

Determinação dos fatores macroeconômicos que contribuem com a mortalidade de empresas no Brasil

SANDRO MARQUES (PUC-PR)
WESLEY VIEIRA DA SILVA (PUC-PR)
SÉRGIO CARACAS (PUC-PR)

ISSN 1518-4382

REFERÊNCIA:

MARQUES, Sandro; SILVA, Wesley Vieira da; CARACAS, Sérgio. Determinação dos fatores macroeconômicos que contribuem com a mortalidade de empresas no Brasil In: EGEPE – ENCONTRO DE ESTUDOS SOBRE EMPREENDEDORISMO E GESTÃO DE PEQUENAS EMPRESAS. 4. 2005, Curitiba, Anais... Curitiba, 2005, p. 1327-1341.

Resumo

Este trabalho visa descobrir quais os principais fatores macroeconômicos que influenciam na mortalidade de empresas no Brasil. Os dados coletados possuem uma periodicidade mensal que vai desde janeiro de 1997 até dezembro de 2003. A metodologia utilizada na análise dos dados foi a análise de regressão linear dinâmica proposta pela Escola de Londres (Geral para o Específico) partindo-se de uma estrutura elevada de defasagens e, paulatinamente, reduzindo-se tal estrutura com base nos testes de hipóteses t-student e F-Snadecor/Fisher até a formulação do modelo final. Os resultados auferidos a partir dos dados analisados mostram que mesmo com o razoável poder de explicação do modelo (68,37%) para as primeiras diferenças (variações) da quantidade de empresas extintas no Brasil, ajustado aos graus de liberdade e não considerando a constante do modelo estimado, os parâmetros do modelo econométrico mais relevantes foram a terceira defasagem da variação da mortalidade no mês de abril, referente aos empréstimos do sistema financeiro ao setor privado em US\$, a taxa de variação da inadimplência das empresas brasileiras e a taxa de variação de juros de crédito para empréstimos para capital de giro.

1. INTRODUÇÃO

O termo demografia de empresas pode ser definido como sendo o estudo da variação da quantidade e expectativa de vida de empresas formalmente estabelecidas¹, considerando-se o número de empresas que são fundadas (nascem) ou encerradas (morrem) em um determinado período, em função de porte, localização e atividade exercida, Sebrae (2004).

Vários estudos apresentam dados sobre a demografia de empresas no Brasil, mostrando que milhares de empresas são constituídas anualmente no Brasil e outras milhares encerram suas atividade no mesmo período, assim como se fala muito a respeito das possíveis causas

¹ Empresas formais são as que possuem registro no Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ)

da mortalidade das empresas. Alguns afirmam que problemas internos como gestão amadora, problemas financeiros e falta de conhecimento na área de atuação são causas da referida mortalidade, outros apontam problemas externos como juros, dificuldades de acesso a financiamentos e recessão econômica como causas do insucesso de muitas organizações.

A morte faz parte do ciclo de vida e uma analogia pode ser feita em relação às empresas. Adizes (1999) defende que as organizações, assim como os organismos vivos, enfrentam as dificuldades que existem em cada uma das fases do ciclo de vida, assim como os problemas existentes durante o seu desenvolvimento, obrigando as empresas a aprenderem a lidar com estes problemas para evitar que impeçam o seu crescimento.

Este artigo procura determinar os principais fatores econômicos e financeiros que influenciam na mortalidade de empresas brasileiras. Nesse sentido, o objetivo do trabalho consiste em testar o impacto de algumas variáveis macroeconômicas selecionadas à luz do estudo denotado na Tabela 1, sobre o número de empresas encerradas no Brasil no período de janeiro de 1997 até dezembro de 2003.

Finalmente, o trabalho encontra-se estruturado em cinco seções: a segunda seção traz uma breve revisão de literatura sobre o ciclo de vida das organizações. A terceira seção mostra os aspectos metodológicos do trabalho onde se faz considerações sobre os testes de co-integração entre variáveis. A quarta seção enfoca os resultados empíricos e a quinta seção traz as considerações finais e recomendações para trabalhos futuros.

2. ASPECTOS GERAIS SOBRE O CICLO DE VIDA DAS ORGANIZAÇÕES

Assunto comumente discutido por pesquisadores e nas escolas de administração, há teorias que defendem o conceito de que as empresas possuem um ciclo de vida que compreende fases que, apesar de muitas vezes possuírem nomes e números distintos, podem ser resumidamente classificadas como nascimento, crescimento, plenitude, envelhecimento e morte.

Conforme fora mencionado anteriormente, Adizes (1999) fez uma comparação entre os seres vivos e as organizações, estabelecendo analogias entre seus ciclos de vida. Apesar desta comparação com os seres vivos, a fase em que uma empresa se encontra não tem relação alguma com seu tempo de existência. Ele ainda diferencia uma empresa “jovem” de uma empresa “velha”, em função dos fatores flexibilidade (maior nas empresas jovens) e controle (maior nas empresas velhas), existindo empresas jovens com mais de cem anos e empresas velhas com apenas dez anos. O fato de uma empresa envelhecer significa que ela terá uma diminuição na sua capacidade de enfrentar problemas. Collins e Porras (1995) fizeram um estudo de empresas com mais de 50 anos e classificam estas empresas longevas como sendo empresas visionárias, que passaram por alguma dificuldade durante sua existência, mas tiveram como característica comum a grande capacidade de recuperação.

