

COPPEAD/UF RJ

RELATÓRIO COPPEAD Nº 215

A INSOLVÊNCIA NO COMÉRCIO
VAREJISTA E SUAS CAUSAS (1)

José Maria Vasconcellos Filho *
Claudio R. Contador **

Novembro de 1988

* Mestre em Administração, COPPEAD/UF RJ, 1978 e Controller para América Latina, Farmitalia Carlo-Erba S.A.

** Professor do Instituto de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração, COPPEAD/UF RJ.

1. INTRODUÇÃO

Empresas tornam-se insolventes e eventualmente são extintas por inúmeras razões. Na versão mais simples, a responsabilidade recai sobre a má gerência. A incompetência e as fraudes assumem os papéis preferidos pelo grande público. Entretanto, uma análise mais profunda mostra que, pelo menos no Brasil, os principais vilões são externos às empresas insolventes.

O grande número de empresas no Comércio Varejista um mercado intrinsecamente competitivo (2) e as suas características econômicas e sociais tornam este segmento bastante vulnerável às insolvências. Este ensaio trata deste tema.

O ramo de Comércio Varejista conta hoje no Brasil com cerca de 1,6 milhões de estabelecimentos, empregando diretamente mais de cinco milhões de pessoas, e com um faturamento bruto superior a 34 % do Produto Interno Bruto. Algumas estatísticas básicas, extraídas do Censo Econômico de 1980, estão reproduzidas na Tabela 1.

Por ano, o setor incorpora algo próximo de 110 mil novas empresas, exclusive as unidades que encerram suas atividades, e pelo lado do emprego, gera quase 500 mil novos empregos por ano. É uma atividade constituída predominantemente por pequenas e médias empresas, com a média de 3-4 pessoas por estabelecimento, com capitais nacionais na quase totalidade.

Da receita total gerada pelo Comércio Varejista no Brasil, mais da metade é proveniente da região Sudeste, sendo um terço concentrada no Estado de São Paulo. Existe uma forte

disparidade entre as unidades típicas de cada região do país. A Tabela 2 mostra que, em 1980, os estados mais pobres tinham uma receita média menor por estabelecimento e pagavam também salários médios bem abaixo das demais regiões mais ricas. O salário mais baixo registrado ocorre no Maranhão e o mais alto, em Brasília, sendo a diferença entre eles superior a oito vezes. Mesmo excluindo a atipicidade dos dados referentes a Brasília, a disparidade permanece, com o salário médio em São Paulo, sete vezes maior do que a do Maranhão. Tal disparidade não é entretanto encontrada na receita média gerada por trabalhador, onde a maior relação (Brasília) não supera quatro vezes a relação mais baixa (Maranhão).

No tocante à receita média por estabelecimento, a desigualdade é ainda maior: Cz\$ 1,09 mil no Maranhão contra Cz\$ 10,9 mil em Brasília, a preços de 1980. Uma outra constatação é que a receita real cresceu mais rapidamente entre 1975 e 1980 nas regiões mais pobres. Por exemplo, considerando valores extremos, a receita real do Comércio Varejista cresceu na média, 14,1 % ao ano contra 2,8 % em São Paulo e 5,8 % em Brasília.

A decomposição da receita real por fatores de crescimento (3), reproduzida na Tabela 2 esclarece este aspecto. O principal determinante do crescimento da receita real do Comércio Varejista nos estados das regiões Norte e Nordeste foi a expansão do número de estabelecimentos (exceto Sergipe), enquanto nas demais regiões, a absorção de trabalhadores por estabelecimento teve um papel também importante. Isto pode significar que existe uma tendência de ampliação do tamanho médio dos estabelecimentos comerciais nas regiões mais desenvolvidas do

país; e unidades maiores significam menor vulnerabilidade às insolvências. Se tal for correto, a diferença entre regiões, no tocante ao grau de vulnerabilidade às insolvências, tende a ampliar-se ao longo do tempo.

