos vários estudos passaram a abordar os processos de constituição e extinção de firmas, sendo que, em especial, os determinantes regionais do nascimento e falecimento de firmas tais como desemprego e produto, tão bem como outros fatores relevantes da oferta e demanda têm recebido bastante atenção dos pesquisadores.

A atenção é agora voltada para a inter-relação dinâmica entre constituição e extinção de firmas. Hotlz et al (1989) investigaram a inter-relação entre receitas e gastos de 171 governos municipais americanos entre 1972 e 1980. O principal resultado desse estudo é que receitas passadas ajudam a prever gastos correntes, mas gastos passados não alteram o caminho futuro das receitas. Além disso, verificou-se que um ou dois anos são suficientes para resumir as inter-relações dinâmicas relevantes e que existem importantes correspondências intertemporais entre gastos, impostos e subvenções, o que indica que mudanças nas receitas não ocorrem concomitantemente com mudanças nos gastos.

Um estudo realizado por Kangasharju e Moisio (1998), utilizando vetores autorregressivos (VAR) com dados em painel, investigou as relações entre nascimentos e mortes de firmas entre as 88 sub-regiões finlandesas. A principal conclusão deste trabalho foi que a equação correspondente ao nascimento mostra que extinções levam à novas constituições de firmas e constituições levam à novas constituições após dois períodos, enquanto que a equação correspondente às mortes de firmas mostra que constituições de firmas não causam extinções, mas extinções conduzem à novas extinções de firmas.

De acordo com Johnson e Parker (1994), da inter-relação entre constituições e extinções de firmas surgem três efeitos denominados “multiplicador”, “competição” e Marshall (“ciclo de vida”). A Tabela 1 mostra os sinais esperados assumindo defasagem de um período. Os efeitos podem se manifestar em períodos

superiores a unidade, uma vez que uma firma não é fechada imediatamente, ela continua se esforçando para operar por algum tempo.

Tabela 1: Efeitos multiplicador, competição e Marshall

	Sinal esperado de cada efeito		
	Multiplicador	Competição	Marshall
$\partial B_t / \partial B_{t-1}$	+	-	n.a.
$\partial D_t / \partial D_{t-1}$	+	-	n.a.
$\partial B_t / \partial D_{t-1}$	-	+	n.a.
$\partial D_t / \partial B_{t-1}$	-	+	+

n.a.: não se aplica. *B* significa constituição. *D* significa extinção.

Fonte: Johnson e Parker (1994)

Pelo efeito multiplicador, a constituição de uma firma pode gerar novas constituições através de várias formas. Uma delas seria a mudança no nível de renda da região, onde trabalhadores com nível de renda maior gera um crescimento no consumo que leva à constituição de novas firmas. Analogamente, o fechamento de uma firma pode diminuir a renda local e causar futuras extinções de empresas.

Um exemplo do efeito competição é o conceito de destruição criativa de Schumpeter. De acordo com o conceito, novas firmas mais eficientes e inovativas assumem o controle do mercado das mais antigas e menos eficientes, logo constituição causa subseqüentes extinções. A extinção de uma firma pode gerar outras constituições pelo fato do ex-empregado resolver montar seu próprio negócio após sua saída da firma extinta, por exemplo. Além disso, a saída de uma firma pode reduzir novas extinções, uma vez que ela diminui a competição no mercado. O efeito Marshall, segundo Johnson e Parker (1994), deve também ocorrer, pois o nascimento de uma firma é seguido necessariamente, em algum estágio, por sua extinção. Geralmente, se espera que o efeito Marshall ocorra nos primeiros anos de uma empresa.

Foram encontradas as existências dos efeitos multiplicador e competição na década de 80. O efeito multiplicador foi considerando dominante no caso de extinção, enquanto o efeito competição foi dominante no caso de constituição. O resultado mais importante do trabalho foi a constatação de uma ligação entre constituição e extinção, de modo que nascimentos e mortes em um determinado

período podem afetar nascimentos e mortes em períodos subsequentes. Tal constatação fornece importantes implicações nas questões de formulação e avaliação de políticas designadas a incentivar formações de novos negócios ou reduzirem falhas de negócios, por exemplo.