Adizes (1999) propõe um ciclo de vida das empresas onde cada uma das fases deste modelo possui características próprias e “como os estágios do ciclo de vida organizacional são

previsíveis e repetitivos, conhecer a posição da organização no ciclo de vida permite que sua administração tome antecipadamente medidas preventivas, seja enfrentando mais cedo os problemas futuros, seja evitando-os por completo”.

Geus (1999, p. 5), também compara as empresas com os seres vivos, inclusive afirmando que as organizações aprendem com o passar do tempo, e este conhecimento é “*a chave do sucesso corporativo*”.

Muitas vezes o encerramento da empresa acontece antes da passagem pelo ciclo completo e os motivos destes encerramentos prematuros podem estar relacionados a fatores internos às empresas, como capacidade de gestão e conhecimento do negócio, por exemplo, e outras vezes à fatores externos, como a economia.

2.1. Alguns Fatores que Determinam a Morte das Empresas

Segundo o estudo do Sebrae (1999), os empresários apresentaram os fatores econômicos e financeiros como um dos grandes causadores do fechamento de empresas, dentre eles destacam-se a falta de capital de giro, a dificuldade na obtenção de crédito e a recessão econômica no país. Esta pesquisa realizada com empresários de 11 estados brasileiros, apresentou a seguinte tabela com os fatores apontados pelos empresários com os motivos pelos quais a empresa foi fechada ou deixou de funcionar. A pergunta respondida foi: “Na sua opinião, por que a empresa foi fechada ou deixou de funcionar?”:

Resposta	AC	AM	MS	PB	PE	PR	RN	SC	SE	SP	TO	Total
Falta de capital de Giro	56	42	23	54	21	21	47	40	49	42	53	448
Falta de Crédito	18	29	3	7	5	8	5	15	9	10	12	121
Problemas Financeiros	30	49	29	29	20	42	17	19	21	24	37	317
Maus Pagadores	29	16	9	19	6	3	10	15	16	21	19	163
Falta de Clientes	25	21	26	22	15	20	39	28	48	21	35	300
Concorrência muito forte	17	11	8	18	8	9	25	12	8	21	14	151
Instalações Inadequadas	8	1	3	4	2	0	6	5	1	2	2	34
Ponto Inadequado	12	6	4	8	4	4	12	10	2	12	8	82
Carga Tributária Elevada	18	29	20	23	10	4	23	16	26	16	8	193
Falta de Mão de Obra Qualificada	7	3	9	4	0	1	5	6	9	3	6	53
Falta de Conhecimentos Gerenciais	6	9	3	5	4	3	9	9	6	8	4	66
Recessão Econômica	19	22	20	14	36	29	25	19	2	22	18	226
Outros	11	10	29	25	41	17	18	17	5	27	16	216

Tabela 1 - Motivo pelo qual a empresa foi fechada

Fonte: Sebrae (1999). Pesquisa Fatores Condicionantes e Taxa de Mortalidade de Empresas

Dentre os principais fatores apontados como causadores das altas taxas de mortalidade de empresas estão: a falta de capital de giro, problemas financeiros, falta de clientes e recessão econômica. Alguns outros são analisados nesta e em outras pesquisas que também influenciam na sobrevivência das empresas, entre elas destacam-se: A inexperience com o ramo de negócio. Segundo a pesquisa do Sebrae (1999), a inexperience dos empresários no ramo de negócio é um fator decisivo nas altas taxas de mortalidade das empresas, principalmente nos primeiros anos de vida; Falta de competência administrativa e conflitos de interesse; fatores externos e a influência do porte das empresas nas taxas de mortalidade.

Em relação ao porte das empresas, elas podem ser classificadas em Microempresa (ME), Pequena Empresa (PE), Média Empresa (MDE) e Grande Empresa (GE). Segundo o relatório do Sebrae (2003), os dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) de 2001 indicam que existiam no Brasil cerca de 5,6 milhões de empresas, sendo que 99% destas se enquadravam como micro ou pequena empresa, sendo elas responsáveis por 28% da produção nacional e por 41,4% dos postos de trabalho.

Apesar do seu papel fundamental na economia e criação de empregos, estas empresas têm uma alta taxa de mortalidade, variando de 30% até 61% dependendo do estado da federação, conforme dados da pesquisa do Sebrae (1999). Este mesmo estudo apresenta uma pequena taxa de mortalidade para médias e grandes empresas, podendo-se concluir que quanto maior o porte da empresa, maior a sua possibilidade de sucesso. Mesmo sendo as micro e pequenas empresas as mais representativas em número e nos índices de mortalidade, o estudo realizado neste trabalho não fez diferenciação em relação ao porte das empresas, sendo considerado o número total de empresas existentes e encerradas no período, independentemente do porte. Isto foi feito pois de acordo com o estudo realizado pelo IBGE (2003), não há uma forma unânime entre legislação específica, órgãos representativos e instituições financeiras oficiais em relação à classificação do porte de empresas, sendo usadas como referência muitas vezes o número de empregados (como nas pesquisas do Sebrae), outras o faturamento (como nas pesquisas do IBGE) ou até mesmo ambas, motivo o qual faz com que haja informações conflitantes sobre os índices de mortalidade de empresas por porte.

Essas diferenças entre os índices de mortalidade de empresas de maior porte para as de menor porte podem ser justificadas por alguns fatores, como os listados na pesquisa realizada pelo Ministério da Ciência e Tecnologia - CT Brasil (2001). Segundo esta pesquisa as pequenas empresas têm algumas vantagens em relação às grandes empresas, dentre elas pode-se destacar as seguintes: São capazes de reagir rapidamente a novas demandas do mercado, Têm pouca burocracia interna e por isso aproveitam oportunidades mais rapidamente; São gerenciadas de maneira mais dinâmica e são mais dispostas a assumir riscos; Têm uma comunicação interna informal e eficiente, além de se adaptarem mais facilmente às mudanças no ambiente externo.