TABELA 1
ESTATÍSTICAS BÁSICAS DO COMÉRCIO VAREJISTA
CENSO DE 1980

	ESTABELECIMENTOS		RECEITA DE VENDAS		PESSOAL OCUPADO	
	EM MIL	PARTICIPAÇÃO %	CZ\$ MILHÕES	PARTICIPAÇÃO	EM MIL	PARTICIPAÇÃO
NORTE:	56,5	6,4	144,8	3,3	135,5	4,8
NORDESTE:	347,8	39,3	680,8	15,7	749,2	26,6
MARANHÃO	43,3	4,9	47,3	1,1	88,7	3,1
PIAUI	20,6	2,3	28,9	0,7	39,8	1,4
CEARÁ	58,3	6,6	94,9	2,2	116,2	4,1
RIO GRANDE NORTE	17,0	1,9	37,0	0,9	39,1	1,4
PARAÍBA	27,3	2,9	44,3	1,0	53,7	1,9
PERNAMBUCO	62,9	7,1	156,5	3,6	145,7	5,2
ALAGOAS	17,6	2,0	39,2	0,9	39,1	1,4
SERGIPE	8,9	1,0	26,5	0,6	22,2	0,8
BAHIA	93,9	10,6	206,1	4,7	204,6	7,3
SUDESTE:	307,8	34,8	2372,9	54,6	1274,3	45,2
MINAS GERAIS	84,7	9,6	396,5	9,1	267,3	9,5
ESPÍRITO SANTO	12,7	1,4	67,1	1,5	43,6	1,5
RIO DE JANEIRO	62,4	7,1	559,6	12,9	315,8	11,2
SÃO PAULO	148,0	16,7	1349,7	31,0	647,6	23,0
SUL:	123,1	13,9	881,4	20,3	490,0	17,4
PARANÁ	44,8	5,1	312,4	7,2	175,1	6,2
SANTA CATARINA	22,3	34,8	153,5	3,5	88,3	3,1
RIO GRANDE DO SUL	56,0	6,3	415,6	9,6	226,6	8,0
CENTRO OESTE:	50,3	5,7	267,6	6,2	168,3	6,0
MATO GROSSO DO SUL	9,6	1,1	53,1	1,2	33,6	1,2
MATO GROSSO	8,6	1,0	36,8	0,8	25,4	0,9
GOIÁS	26,2	3,0	114,0	2,6	79,2	2,8
DISTRITO FEDERAL	5,8	0,7	63,7	1,5	30,0	1,1
BRASIL	885,5	100,0	4347,5	100,0	2617,3	100,0

Fonte: Fundação IBGE

TABELA 2

DETERMINANTES DO CRESCIMENTO DA RECEITA REAL (1)
 COMÉRCIO VAREJISTA - 1975/1980

	RECEITA MEDIA POR (2)		SALARIO MEDIO (2)	CRESCIMENTO MEDIO ANUAL ENTRE 1975 e 1980 (%)			SALARIO REAL MEDIO	
	ESTABELECIMENTO	TRABALHADOR		RECEITA	RECEITA POR TRABALHADOR	TRABALHADOR POR ESTABELECIMENTO		NÚMERO ESTAB.
NORTE:	2565,3	1069,1	30,8	12,0	-1,3	-1,1	14,7	
NORDESTE:	1957,2	908,7	23,1	9,0	-0,9	0,6	9,3	
MARANHAO:	1093,9	533,6	10,7	14,1	-2,8	0,9	16,4	
PIAUI	1406,0	726,7	14,8	7,8	-2,3	0,7	9,5	
CEARA	1627,1	816,7	20,9	9,3	+0,2	0,9	8,1	
RIO GRANDE DO NORTE	2169,6	946,9	21,8	11,2	0,7	1,9	8,3	
PARAIBA	1752,9	824,2	17,1	10,7	0,7	-1,0	11,2	
PERNAMBUCO	2489,6	1074,2	28,7	6,8	-0,8	0,1	7,5	
ALAGOAS	2227,0	1003,4	20,8	9,1	-2,1	-0,2	11,7	
SERGIPE	2969,5	1194,2	25,8	6,1	5,6	6,4	-5,6	
BAHIA	2193,9	1007,0	29,2	9,4	-1,1	0,3	10,3	
SUDESTE:	7708,6	1862,1	67,5	3,2	-2,6	1,1	4,9	
MINAS GERAIS	4682,6	1483,2	47,0	5,0	-2,8	1,7	6,2	
ESPIRITO SANTO	5284,6	1537,0	47,2	6,3	-1,7	2,7	5,3	
RIO DE JANEIRO	8960,6	1772,3	73,7	2,7	-2,0	0,5	4,2	
SAO PAULO	9119,0	2084,1	74,3	2,8	-2,7	1,2	4,4	
SUL:	7158,3	1798,9	63,0	4,6	-1,3	2,6	3,3	
PARANA	6972,7	1784,4	57,8	3,4	-2,0	2,0	3,5	
SANTA CATARINA	6873,2	1738,2	58,6	7,5	-0,3	3,3	4,3	
RIO GRANDE DO SUL	7420,5	1833,8	68,7	4,5	-1,0	2,7	2,8	
CENTRO OESTE:	5320,4	1590,1	48,2	7,4	-1,0	2,5	5,9	
MATO GROSSO DO SUL	5546,0	1580,6	42,1	8,0	-0,4	3,3	5,1	
MATO GROSSO	4266,1	1448,7	36,5	15,9	2,2	4,2	8,8	
GOIAS	4342,5	1438,5	38,2	6,0	-1,6	2,7	4,8	
DISTRITO FEDERAL	10894,2	2119,8	91,1	5,8	-1,2	-1,2	8,3	
BRASIL	4909,4	1543,2	52,0	4,8	-2,5	0,5	6,9	