Em estudo realizado por Bernard e Jensen (2007), através de probits univariados e multivariados, foi examinado o papel das firmas na decisão de fechar uma fábrica, se as decisões de firmas multinacionais diferem das decisões de firmas nacionais ou autônomas. Fábricas que fazem parte de uma grande firma são menos prováveis de fechar do que uma firma de uma única fábrica. Similarmente, fábricas de propriedade de uma multinacional americana têm menor probabilidade de fechar. As multinacionais possuem características tais como tamanho, maior tempo de atividade, maior produção, maiores chances de exportar seus produtos, capacidade de empregar mais capital e contratar trabalhadores qualificados, entre outras das quais lhe garantem maior probabilidade de sobrevivência.

Pe'er e Vertinsky (2005) investigaram se a extinção de firmas antigas favorece um cenário de oportunidades renovado para novos empreendedores utilizando dados de empresas canadenses. Constatou-se que extinção de antigas firmas em um determinado local aumenta o nível de constituição. O tempo de atuação da firma extinta contribui de forma diretamente proporcional ao aumento de constituições, de modo que uma firma extinta com pouco tempo de atuação tem um impacto significativamente menor. A mesma comparação é feita em relação à distância entre as firmas extintas e constituídas, quanto mais próxima estiver localizada a firma nova da firma extinta, maiores serão os efeitos desta sobre a nova empresa.

Fotopoulos e Spence (2001) investigaram se a estrutura industrial tem mais influência do que a performance industrial individual sobre constituição e extinção de firmas no Reino Unido entre 1980 e 1991 usando dados do imposto sobre valor adicionado (VAT, em inglês). A conclusão é que o efeito do *mix* industrial é altamente significativa na contribuição de constituição e extinção de firmas e um

pouco menos significativa é a influência do efeito competitivo regional. Em relação à magnitude, o quadro varia de região para região.

Este trabalho faz uso de vetores autorregressivos (VAR) para dados em painel para verificar as possíveis inter-relações entre constituição e extinção de firmas na economia a partir de dados obtidos do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior sobre as empresas entre 1985 e 2007, divididos em dois períodos. O primeiro entre 1985 e 1994, compreendendo o período inflacionário, e o segundo entre 1995 e 2007, a partir do plano real e da estabilização econômica.

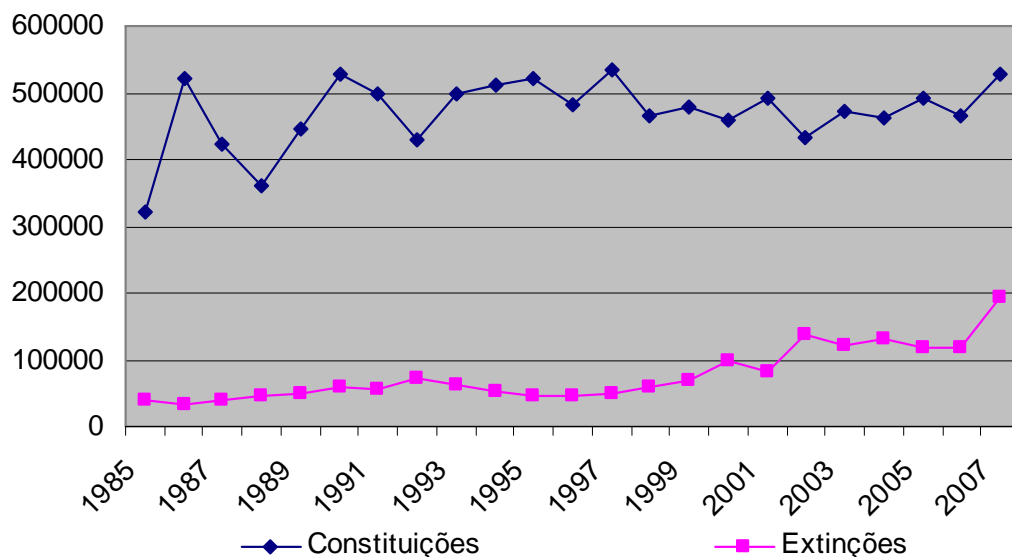
Na seção seguinte serão apresentados alguns números sobre constituição e extinção de empresas no Brasil. Na terceira seção serão apresentadas a fonte de dados e o modelo econométrico utilizados no trabalho. Na quarta seção serão apresentados os resultados obtidos. A última seção incorporará a conclusão do estudo.