Em contrapartida, também apresentam algumas desvantagens que podem ser descritas, tais como: Não dispõem de muitos recursos para buscar e utilizar fontes externas de expertise científica e tecnológica; Não têm meios de incorporar recursos humanos especializados ou bem qualificados; Não podem manter um esforço de P&D na escala necessária; Têm dificuldade em atrair capital de risco; Não conseguem assumir os riscos financeiros da inovação; Não conseguem ter economias de escala na produção; Têm dificuldade em reunir o capital necessário para crescer mais rapidamente, além de possuir dificuldade em lidar com organizações ou regulamentações muito complexas.

Este artigo, ao analisar dados confiáveis de fontes como Ibge (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), FGV (Fundação Getúlio Vargas), Sebrae (Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas) e DNRC (Departamento Nacional de Registro do Comércio) contribuirá no campo teórico para que os administradores possam analisar as variáveis que podem resultar na causa de fracasso das organizações. Do ponto de vista

prático serão fornecidos subsídios numéricos para ratificar resultados de algumas pesquisas, que apontam fatores externos como grandes causadores das altas taxas de mortalidade, ou para desmistificar justificativas infundadas dos empreendedores, que não conseguem ver ou analisar os verdadeiros motivos do fracasso, que podem ser internos, e que muitas vezes ele próprio tenha contribuído para isto.

Desta forma, o objetivo deste trabalho é realizar um estudo econométrico com base em dados históricos mensais de encerramento de empresas no Brasil de 1997 a 2003 visando verificar possível influência destes fatores macroeconômicos nas taxas de mortalidade, bem como com os volumes de empréstimos bancários ao setor privado e taxas de desemprego no período, visando avaliar se existe algum relacionamento entre estes indicadores e, se for possível, determinar alguma relação econométrica entre eles, criando com isso, uma equação matemática, através do uso de regressão linear dinâmica. Cabe salientar a respeito dos dados coletados sobre a mortalidade das empresas, segundo o Relatório final do Sebrae de 2001, que apenas 47% das empresas que encerraram suas atividades deram baixa na JUCEP, enquanto 53% não o fizeram. Esse último grupo não deu baixa na Junta Comercial, alegando: custo elevado (40%), esperança em reativar o negócio (32%), burocracia como fator desestimulante (15%) e outras razões (13%).

Esta ressalva terá implicações no número final, uma vez que a mortalidade se apresenta ainda maior do que registrado pelos números e uma correção deverá ser realizada a cada previsão determinada.

3. ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1. Aspectos Gerais sobre os Testes de Raízes Unitárias e de Cointegração

As séries temporais que apresentam tendências comprometem a aplicação de boa parte do instrumental econométrico. Os modelos de regressão linear só terão suas propriedades asseguradas caso todas as variáveis nelas contidas forem estacionárias. Contudo, a maioria das séries econômicas são não-estacionárias, requerendo para isso o uso de mecanismos destinados as séries temporais, visando a obtenção de inferências válidas entre as variáveis do modelo que fora construído.

Logo, a primeira etapa da análise de séries temporais é verificar as características do processo estocástico ao longo do tempo. Para Hill *et al.* (1999), se essas séries sofrerem mudanças, esse processo será caracterizado como sendo não-estacionário, sendo difícil o delineamento do seu comportamento. Contrariamente, a série temporal será caracterizada como estacionária e poderá ser modelada por uma equação de coeficientes fixos estimados a partir de dados passados.

Embora a grande maioria das séries históricas econômicas sejam não-estacionárias, estas podem ser diferenciadas uma ou mais vezes, resultando em uma nova série estacionária. O número de vezes que a série original deve ser diferenciada para que a nova série seja estacionária é chamada de ordem de integração. Nesse contexto, se uma série temporal for diferenciada “d” vezes para se tornar estacionária, então ela será integrada de ordem “d” ou I(d). Toda a série econômica cuja ordem de integração seja igual ou superior à unidade, isto

é, ($d \geq 1$) ela é conhecida como não-estacionária. Contudo, se a série temporal for integrada de ordem zero ou $I(0)$, onde ($d = 0$), esta série será estacionária.

A literatura da teoria econômica concentra sua atenção ao avaliar possíveis relações de co-integração com base no seminal artigo de Granger e Newbold (1974) sobre regressões espúrias, onde assinala os defeitos de fazer regressões com variáveis não-estacionárias, devido ao fato do estimador do desvio padrão do parâmetro possuir viés devido à correlação residual.

Para Gujarati (2000), a utilização de séries temporais não-estacionárias na análise de regressão clássica pode resultar naquilo que fora focado anteriormente como *regressão espúria*. Essa situação acaba levando a obtenção de um elevado valor para o R^2 e a um baixo valor para a estatística Durbin-Watson (DW), embora não haja uma relação verdadeira entre essas duas variáveis. Neste caso, o que pode estar ocorrendo é uma forte tendência entre as duas séries temporais. Já o elevado valor do R^2 é observado em função da presença dessa tendência e não de uma verdadeira relação entre as duas séries temporais.