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FUNDAÇÃO IBGE
 (1) SEGUNDO DEFLATOR IMPLÍCITO DAS CONTAS NACIONAIS.
 (2) EM CZS M; A PREÇOS DE 1980.

O objetivo deste trabalho é examinar os fatores determinantes das insolvências do Comércio Varejista no Brasil. Outros estudos empíricos anteriores discutiram o papel das variáveis macroeconômicas na insolvência agregada por setores. Talvez esta seja uma particularidade importante da nossa economia. As falências nos Estados Unidos são praticamente explicadas por fatores internos às empresas. Por outro lado, mais de 60 % dos casos de falências no Japão têm sua explicação em problemas mais ligados a fatores macroeconômicos. No estudo sobre o Brasil, a política macroeconômica - principalmente a relacionada com as condições de crédito, inflação e o "efeito-contaminação" de outras insolvências - tem um papel predominante na explicação das insolvências de empresas.

Existem, até o momento, três trabalhos que examinaram empiricamente as flutuações de insolvência de empresas, sob o ponto de vista macroeconômico no Brasil. Os resultados do exame preliminar realizado por Contador e Damião, em 1983, (4) foram encorajadores o suficiente para um estudo mais amplo por Damião (5) em 1984, que por sua vez resultou num terceiro trabalho (6) em 1985, na tentativa de preencher algumas lacunas e de buscar melhores resultados.

No trabalho de 1983, foi encontrado um alto poder de explicação para falências decretadas no Estado de São Paulo no período 1970/82 através das variáveis de política monetária e de gastos da União. No segundo, por se tratar de uma investigação mais ampla, as conclusões foram mais esclarecedoras. Ainda

utilizando dados anuais, Damião testou os diversos graus de insolvência de empresas e pôde confirmar a associação dessas com variáveis macroeconômicas. Dentre os resultados obtidos, o grau de insolvência medido por títulos protestados foi o que obteve maior grau de explicação. A insolvência através dos títulos protestados estaria negativamente relacionada com o crescimento real do PIB, liquidez real e crédito real, e, positivamente relacionada com inflação. No trabalho de 1985, Contador incorporou outras variáveis de custo e trabalhou com dados trimestrais. Os testes empíricos com dados em uma menor periodicidade permitiram uma melhor análise dos efeitos com retardos. O modelo então desenvolvido, incluindo o efeito cruzado de umas insolvências sobre outras empresas - o chamado "efeito-contaminação", descrito mais adiante - obteve uma boa resposta para títulos protestados, falências requeridas e falências decretadas.

Para títulos protestados, o maior poder de explicação ficou por conta da taxa de inflação, da taxa de falência requerida - assumindo aqui o papel do "efeito-contaminação" - da oferta real de crédito e do crescimento das exportações defasadas de seis meses. Nas falências requeridas, as melhores variáveis explicativas foram o crescimento real dos empréstimos e o "efeito-contaminação" representado pela própria taxa de falências requeridas com retardo. Quanto às falências decretadas, a explicação ficou basicamente por conta das falências requeridas com retardo.

Os testes realizados apontaram a existência de (a) uma média "natural" de insolvências, (b) do efeito-cruzado entre o grau de solvência das empresas e (c) do impacto das variáveis macroeconômicas na explicação das flutuações da insolvência agregada de empresas. Contudo, por ser este um assunto relativamente novo ainda é necessário que se dedique maiores esforços no entendimento do comportamento do fenômeno frente às suas variáveis explicativas.

O que se pretende agora é explorar as vantagens do modelo utilizado na explicação de um setor dito como extremamente vulnerável à insolvência - o ramo de Comércio Varejista. A seção seguinte discute alguns conceitos e o modelo. A estimação empírica é apresentada na seção III. A partir dos resultados empíricos, a seção IV apresenta as conclusões e sugere novos caminhos para pesquisa.