## 2. CONSTITUIÇÃO E EXTINÇÃO DE EMPRESAS NO BRASIL

Estudos têm revelado que dentre a quase totalidade de países do mundo, o Brasil é o que apresenta a maior dificuldade nos processos de constituição e extinção de empresas. Em virtude de toda essa parafernália burocrática das normas e exigências que são estabelecidas para fins do registro, alterações ou extinção das empresas, o empreendedor nunca consegue abrir ou fechar uma empresa devido às pendências reais ou supostas principalmente dos órgãos fiscais da receita federal ou estadual, hoje interligados com as Juntas Comerciais por um avançado sistema informatizado. Devido a isso, o Brasil tem perdido competitividade internacional e investimentos internos e externos.

Além de toda a burocracia presente no processo de constituição de empresas, um estudo realizado pelo IBGE<sup>1</sup> mostrou que quase metade das empresas criadas em 1997 fechou até 2005. O gráfico abaixo mostra a evolução do número de constituições e extinções de empresas no Brasil.

**Gráfico 1: Constituições e Extinções de Empresas no Brasil**

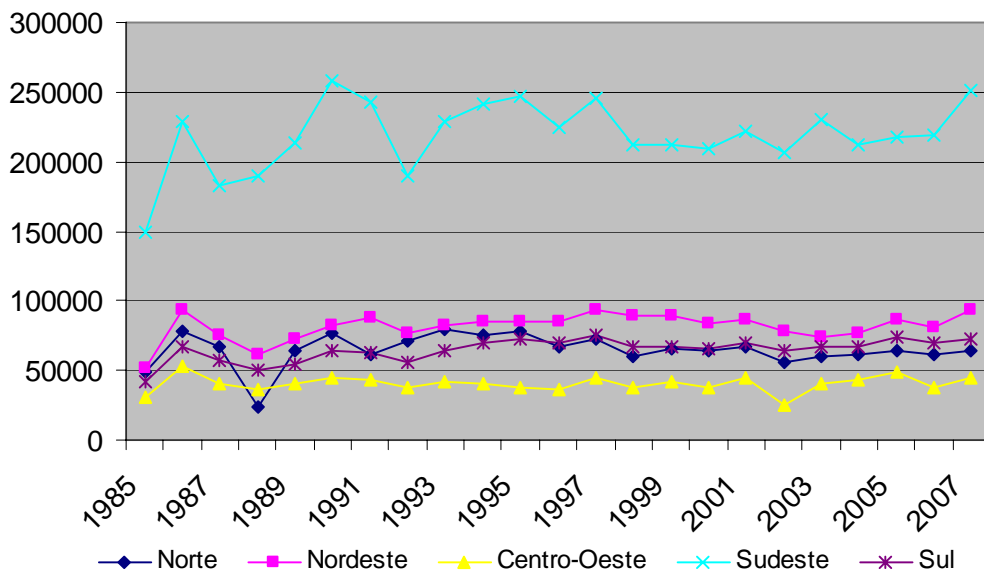


Fonte: Elaboração Própria Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior.