Neste contexto, Engle e Granger (1987) disseminaram a idéia de equilíbrio de longo prazo entre variáveis econômicas, identificado com a noção de co-integração. Assim, afirmavam que a condição necessária para a existência de co-integração entre um par de variáveis é de que estas sejam integradas de mesma ordem. Se as variáveis não apresentam a propriedade de estacionaridade, os coeficientes encontrados através de suas regressões não serão confiáveis. O teste para verificar a existência ou não de raiz unitária passou a ser um requisito indispensável na escolha da modelagem apropriada.

Nesse sentido, o conceito de raiz unitária tornou-se importante em econometria pois, quando uma série possui esse tipo de raiz, torna-se incorreto utilizar a distribuição t -Student nas regressões que a incluem. O teste inicialmente utilizado para detectar raiz unitária foi proposto por Dickey e Fuller (1979) e chama-se “DF”. Este teste considera ainda duas outras formas adicionais para verificar a presença de raiz unitária. Modelos com a presença de intercepto e tendência linear, ambos os parâmetros são determinísticos. O teste “DF” consiste na estimação de um modelo de regressão com base no Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), onde compara-se a estatística t -ADF de com os valores críticos tabelados por Dickey-Fuller. Assim, as hipóteses a serem testadas são:

- Se $t_{\text{calculado}} < t_{\text{crítico}}$ a hipótese nula indicará que a presença de uma raiz unitária no processo, não pode ser rejeitada; por outro lado, se $t_{\text{calculado}} > t_{\text{crítico}}$ a hipótese alternativa será aceita, indicando um processo estocástico estacionário.

No caso do teste Dickey-Fuller Ampliado “ADF” este nada mais é do que uma generalização do teste “DF”, incluindo-se algumas defasagens no lado direito da equação formulada. Assim, os procedimentos bem como os valores críticos do teste “DF” são análogos ao teste “ADF”. Os testes de raiz unitária ainda possuem baixo poder, com uma elevada probabilidade da ocorrência de erro tipo II, ou seja, (aceitação da hipótese nula quando ela deve ser rejeitada), sendo recomendado a inspeção visual através do correlograma.

Por outro lado, o teorema de representação de Granger sugere a utilização do método de dois estágios ao testar se existem relações de longo prazo entre as variáveis que compõem o modelo. No primeiro estágio o modelo de co-integração, contendo os coeficientes de longo prazo são estimados através de uma equação de regressão nos níveis das variáveis.

Por fim, no segundo estágio, os resíduos são obtidos a partir do primeiro estágio sendo defasados um período e avaliados através do teste Dickey-Fuller Ampliado “ADF”. Se os resíduos forem estacionários, então as séries avaliadas serão co-integradas.

3.2. Os Dados da Pesquisa

Este trabalho utiliza-se de dados históricos mensais que cobrem o período compreendido entre janeiro de 1997 até dezembro de 2003. Todas as variáveis utilizadas foram inicialmente transformadas nas primeiras diferenças após serem checados os seus graus de integração com base no teste Dickey-Fuller Ampliado (ADF).

As variáveis utilizadas nesse estudo foram: a quantidade de empresas extintas no Brasil (E_t), que será a variável dependente no modelo formulado. O volume de empréstimos ao setor privados em milhões de R\$ (V_t), a taxa de juros de crédito para empréstimos para capital de giro (J_t), a taxa de desemprego aberta mensurada pelo IBGE (D_t), a taxa de inadimplência (R_t), o imposto sobre circulação de mercadorias e serviços (I_t) e a taxa nominal de câmbio (S_t).

As variáveis usadas nesse trabalho foram escolhidas com base na pesquisa do Sebrae (1999) sobre a causa da mortalidade de empresas. Identificou-se em uma entrevista feita com administradores, os percentuais de causas de tal fenômeno, conforme fora apresentado na pesquisa mencionada. Interessante notar como foram citados principalmente aspectos externos (como recessão econômica, por exemplo), em detrimento aos aspectos internos (como problemas de gestão), o que justifica a escolha das variáveis supracitadas. Após a seleção das variáveis disponíveis nas bases de dados de domínio público, optou-se por modelar o conjunto de dados através de um modelo dinâmico conhecido como metodologia *The General to Specific* da *London School of Economics*², partindo-se da seguinte especificação econométrica:

$$\hat{E}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \gamma_i E_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i V_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i J_{t-i} + \sum_{i=1}^n \varphi_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \lambda_i D_{t-i} + \sum_{i=1}^n \psi_i I_{t-i} + \sum_{i=1}^n v_i S_{t-i} + \sum_{i=1}^n \eta_i P(s;i) + \varepsilon_t$$

com: $i = 1, 2, \dots, n$

onde \hat{E}_t é quantidade de empresas extintas. $P(s)$ são as variáveis *dummy* sazonal; $P(i)$ são as variáveis *dummy* de impulso; α_0 é a constante ou intercepto a ser estimado; γ_i , δ_i , β_i , λ_i , ψ_i , v_i , η_i e φ_i são os parâmetros que medem a variação da variável dependente entre os períodos (t) e ($t-i$). ε_t são os termos estocásticos.

Após a especificação geral do modelo a ser determinado, deve-se proceder à delimitação de todas as variáveis que compõem o modelo. O procedimento comumente utilizado parte de um modelo mais genérico ao mais parcimonioso, onde devem ainda ser garantidas todas as hipóteses de normalidade inferidas sobre o vetor de resíduos.

4. OS RESULTADOS EMPÍRICOS

A questão principal deste trabalho é analisar algumas das variáveis externas sob o ponto de vista do impacto que causam nas taxas de mortalidades de empresas. Será possível afirmar que tais variáveis afetam de forma significativa o desempenho das empresas, a ponto de poder até mesmo provocar a derrocada destas, ou a análise dos dados mostrará um resultado diverso, na qual nenhuma relação significativa pode ser mensurada, o que reporta aos problemas internos como sendo os realmente relevantes para a sobrevivência das organizações?