2. OS FATORES DA INSOLVÊNCIA

2.1 Os Ciclos de Insolvência no Comércio

Existe uma opinião generalizada de que a insolvência de pessoas e empresas - ou seja, a incapacidade de honrar compromissos econômico-financeiros assumidos voluntariamente - é um fenômeno anticíclico: nas fases de prosperidade, a vitalidade econômico-financeira é elevada, e conseqüentemente as insolvências relativamente pequenas, enquanto

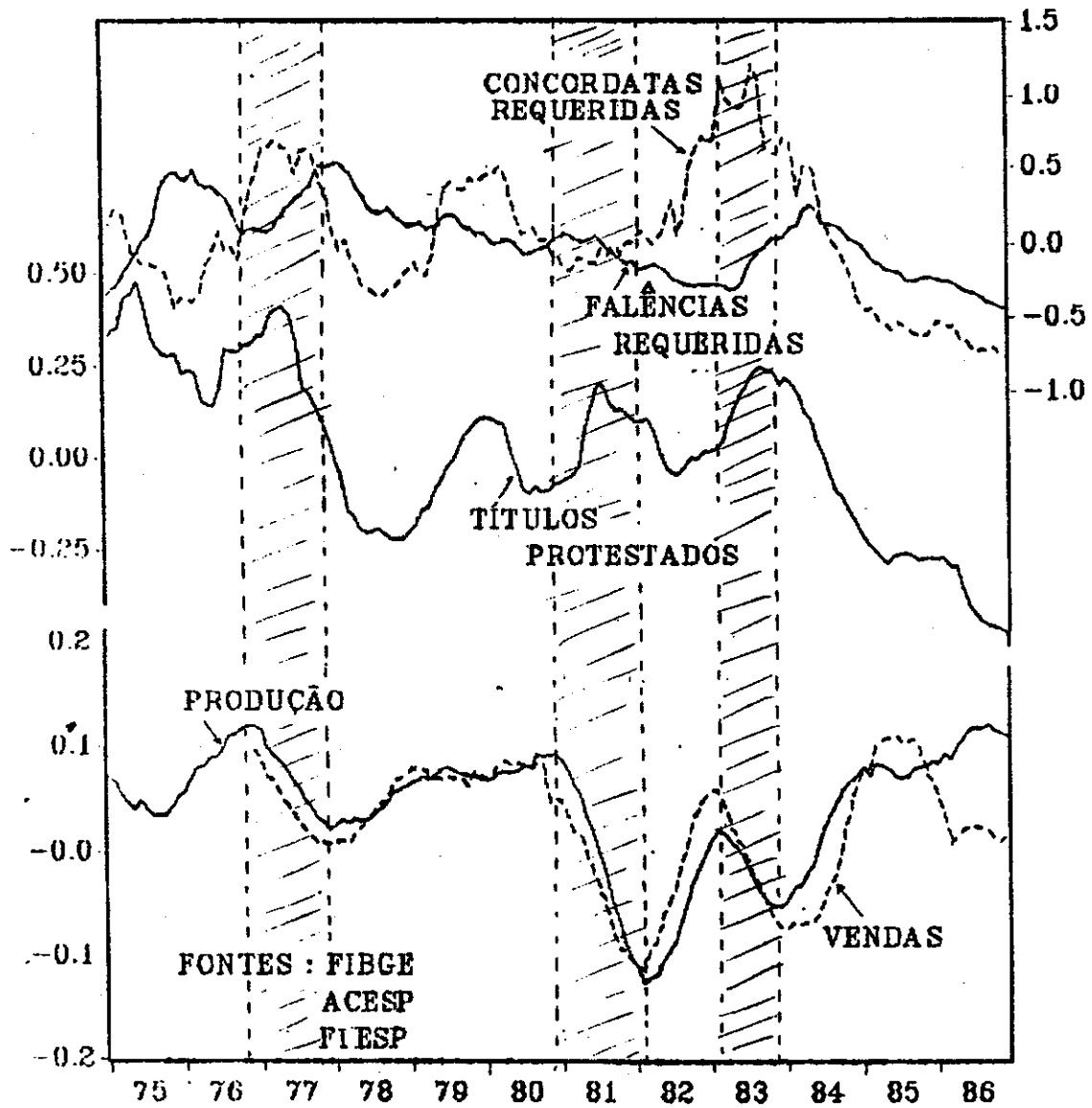
que nas fases recessivas, as insolvências crescem.