<sup>1</sup> [http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia\\_impressao.php?id\\_noticia=1041](http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia_impressao.php?id_noticia=1041).

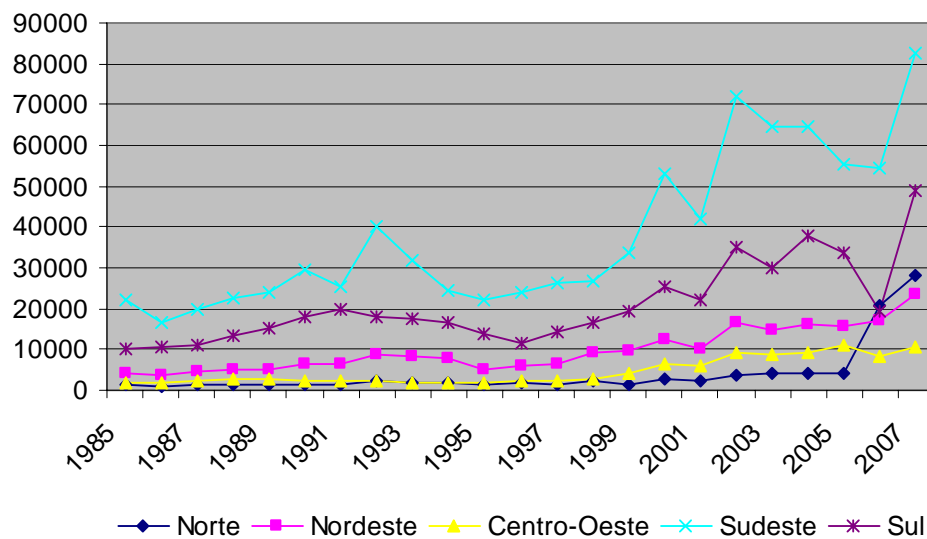
A análise regional mostrou que cerca de 51% das unidades criadas, em 1997, nas regiões Nordeste e Sudeste ainda existiam em 2005. Na região Norte o percentual de sobrevivência foi de 46,5%, no Centro-Oeste foi de 47,8% e o Sul foi o que apresentou maior taxa, 53,8%. Os gráficos abaixo mostram a evolução do número de constituições e extinções de empresas nas regiões brasileiras.

**Gráfico 2: Constituições de Empresas nas Regiões Brasileiras**



Fonte: Elaboração Própria Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior.

**Gráfico 3: Extinções de Empresas nas Regiões Brasileiras**



Fonte: Elaboração Própria Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior.

### 3. METODOLOGIA

Inicialmente será feita uma descrição detalhada da base de dados utilizada para, em seguida, apresentar o modelo vetorial autorregressivo.

#### 3.1. Descrição dos Dados

Os dados utilizados no artigo foram coletados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, a partir de informações das Juntas Comerciais de todos os estados brasileiros entre 1985 e 2007. As séries coletadas possuem periodicidade mensal e se referem aos dados de constituição e extinção de empresas no Brasil. A tabela abaixo descreverá o comportamento do número de constituições e extinções de empresas no Brasil nos dois períodos que serão analisados.

Tabela 2: Estatísticas Descritivas Sobre Constituição e Extinção de Empresas nas Regiões do Brasil.