Assim, a primeira análise que deve ser realizada nos dados históricos é verificar o seu comportamento gráfico, averiguando se as séries são ou não estacionárias. Observe através da Figura 1 que as sete séries temporais possuem uma tendência nos níveis das variáveis. Veja que os correlogramas que mensuram o grau de autocorrelação entre as observações X_t e X_{t-j} com: $j = 1, 2, 3, \dots, 12$, das respectivas séries temporais, mostram uma forte correlação positiva com as defasagens de 12 meses, caindo rapidamente, e confirmando serem as séries não estacionárias. Observe ainda na mesma figura, que as autocorrelações foram reduzidas de forma significativa, indicando que a evolução do tempo traduzida por uma tendência parece não estar mais influenciando as respectivas variáveis.

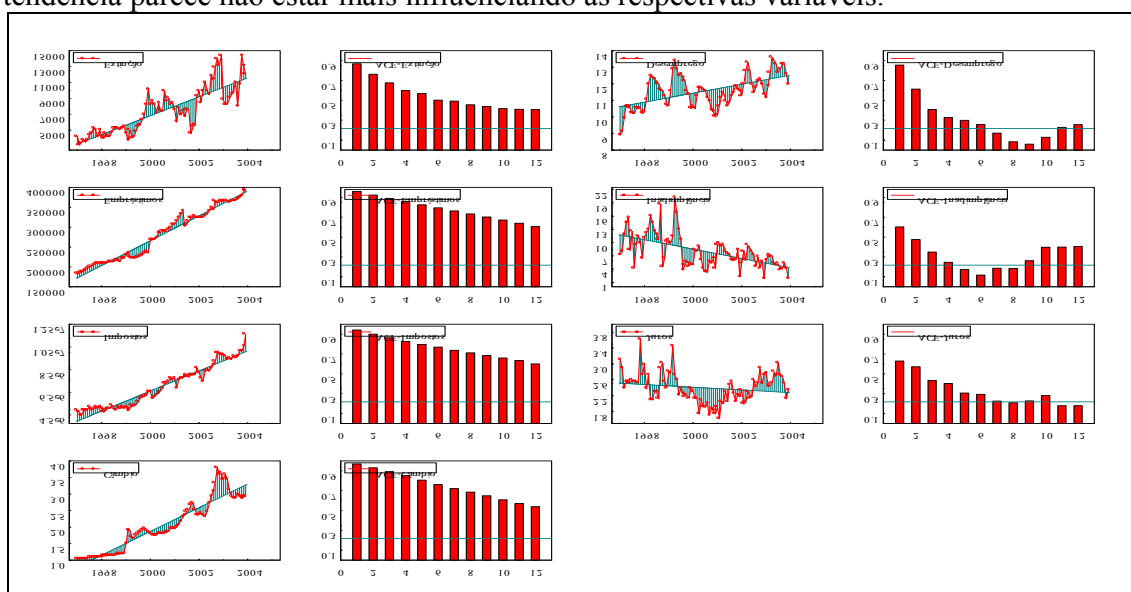


Figura 1 Comportamento das Variáveis Analisadas em Nível

Após aplicar o operador das primeiras diferenças nas variáveis estudadas, com vistas a induzi-las à estacionariedade, percebeu-se que elas passaram a ser estacionárias ao nível de significância de 5%. Através da Figura 2, é possível visualizar o comportamento aleatório das variáveis nas primeiras diferenças com os seus valores situando-se em torno da média.