Porém, as opiniões sobre a conformidade e relações entre variáveis no ciclo econômico nem sempre encontram respaldo nos fatos. Por exemplo, o número de concordatas requeridas na Indústria em São Paulo não difere entre o período "áureo" 1969-73 e os anos recessivos 1981-83. E no caso das concordatas deferidas, também na Indústria, paradoxalmente, o número total foi menor na crise dos 80 do que no "milagre econômico" de 1969-73, o oposto do esperado.

O paradoxo é visível também em outros aspectos. A Figura 1 mostra a evolução do crescimento anual do produto real da Indústria (Brasil) e os dados de vendas e de insolvências (São Paulo). Por convenção, neste e nos demais gráficos, as faixas achuriadas correspondem às fases de queda no crescimento da atividade. Com base no exame visual é possível extrair três observações. Primeiro, salvo a recuperação de 1984/85 e o desajuste do Plano Cruzado, o crescimento nas vendas industriais antecede a produção. Segundo, nas fases recessivas seria esperado a aceleração das insolvências, mas os dados mostram um aumento seguido de queda nas insolvências; e terceiro, as fases de recuperação são marcadas por fortes flutuações nas insolvências, não associadas diretamente aos fatores ligados ao ciclo econômico.

FIGURA 1

**INDÚSTRIA E INSOLVÊNCIAS
TAXA ANUAL DE CRESCIMENTO**

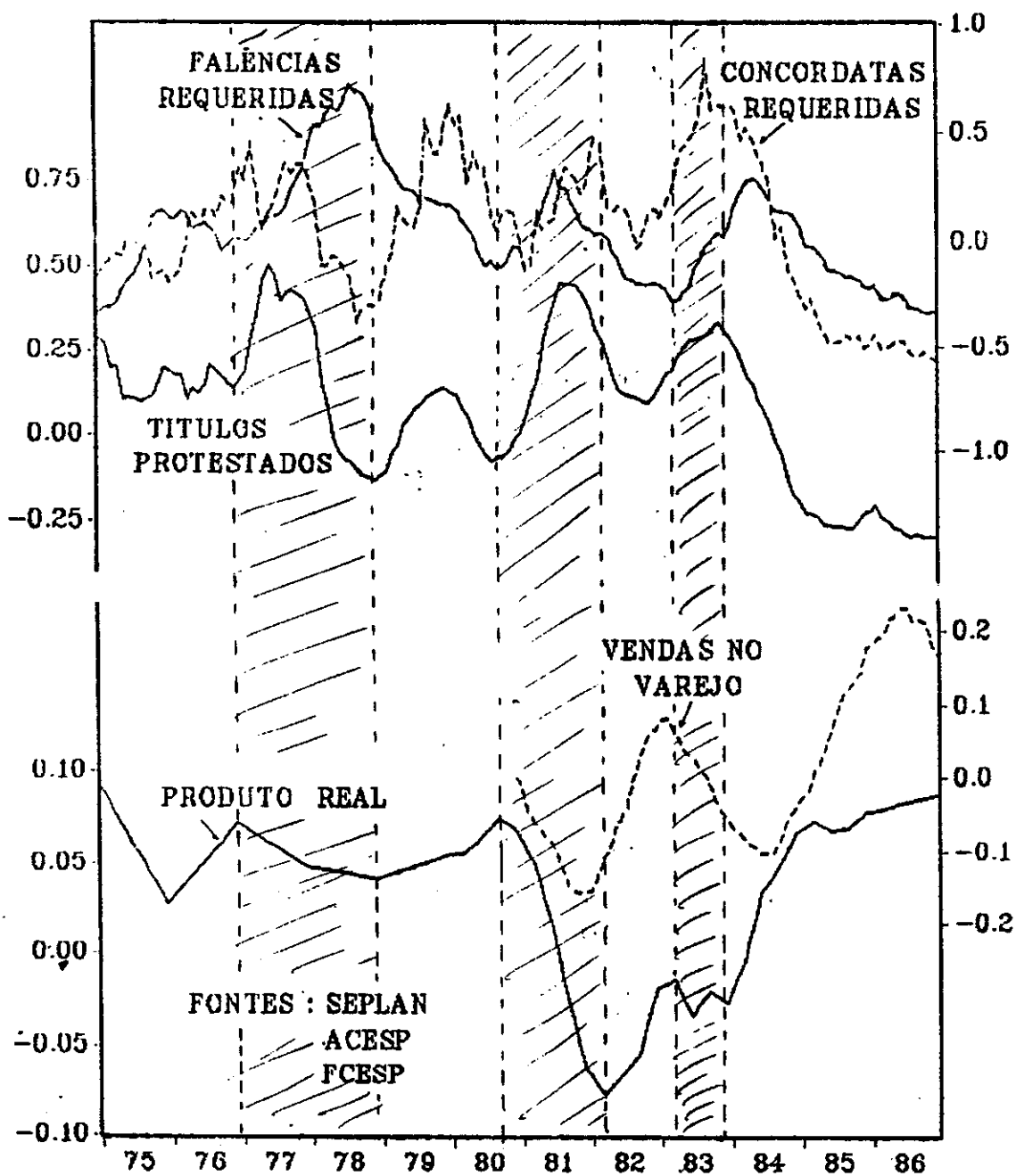


Observações semelhantes são encontradas no setor de Comércio . A Figura 2 retrata variáveis semelhantes às da figura anterior, onde agora o índice de produto real refere-se à estatística levantada pelo INPES/SEPLAN para o setor de Comércio Total; todas as demais variáveis referem-se a São Paulo.

A literatura tem enfatizado a insolvência como um fenômeno isolado, mesmo quando provocada por fatores relacionados com a política macroeconômica. Porém, as insolvências, ainda que resultantes de fatores internos às empresas - como decorrentes da má gerência - afetam outras empresas, pois prejudicam os credores. Quando uma empresa pede concordata ou tem sua falência requerida, afeta de imediato seus credores. Quanto maior for o grau de interdependência existente e/ou maior a fragilidade da estrutura financeira de seus credores, maiores serão as possibilidades de que estes também se vejam envolvidos com problemas de insolvência. Quando resultante de fatores macroeconômicos, as insolvências tendem a propagar-se mais rapidamente, ao encontrar um ambiente externo menos favorável, ou seja, independente das suas origens, a insolvência é raramente um fenômeno isolado. A tendência é sempre observar uma "onda" de insolvências. Um trabalho anterior (7) qualificou este fenômeno de "efeito-contaminação". Infelizmente, não se dispõe de informações diretas sobre a importância do "efeito-contaminação" no Brasil, mas no Japão este efeito explica quase 20 % do total de falências.