Regiões	Estatísticas	Constituição		Extinção	
		85 - 94	95 - 07	85 - 94	95 - 07
Norte	Média	64.529	64.887,85	1.543	6.018,62
	Soma	645.290	843.542	15.434	78.242
	Desvio Padrão	17.412,38	5.707,78	377,09	8.341,61
	Máximo	79.348	78.041	2.172	27.946
	Mínimo	23.040	56.019	1.098	1.481
Nordeste	Média	76.957	84.773,46	6.054,40	12.476,08
	Soma	769.570	1.102.055	60.544	162.189
	Desvio Padrão	12.675,96	6.141,24	1.823,25	5.370,78
	Máximo	92.975	93.935	8.654	23.406
	Mínimo	51.848	74.012	3.726	5.243
Centro-Oeste	Média	40.831,10	40.219,85	2.196	6.401,23
	Soma	408.311	522.858	21.960	83.216
	Desvio Padrão	5.762,48	5.904,99	360,24	3.384,05
	Máximo	52.930	49.388	2.842	10.913
	Mínimo	30.862	25.551	1.666	1.998
Sudeste	Média	212.610	223.971,23	25.673,90	47.788,92
	Soma	2.126.100	2.911.626	256.739	621.256
	Desvio Padrão	33.843,52	15.150,21	6.720,08	20.095,55
	Máximo	257.734	251.721	40.179	82.411
	Mínimo	149.221	207.132	16.452	22.167
Sul	Média	58.565,70	69.386	15.031,50	93.732,38
	Soma	585.657	902.018	150.315	1.218.521
	Desvio Padrão	8.615,33	3.423,67	3.532,77	254.345,89
	Máximo	69.489	75.933	19.860	939.751
	Mínimo	41.396	64.478	10.205	11.494

Fonte: Elaboração Própria Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior.



### 3.2. Modelo Vetorial Autorregressivo

Nesta seção será apresentado o modelo vetorial autorregressivo (VAR) para dados em painel, proposto por Holtz et al (1989), com o objetivo de testar a hipótese de causalidade entre constituição e extinção de firmas, isto é, verificar se constituição de firmas causam extinções e vice-versa.

Em séries temporais, o teste de causalidade de Granger é utilizado para verificar a relação de causalidade entre duas variáveis nas quais existem um grande número de observações. Considere um modelo com duas equações e  $p$  defasagens:

$$\begin{bmatrix} B_t \\ D_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{10} \\ A_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} B_{t-1} \\ D_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

Onde  $B$  representa a variável correspondente à constituição de empresa,  $D$  representa a variável correspondente à extinção de empresas,  $A_{i0}$  representam os parâmetros dos interceptos e  $A_{ij}(L)$  representam os polinômios no operador defasagem  $L$ , cujos coeficientes individuais são  $a_{ij}(1), a_{ij}(2), \dots$ . A série  $\{B_t\}$  não causa  $\{D_t\}$  no sentido de Granger se, e somente se, todos os coeficientes de  $A_{21}(L)$  são nulos. Logo, se  $\{B_t\}$  não melhora o desempenho de previsão de  $\{D_t\}$ , então  $\{B_t\}$  não causa  $\{D_t\}$  no sentido de Granger.

Da equação (1) temos que:

$$D_t = A_{20} + \sum_{l=1}^p a_{21}(l)B_{t-l} + \sum_{m=1}^p a_{22}(m)D_{t-m} + e_{2t} \quad (2)$$

Um meio direto de determinar a causalidade de Granger é usar um teste F padrão para testar a restrição:

$$a_{21}(1) = a_{21}(2) = a_{21}(3) = \dots = 0$$

Para realizar este teste é necessário dispor de observações suficientes sobre B e D para obtermos estimativas consistentes dos parâmetros da equação (2), o que geralmente dados em painel não possuem. Existem um grande número de unidades transversais, mas poucas informações ao longo do tempo.

Holtz et al (1989) indagam sobre a possibilidade de estimar a equação (2) com todas as observações transversais e de séries temporais, ignorando o efeito individual de cada unidade, o que se traduz na prática a seus próprios interceptos. O efeito individual mostra a influência das variáveis não observadas sobre a variável dependente. O uso do procedimento “within estimator”, no qual as variáveis, em cada unidade transversal, são transformadas subtraindo seus valores de suas médias temporais, para remoção do efeito individual em painéis estáticos, geraria estimadores inconsistentes no âmbito dinâmico devido a presença de variáveis endógenas defasadas (Nickell, 1981).