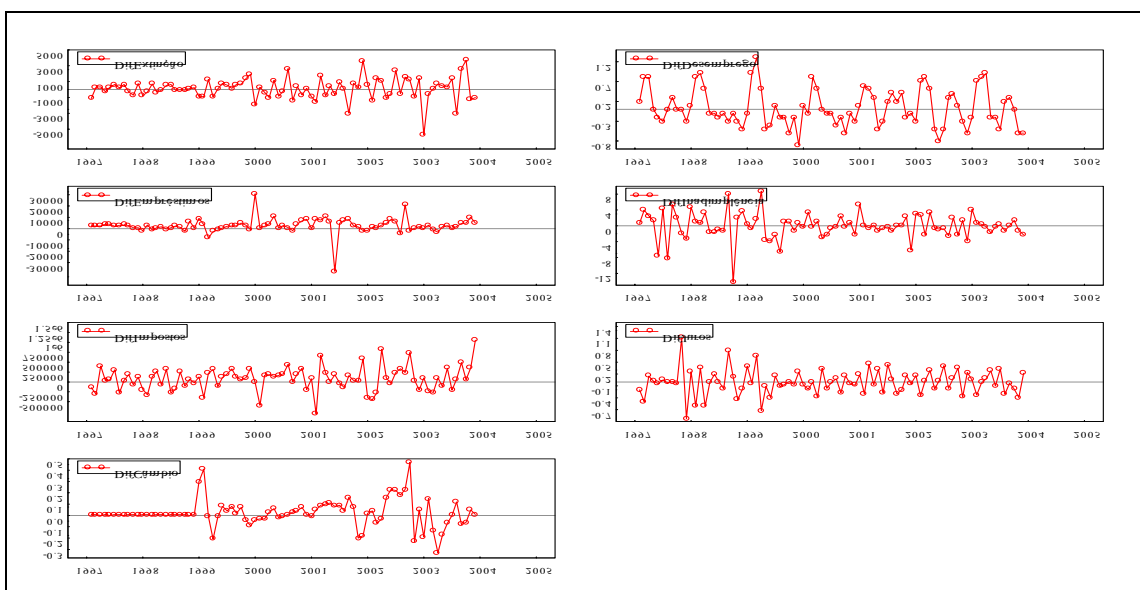


Figura 2 Comportamento das Variáveis Analisadas em Primeiras Diferenças

Visando analisar a estacionariedade das séries supracitadas utilizou-se ainda o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Ampliado (ADF). O teste foi calculado em três versões: sem constante, com constante e com constante e tendência. Partiu-se inicialmente de um número de doze defasagens para cada variável, sendo feitas às devidas reduções, escolhendo-se aquela defasagem que minimiza o critério *bayesiano* de Schwarz (SC).

Como o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) é sensível ao número de defasagens adotadas, para a sua adequada escolha, seguiu-se o procedimento sugerido por Doornik e Hendry (1996), que visa escolher um número de defasagens arbitrariamente alto e selecionar a defasagem estatisticamente significativa. Caso não sejam encontradas defasagens significantes, o teste ADF é equivalente ao teste DF. Mesmo sabendo da existência da baixa potência dos testes Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF), observa-se a partir dos resultados dispostos na Tabela 2, que tais séries são não estacionárias.

Variáveis	t-ADF: com constante	Nº de defasagens com maior t-ADF	t-ADF: com constante e Tendência	Nº de defasagens com maior t-ADF
E_t	-2,7156	01	-2,6388	01
V_t	-1,2471	04	-2,9882	04
J_t	-2,6313	01	-2,6521	01
R_t	-2,6605	01	-3,5976	05
D_t	-3,4409	02	-4,7708	01
I_t	-0,70171	01	-2,9674	01
S_t	-4,0213	02	-5,3900	01
$\Delta(E_t)$	-7,4246	01	-7,3596	01
$\Delta(V_t)$	-5,1526	01	-5,1906	01
$\Delta(J_t)$	-7,5462	01	-7,4902	01
$\Delta(R_t)$	-7,6020	01	-7,5597	01
$\Delta(D_t)$	-6,6972	08	-7,7281	02
$\Delta(I_t)$	-5,3159	02	-7,3477	01
$\Delta(S_t)$	-9,6218	10	-9,5410	10

Nota: Os valores críticos para o teste ADF com constante e tendência foram iguais a 95% = -3,473. Já os valores críticos para o mesmo teste sem a tendência foram iguais a 95% = -2,9693.

Tabela 2 - Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Cabe salientar que os valores críticos para a estatística ADF baseia-se em Mackinnon (1991). E, de acordo com a Tabela 2, é possível inferir que as sete variáveis avaliadas são não estacionárias considerando um nível de significância estatística de 5%, tratando-se de um modelo com e sem a presença da tendência determinística. Assim, aceita-se com isso a hipótese nula de raiz unitária nas variáveis referenciadas anteriormente.

Assim, pode-se afirmar que as sete variáveis analisadas, em nível, são consideradas integradas de primeira ordem ou $I(1)$. Por outro lado, as sete variáveis expressas em termos das primeiras diferenças passaram a ser estacionárias, ou integradas de ordem zero ou $I(0)$ após a sua transformação. A Tabela 3 sumariza a ordem de integração das séries temporais.

Variáveis	Ordem de Integração	Classificação
E_t	$I(1)$	Não Estacionária
V_t	$I(1)$	Não Estacionária
J_t	$I(1)$	Não Estacionária
R_t	$I(1)$	Não Estacionária
D_t	$I(1)$	Não Estacionária
I_t	$I(1)$	Não Estacionária
S_t	$I(1)$	Não Estacionária
$\Delta(E_t)$	$I(0)$	Estacionária
$\Delta(V_t)$	$I(0)$	Estacionária
$\Delta(J_t)$	$I(0)$	Estacionária
$\Delta(R_t)$	$I(0)$	Estacionária
$\Delta(D_t)$	$I(0)$	Estacionária
$\Delta(I_t)$	$I(0)$	Estacionária
$\Delta(S_t)$	$I(0)$	Estacionária

Tabela 3 - Ordem de Integração das Séries Temporais Avaliadas

Uma vez que todas as variáveis envolvidas no modelo são integradas de primeira ordem ou $I(1)$, o que é uma pré-condição para que haja indícios da existência de co-integração entre

as séries, o modelo a ser estimado poderá capturar tanto os efeitos de curto e de longo prazo. Neste caso, a confirmação da presença de co-integração entre as séries poderá levar ao uso do chamado mecanismo de correção de erros (ECM).

Caso o mecanismo de correção de erros (ECM) seja estatisticamente significativo, vislumbra-se a existência do relacionamento de longo prazo entre as variáveis, fazendo com que a regressão não seja considerada espúria. A idéia acerca do ECM pode ser vista como a proporção de desequilíbrios de um período que é corrigida no período subsequente. A aplicação deste, permite que os componentes de longo prazo inerentes às séries temporais mantenham-se juntas, obedecendo à condição de equilíbrio, enquanto que os componentes de curto prazo sejam especificados por uma dinâmica flexível.