FIGURA 2

COMÉRCIO E INSOLVÊNCIAS
TAXA ANUAL DE CRESCIMENTO



Os comentários acima, muito embora não invalidem os estudos que levam em consideração os determinantes microeconômicos e a estrutura financeira das empresas na explicação da insolvência, alertam para a necessidade de realização de estudos mais aprofundados a nível macroeconômico, com enfoque principal voltado para o modo pelo qual o conjunto de empresas é afetado, quando da implementação de políticas macroeconômicas.

As flutuações cíclicas no desemprego de mão-de-obra são, sem dúvida, um fenômeno importante e com toda razão justificam o esforço realizado na compreensão de seus determinantes, através das inúmeras variantes da chamada "Curva de Phillips". Porém, não menos importante é o desemprego do capital físico e recursos naturais, fenômeno este que não tem sido agraciado com a mesma dedicação do primeiro sob o ponto de vista macroeconômico. Uma insolvência, sob este prisma, traduz-se na realidade, na paralisação de equipamentos, no fechamento de empresas e no aumento do próprio desemprego.

Por definição, uma empresa falida é uma empresa fechada, sem atividade, com seus equipamentos parados e trabalhadores demitidos. No entanto, no momento da decretação de sua falência, a empresa está fisicamente no mesmo lugar e com o mesmo potencial de produção anterior. Simplesmente não está mais em condições comerciais de contribuir com a sua produção para a renda agregada da economia, cuja capacidade potencial ficou reduzida na mesma intensidade da capacidade ociosa gerada pela empresa falida. Como a taxa natural de desemprego corresponde a

uma subutilização normal, é possível imaginar que parte da ociosidade agregada da economia seja resultante do fechamento e paralisação de empresas. Quando uma empresa falida é vendida ou incorporada por um de seus credores, o nível de produção potencial da economia não chega a ser substancialmente afetado no médio e longo prazos. Mas, nos casos em que uma empresa falida significa abandono de suas instalações e sucateamento de seus equipamentos, ocorre uma perda potencial da produção corrente e futura. No curto prazo, seja a opção de incorporação ou venda de uma empresa falida ou mesmo a de seu sucateamento, a conseqüência inevitável é uma certa instabilidade da "taxa natural de ociosidade". Por analogia, isto significa que existe uma certa "taxa natural de insolvências" de empresas na economia, em torno da qual a taxa efetiva tende a oscilar em resposta a diversos fatores.