Em um painel com N unidades transversais em T períodos de tempo, o teste de causalidade de Holtz et al (1989) é da forma:

$$D_{it} = \alpha_0 + \sum_{l=1}^p \alpha_l D_{it-l} + \sum_{l=1}^p \delta_l B_{it-l} + f_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde,  $i = 1, \dots, N$ ,  $t = p + 1, \dots, T$ ,  $f_i$  representa o efeito individual,  $p$  é o número de defasagens e  $\alpha'_s$  e  $\delta'_s$  são coeficientes da projeção linear de  $D_{it}$  em valores passados de  $D_{it}$  e  $B_{it}$ .

O próximo passo é diferenciar a equação (3) para eliminar  $f_i$  e usar mínimos quadrados generalizados ou ordinários para estimar a equação diferenciada:

$$D_{it} - D_{it-1} = \sum_{l=1}^p \alpha_l (D_{it-l} - D_{it-l-1}) + \sum_{l=1}^p \delta_l (B_{it-l} - B_{it-l-1}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \quad (4)$$

onde  $i = 1, \dots, N$ ,  $t = p + 2, \dots, T$ .

Um estimador de variáveis instrumentais deve ser empregado para evitar o problema de simultaneidade. Deve existir um número suficiente de variáveis instrumentais para permitir a estimação da equação. Supondo que o termo do erro é não correlacionado com todos os valores passados de  $D$  e  $B$  e o efeito individual. As condições de ortogonalidade:

$$E[D_{is}\varepsilon_{it}] = E[B_{is}\varepsilon_{it}] = E[f_i\varepsilon_{it}] = 0, \quad s < t \quad (5)$$

Podem ser usadas para identificar os parâmetros da equação (4), pois o termo do erro  $(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$  não é correlacionado com  $D_{it-s}$  e  $B_{it-s}$ , para  $s > 1$ . A equação (4) tem  $2m$  variáveis do lado direito para cada período de tempo  $t$ , logo precisamos de pelo menos  $2m$  variáveis instrumentais. As  $2(t-2)$  variáveis  $(D_{it-2}, \dots, D_{i1}, B_{it-2}, \dots, B_{i1})$  representam instrumentos para estimar a equação para o período de tempo  $t$ . Assim, é necessário que  $2(t-2) \geq 2m$  ou  $t \geq m+2$  para se ter pelo menos tantos instrumentos como parâmetros na equação (4). É impossível estimar as equações (4) para períodos de tempo antes de  $t=m+2$ , dada a estrutura de defasagens assumida. Assim, ignoramos essas equações.

De acordo com Holtz ET AL (1989), um estimador eficiente pode ser formado em três passos:

- i) Estimar por Mínimos Quadrados de 2 Estágios (MQ2E) para cada período de tempo;
- ii) Estimar a covariância conjunta dos termos de erro usando os resíduos e a matriz de instrumentos;
- iii) Estimar todos os parâmetros simultaneamente usando mínimos quadrados generalizados.

A diferença na soma dos quadrados dos resíduos restrita e irrestrita tem distribuição  $\chi^2$ . Para testar a causalidade no modelo (4) é necessário determinar a sua especificação através de testes para o número de defasagens<sup>2</sup>. De acordo com Holtz et al (1988), o número de defasagens é determinado ao se comparar seqüencialmente a soma dos quadrados dos resíduos de um modelo com k+1 defasagens (modelo não restrito) contra a de um modelo com k defasagens (modelo restrito) até que k=0, se for o caso. Suponha que o teste determinou p\* defasagens, por exemplo, o teste de causalidade seria testar conjuntamente  $\delta_1 = \dots = \delta_{p^*} = 0$ . A estatística L do teste é a diferença entre a soma dos quadrados dos resíduos do modelo restrito ( $Q_R$ ), onde  $\delta_1 = \dots = \delta_{p^*} = 0$ , e a soma dos quadrados do modelo não restrito ( $Q_{NR}$ ), ou seja,  $L = Q_R - Q_{NR}$ , onde L tem distribuição  $\chi^2$ , quando N cresce, com graus de liberdade igual aos graus de liberdade do modelo restrito menos os do modelo não restrito.