Além disso, procurou-se avaliar a possibilidade de alguma variável do modelo ser exógena ou não. Para tanto, utiliza-se a metodologia criada por Granger, popularmente conhecido como teste de causalidade de granger. Na visão de Sachsida (1999), tal teste de hipótese serve para determinar a precedência temporal de uma variável sobre outra. Ou seja, quando se diz, por exemplo, que a variável “ X_t ” causa “ Y_t ” no sentido de granger, está-se apenas dizendo que “ X_t ” precede temporalmente “ Y_t ”. Assim, caso não se rejeite a possibilidade de “ Y_t ” causar “ X_t ”, no sentido de granger, a *exogeneidade forte* não deverá ser aceita. Os resultados desse teste de hipóteses usando a distribuição *F-Snadecor* encontram-se expostos na Tabela 4.

<i>Hipótese Nula</i>	<i>Significância (P-Value)</i>
$\Delta (E_t)$ não <i>granger</i> causa $\Delta (V_t)$	0,0578
$\Delta (E_t)$ não <i>granger</i> causa $\Delta (J_t)$	0,0009
$\Delta (E_t)$ não <i>granger</i> causa $\Delta (R_t)$	0,0724
$\Delta (E_t)$ não <i>granger</i> causa $\Delta (D_t)$	0,1014
$\Delta (E_t)$ não <i>granger</i> causa $\Delta (I_t)$	0,0189
$\Delta (E_t)$ não <i>granger</i> causa $\Delta (S_t)$	0,1003

Tabela 4 - Teste de Causalidade de Granger para o Número de Empresas Extintas

Através da Tabela 4 é possível notar a existência de uma dependência *uni-direcional* entre a primeira diferença do número de empresas extintas (ΔE_t) e as demais variáveis independentes do modelo a ser formulado, confirmado pelo *teste de causalidade de granger*. A equação final estimada para a variação da quantidade de empresas extintas no Brasil no período considerado após sucessivas reduções, com base na *metodologia geral para o específico* encontra-se evidenciado no Quadro 1:

$$\Delta \hat{E}_t = 0,038 \Delta V_{t-3} - 68,177 \Delta R_t + 2,025,417 \Delta J_t - 1,272,211 P(s)_{Abr} + 3,480,426 P(i)_{Dez} - 4,830,783 P(i)_{Jan}$$

(2,941)
(2,176)
(5,623)
(-3,208)
(4,326)
(-5,455)

\bar{R}^2 (Ajustado) = 68,37%
 LogLik = -417
 $\sigma_{Residual} = 791,61$
 Chow (2000 : 11) = 0,8700 [p = 0,6475]
 Chow (2002 : 12) = 0,2527 [p = 0,9560]
 Autocorrelação : AR (1 - 4lags) = 0,9067 [p = 0,4686]
 Heteroscedasticidade Condicionada Autoregressiva : ARCH (1 - 4lags) = 0,7599 [p = 0,5564]
 Forma Funcional : RESET de Ramsey : F - Snadecor = 3,9017 [p = 0,1258]
 Normalidade Residual : Jarque Bera = 0,8507 [p = 0,6535]

Quadro 1 Resultado das Estimções Econométricas e Testes Diagnósticos

Apesar do modelo estimado para as primeiras diferenças (variações) da quantidade de empresas extintas no Brasil não ter apresentado um elevado coeficiente de explicação ajustado aos graus de liberdade e não considerando a constante, isto é, apenas 68,37%, os parâmetros do modelo econométrico mais relevantes foram *os que se referem à terceira defasagem, ou seja, a variação da taxa de empréstimos do sistema financeiro ao setor privado em US\$ no mês de abril, que influenciam a variável dependente variação da quantidade de empresas extintas, a taxa de variação da inadimplência das empresas brasileiras e a taxa de variação de juros de crédito para empréstimos para capital de giro*².

Deve-se destacar ainda a significância estatística observada para a variável *dummy* sazonal P(s), sempre nos meses de abril, além da variável *dummy* de impulso P(i), nos meses de dezembro e janeiro de cada ano do período que fora amostrado. Veja que as estatísticas *t-Student*, que se situam abaixo dos coeficientes estimados, foram consideradas significantes ao nível de 5%, dado que os valores calculados superam o valor crítico de aproximadamente 2, rejeitando-se a hipótese nula de que os parâmetros sejam iguais a zero.

Calculou-se ainda o teste diagnóstico do modelo que mostra a normalidade residual e que é conhecido como *Jarque-Bera*, segue uma distribuição do tipo *qui-quadrado* com dois graus de liberdade. O seu valor crítico ao nível de significância de 5% é igual a 5,99, conduzindo à aceitação da hipótese nula de que a distribuição dos resíduos do modelo estimado é gaussiana.

Já o teste RESET que diz respeito à forma funcional econométrica também acabou aceitando a hipótese nula de que os parâmetros, bem como as variáveis estimadas possuem uma combinação linear. Todos os testes analisados corroboram para que o modelo econométrico estruturado seja considerado adequado, com os coeficientes considerados estáveis à luz do teste de *Chow*.

A estimação recursiva e o teste de *Chow* que fora evidenciado no Quadro 1, mostraram que os coeficientes de todas as variáveis que foram mantidas no modelo final não evidenciam

² Os valores dos sinais que evidenciam a direção existente entre as variáveis independentes e a variável dependente no modelo que fora formulado encontram-se transformados nas primeiras diferenças. Isso, de alguma forma, dificulta de sobremaneira a sua interpretação formal.

quaisquer quebras estruturais nos resíduos ao longo das unidades amostrais, podendo o modelo inclusive capaz de ser usado para fins de previsões de curto prazo em tomada de decisões.