Salvo problemas específicos, os fatores macroeconômicos têm efeitos generalizados na economia, afetando porém de forma diferente os setores produtivos, regiões e classes de renda. Sendo a conformidade e a cronologia cíclica do Comércio próximas às da economia como um todo, é de se esperar que os ciclos de insolvência do setor sejam em parte explicados pela política macroeconômica. O modelo e a análise empírica concentram atenção nos fatores macroeconômicos.

2.2 O Modelo

O modelo parte da hipótese de que o fluxo de insolvências é função do estoque de empresas existentes no início do período e de outras variáveis, ou seja:

$$F(t) = h(N(t), Q) \quad (1)$$

onde F corresponde ao fluxo de insolvência por período; N , ao número de empresas existentes; e Q , às demais variáveis determinantes do fluxo de insolvências.

Infelizmente, a expressão (1) tem um problema de escala e de disponibilidade de dados. Para contornar o problema de escala, convencionar-se-á que o fluxo de insolvência é uma função homogênea linear do estoque de empresas N . Assim, resulta que:

$$F(t) / N(t) = h(1, Q) = f(Q) \quad (2)$$

onde f é a taxa de insolvência.

Uma vez eliminado o "estoque de empresas" do grupo de variáveis explicativas, anulou-se o problema de escala, mas surgiu um outro de ordem prática. Como as estimativas do modelo utilizam dados trimestrais, é necessário contar com informações tanto a respeito do número de insolvências quanto do estoque de empresas existentes no início do período. Porém, os dados relativos ao total de empresas só são disponíveis com periodicidade anual. Simplesmente eliminar a variável "estoque de empresas" do modelo não resolveria o problema de escala e introduziria um erro na especificação. Como, a priori, o fluxo de insolvências aumenta com o estoque de empresas, que cresce ao longo do tempo, a variância dos resíduos do modelo seria não-estacionária. Incluir uma variável "tempo" resolveria o problema da não estacionaridade da variância dos resíduos, mas não captaria as flutuações no estoque de empresas.

A solução proposta é a de encontrar um mecanismo que permita retirar do modelo a taxa de insolvência calculada a partir do estoque de empresas existentes e substituí-la por outra variável de modo que o modelo seja estimável.

O fluxo total de insolvências, num determinado período, é formado pela sua média histórica e pelas flutuações oriundas dos impactos provocados pelo conjunto de variáveis que lhes são explicativas. Se se conseguir separar o componente estacionário, nas séries de insolvência, deixando livre para análise somente o seu componente que flutua, este poderá ser utilizado como uma proxy da taxa de insolvência. É exatamente este o objetivo dos modelos univariados.

Com o auxílio de modelos ARIMA (8) pode-se determinar o componente estacionário das séries de insolvência, que em outras palavras equivaleria aqui ao que é denominado de sua média histórica, ficando como resíduo - a diferença entre o componente estacionário e o observado - a flutuação provocada por outras variáveis. Como há interesse em explicar justamente essas flutuações, pode-se, sem maiores problemas, substituir a taxa de insolvência f definida em (2), por este resíduo sem causar prejuízo à consistência do modelo.

Dessa forma, e baseado no modelo ARIMA resulta que:

$$u(t) = B(.) X(t) \quad (3)$$

onde u é o resíduo; e $B(.)$ a notação genérica para o modelo ARIMA.

O fato do resíduo $u(t)$ ser seriamente não correlacionado, não significa que seja independente de outras

variáveis. Assim, uma vez determinado $u(t)$, pode-se decompô-lo em três elementos:

$$u(t) = u_0 + u_c(t) + O(t) \quad (4)$$

onde $u(t)$ é a taxa agregada de insolvências; u_0 , o desvio da taxa "natural" de ociosidade, determinada por um conjunto de fatores relativamente constantes, dentre eles a estrutura financeira das empresas; e $u_c(t)$, o componente cíclico determinado por mudanças em variáveis de demanda e de custo; e $O(t)$, o "efeito-contaminação", responsável pelo impacto da insolvência de algumas empresas sobre as demais.