---

<sup>2</sup> Holtz et al (1988) sugerem investigar se os coeficientes são invariantes em relação ao tempo. O teste deve ser realizado com um número de defasagens suficientemente grande, uma especificação mais geral possível. Quando o número de variáveis instrumentais é maior do que o número de unidades transversais, caso da amostra desse trabalho, o teste não seria confiável. Logo, o trabalho assume a hipótese de coeficientes constantes.

#### 4. RESULTADOS

As tabelas 2 e 3 mostram os resultados para as equações da constituição e extinção de empresas, respectivamente entre os períodos 1985-1994 e 1995-2007. As linhas (i) a (v) mostram as somas dos quadrados dos resíduos (Q), com os respectivos graus de liberdade para os modelos com 4, 3, 2, 1 e 0 defasagens, respectivamente. A partir desses valores são calculadas as estatísticas  $L = Q_{m=k} - Q_{m=k-1}$ ,  $k=4,3,2,1$  para especificação do modelo, linhas (vi) a (ix). A linha (x) corresponde a um modelo sem incorporar a variável extinção, ou seja, um modelo autorregressivo para a variável constituição na tabela 2 e a um modelo sem incorporar a variável constituição, isto é, um modelo autorregressivo para a variável extinção na tabela 3.

Tabela 3: Resultados do modelo para as equações da constituição de firmas

		Constituição 85-94		Constituição 95-07	
		Q	g.l.	Q	g.l.
(i)	p=4	6,2709	4	10,0127	4
(ii)	p=3	9,4937	6	16,6794	6
(iii)	p=2	16,6665	8	23,6520	8
(iv)	p=1	18,2633	10	28,869	10
(v)	p=0	20,1985	12	25,0192	12
		L	g.l.	L	g.l.
(vi)	P=3 versus p=4	3,2228	2	6,6667	2
(vii)	P=2 versus p=3	7,1728	2	6,9726	2
(viii)	P=1 versus p=2	1,5968	2	5,217	2
(ix)	P=0 versus p=1	1,9352	2	0	2
(x)	sem extinção	4,998	3	7,4108	4

Fonte: resultados obtidos pelo autor

Na tabela 2, ao nível de significância de 5%, o valor crítico para a distribuição  $\chi^2$  com 2 graus de liberdade é 5,9. Os valores da estatística L indicam que a equação para a constituição de firmas entre 1995 e 2007 deve ter 4 defasagens. Comparando-se esta equação com um modelo autorregressivo de ordem 4, AR(4), da constituição verifica-se que não rejeitamos a hipótese nula de que extinção causa constituição de firmas neste período. Enquanto que no período entre 1985 e 1994 a equação da constituição deve ter 3 defasagens e comparando-se esta equação com um modelo autorregressivo de ordem 3 da constituição, rejeitamos a hipótese nula de que extinção não causa constituição.

Tabela 4: Resultados do modelo para as equações da extinção de firmas

		Extinção 85-94		Extinção 95-07	
		Q	g.l.	Q	g.l.
(i)	p=4	0,4341	4	6,6796	4
(ii)	p=3	2,8293	6	15,0939	6
(iii)	p=2	20,1937	8	18,3022	8
(iv)	p=1	22,6733	10	20,0173	10
(v)	p=0	22,7770	12	23,7966	12
		L	g.l.	L	g.l.
(vi)	P=3 versus p=4	2,3952	2	8,4143	2
(vii)	P=2 versus p=3	17,3644	2	3,2083	2
(viii)	P=1 versus p=2	2,4796	2	1,7151	2
(ix)	P=0 versus p=1	0,1037	2	3,7793	2
(x)	sem constituição	19,4608	3	9,3113	4