Logo, pode-se concluir à luz dessa metodologia desenvolvida pela *Escola de Londres* chamada de *Geral para o Específico* usada para avaliar as séries temporais que as variáveis macroeconômicas agregadas que foram consideradas relevantes para a explicação da taxa de variação do número de empresas extintas no país referem-se a variação da taxa de inadimplência, a variação da taxa de nominal de juros de crédito de empréstimos para capital de giro e a variação dos empréstimos do sistema financeiro ao setor privado em expressões em dólares norte-americanos.

Finalmente, pode-se perceber que outras variáveis também poderiam ter sido incorporadas no modelo geral a ser estimado, contudo, como trata-se de um primeiro estudo exploratório em que as variáveis agregadas foram escolhidas de forma criteriosa e, onde os resultados auferidos parecem estar, em parte, de acordo com o que a pesquisa do Sebrae (1999) aponta.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES

Este trabalho teve como objetivo avaliar o impacto de diversas variáveis macroeconômicas sobre a variável quantidade de empresas extintas no Brasil valendo-se da metodologia da escola de Londres *Geral para Específico* (*The General to Specific da London School of Economics*). Os dados utilizados nessa pesquisa possuem periodicidade mensal, sendo coletados num período compreendido entre janeiro de 1997 a dezembro de 2003 em diversas instituições financeiras e de pesquisa.

Visando capturar os efeitos de longo prazo a partir da variável a ser determinada, preteriu-se a estimação da regressão estática de longo prazo, onde foram incorporadas as variáveis *dummys* de impulso e sazonais nos diferentes meses do ano com o objetivo de estabilizar os parâmetros de longo prazo a ser estimado. O modelo de longo prazo (modelo estático) que fora estimado, *a priori*, foi descartado em função de apresentar pouca significância nos coeficientes estimados econometricamente.

Notadamente que o coeficiente vinculado ao vetor de resíduos provenientes do modelo estático não foi significativo estatisticamente ao nível de 5%, após a sua incorporação no modelo de curto prazo (modelo dinâmico), sendo descartado seqüencialmente, não sendo possível captar os efeitos de curto e longo prazo numa só equação.

Por outro lado, as estimativas dos coeficientes efetuadas para a taxa de variação da quantidade de empresas extintas mostraram-se satisfatórias no que diz respeito aos testes diagnósticos que foram utilizados para avaliar o modelo. Todos os coeficientes estimados através do método dos mínimos quadrados recursivos confirmam uma boa estabilidade ao longo do tempo através do teste *Chow*.

Adicionalmente, avaliou-se também se a forma funcional linear para o modelo de curto prazo estimado estava coerente com as suposições estabelecidas. O teste para tal avaliação

conhecido como *Reset de Ramsey* atestou adequação correta para a formulação linear das variáveis intervenientes. No que tange ao modelo que fora formulado, evidenciou-se no modelo formulado uma forte sazonalidade na série temporal analisada com grande influência nos meses de abril e alguma influência pontual nos meses de dezembro e janeiro.

Finalmente, recomenda-se, para trabalhos futuros, o uso de variáveis desagregadas por porte de empresa com base em dados com periodicidade mensal visando inclusive realizar projeções e correções nos rumos da política econômica do país. E ainda, que seja avaliado o novo estudo realizado pelo Sebrae em 2004, confrontando-o com o presente estudo.

BIBLIOGRAFIA

ADIZES, I. *Os Ciclos de Vida das Organizações: Como e por que as empresas crescem e morrem e o que fazer a respeito*. São Paulo: Pioneira, 1999.

COLLINS, J., J. L. Porras. *Feitas Para Durar: Práticas bem sucedidas de empresas visionárias*. 9ª ed. Rio de Janeiro: Editora Rocco, 1995.

CT BRASIL. *Empresas Graduadas nas Incubadoras Brasileiras 2001*. Ministério da Ciência e Tecnologia, 2001.

DICKEY, D. A. & FULLER, W.A. *Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. Journal of American Statistical Association, v. 74, pp. 427-431, 1979.

ENGLE, R. F. & GRANGER, C. W. J. *Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing*. Econometric, 55(2):251-76, 1987.

GEUS, A. *A Empresa Viva* [tradução de Lenke Peres] Rio de Janeiro: Editora Campus, 1999.

GRANGER, C. W. J. & NEWBOLD, P. *Spurious Regressions in Econometrics*. Journal of Econometrics. V. 2, p. 11-20, 1974.

GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. São Paulo: Makron Books, 2000.

HILL, C., W. GRIFFITHS & JUDGE, G. *Econometria*. São Paulo: Saraiva, 1999.

IBGE. *As Micro e Pequenas Empresas Comerciais e de Serviços no Brasil 2001*. Rio de Janeiro: IBGE, 2003.

MACKINNON, J. G. *Critical values for cointegration tests*. In: ENGLE, Robert F.; GRANGER, W. J. *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. New York: Oxford University Press. p. 267-76, 1991.

SACHSIDA, A. *Testes de Exogeneidade sobre a Correlação Poupança Doméstica e Investimento*. Texto para Discussão nº 659. IPEA: Brasília-DF, Julho, 1999.

SEBRAE. *Empresas Brasileiras: Quantas São, Quanto Produzem, Quantos Empregos Geram e Onde se Localizam*. Brasília: Ed. SEBRAE, 2003.

SEBRAE. *Fatores Condicionantes e Taxa de Mortalidade de Empresas*. Brasília: Ed. SEBRAE, 1999.

SEBRAE. “Disponível em <http://www.sebrae.com.br/br/ued/demo_emp>”. Acesso em 01/08/2004, 2004.