Fonte: resultado obtido pelo autor

Na tabela 3, ao nível de significância de 5%, o valor crítico para a distribuição  $\chi^2$  com 2 graus de liberdade é 5,9. Os valores da estatística L indicam que a equação para a extinção de firmas entre 1995 e 2007 deve ter 4 defasagens. Comparando-se esta equação com um modelo autorregressivo de ordem 4, AR(4), da extinção verifica-se que rejeitamos a hipótese nula de que constituição causa extinção de firmas neste período. Enquanto que no período entre 1985 e 1994 a equação da extinção deve ter 3 defasagens e comparando-se esta equação com um modelo autorregressivo de ordem 3 da extinção, rejeitamos a hipótese nula de que constituição não causa extinção.

## 5.CONCLUSÃO

A partir dos objetivos do trabalho, foi verificada a inter-relação entre as séries de constituição e extinção de empresas no Brasil entre 1985 e 2007. O estudo se deu através de um modelo de vetores autorregressivos (VAR) para dados em painel e do teste de causalidade desenvolvido por Holtz et al (1989). Na estimação do modelo, as equações para as séries de constituição e extinção de empresas apresentaram resultados consistentes.

A importância dessa abordagem é de interesse tanto dos governos municipais, estaduais e federal no sentido de desenvolver, aprimorar e organizar políticas de apoio à formação de novas empresas ou políticas de ajuda a empresas existentes na prevenção de novas extinções, quanto às próprias empresas e suas associações. Além disso, podemos verificar se existem e quais são as diferenças entre a inter-relação entre constituição e extinção de empresas entre os estados.

Constatou-se que no período inflacionário, entre 1985 e 1994, constituições de empresas levam a extinções, o que pode ser explicado pelo aumento da concorrência com firmas mais eficientes, conseqüente baixa no lucro de firmas antigas que não se adaptam ao surgimento das novas e dificuldades financeiras encontradas no ambiente econômico. Entretanto, no mesmo período, extinções não causam novas constituições de empresas. Esses resultados são contrários aos encontrados por Kangasharju e Moio (1998).

No segundo período estudado, entre 1995 e 2007, o estudo verificou que constituição causa extinção e vice-versa, caracterizando o efeito competição citado por Johnson e Parker (1994). A principal diferença do período inflacionário está na causalidade da extinção em constituições em constituições de firmas, que pode ser explicado pela mudança no ambiente econômico, em uma fase de estabilização e com a abertura comercial

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BERNARD, A.; JENSEN, J. Firm Structure, Multinationals, and Manufacturing Plant Deaths. **The Review of Economics and Statistics**. May, 2007. 89(2): 193-204.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. United States of America: John Wiley & Sons, Inc., 1995.

FOTOPOULOS, G.; SPENCE, N. Regional Variations of Firm Birth, Deaths and Growth Patterns in the UK, 1980-1991. **Gatton College of Business and Economics**. Kentucky, 2001. Vol. 32, pp. 151-173.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWAY, W.; ROSEN H. S. Estimating Vector Autorregression with Panel Data, **Econometrica** 56, 1988, pp. 1371-1395.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWAY, W.; ROSEN H. S. The Revenues-Expenditures Nexus: Evidence from Local Government Data, **International Economic Review**, Vol. 30, nº 2, may 1989, pp. 415-429.

JOHNSON, P.; PARKER, P. The Interrelationships Between Births and Deaths. **Small Business Economics**. Netherlands, jun. 1993. 6: 283-290.

KANGASHARJU, A.; MOISIO, A. Births-Deaths Nexus of Firms: estimating VAR with panel data. **Small Business Economics**. Netherlands, sep. 1997. 11: 303-313.

PE'ER, A.; VERTINSKY, I., Firm Failures as a Determinant of New Entry: is there evidence of local creative destruction? **Tuck School of Business**, Hanover, jun. 2005. Working Paper No. 2005-30.