Como a taxa agregada de insolvência foi determinada através de um modelo ARIMA, por definição a constante da equação (4) é zero. Desmembrando o terceiro termo da equação (4) temos:

$$u_c(t) = g(D(t), S(t)) \quad (5)$$

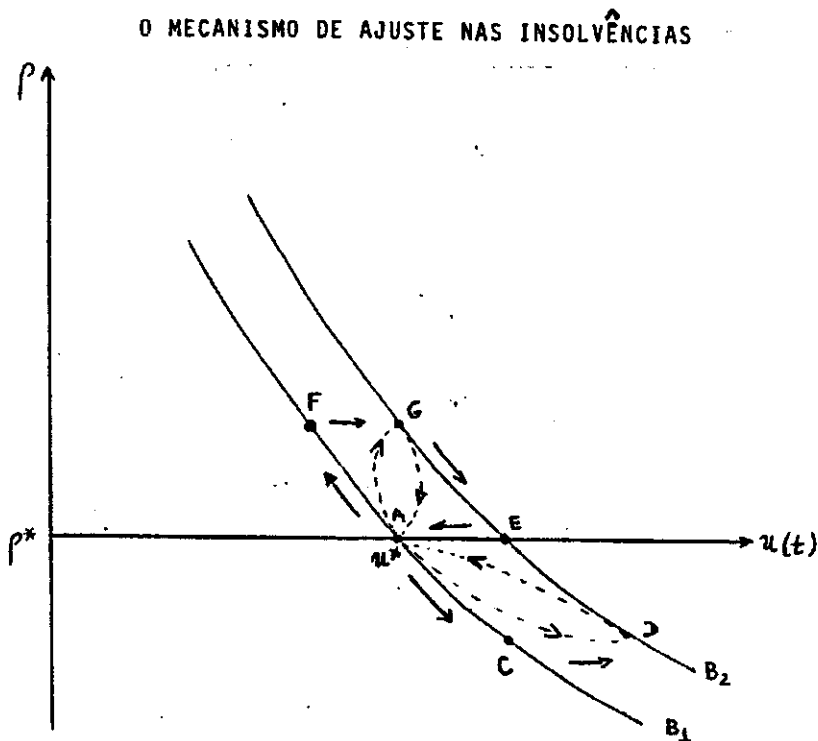
onde $D(t)$ representa os fatores de deslocamento da demanda agregada; e $S(t)$ os fatores de deslocamento dos custos de produção.

Variações positivas nas variáveis de demanda (aumentos na oferta de moeda, nos gastos públicos, nas exportações etc) tem efeitos negativos nas insolvências, isto é, contribuem para a redução da taxa de insolvência, enquanto as variáveis de custo (aumento nos juros, nos preços dos insumos etc) aumentam as insolvências.

A Figura 3 mostra o funcionamento do modelo. O eixo vertical reproduz a rentabilidade observada P do conjunto de empresas, sendo p^* a taxa de retorno a longo prazo. O eixo horizontal mostra a taxa de insolvência u , e as curvas B , a

relação entre rentabilidade e insolvência, estando associada a cada curva uma certa probabilidade da ocorrência do "efeito contaminação".

FIGURA 3
O MECANISMO DE AJUSTE NAS INSOLVÊNCIAS



Como ponto de partida, deve-se imaginar que a economia se encontra em equilíbrio no ponto A, onde a taxa de rentabilidade de curto prazo é igual à taxa de rentabilidade de longo prazo p^* , ao nível da taxa "natural" de insolvência u^* e sobre a curva B_1 . A esta curva está associada a probabilidade histórica da ocorrência do "efeito contaminação".

Agora, é necessário supor-se que sejam adotadas medidas de política macroeconômica que deprimam a demanda agregada e/ou aumentem o custo real de produção. A curto prazo, tais medidas provocam uma queda na taxa de rentabilidade e, conseqüentemente, um aumento na taxa de insolvência, dado que a economia começa a se deslocar em direção ao ponto C. Note-se que neste primeiro estágio, a economia se deslocou ao longo da curva que expressa a probabilidade histórica da ocorrência do "efeito-contaminação". Concomitantemente, como não houve tempo suficiente para que as empresas ajustassem suas estruturas financeiras ao impacto exógeno, aumentou-se o risco da ocorrência do "efeito-contaminação", deslocando a economia em direção ao ponto D, a um nível mais elevado da taxa de insolvência e sobre uma curva cuja probabilidade de contaminação é maior. Na realidade, a dinâmica do processo é mais direta, ou seja, a economia se desloca de A para D como mostra a linha tracejada.

No período seguinte, a economia começa a se deslocar para o ponto E aumentando sua taxa média de rentabilidade como conseqüência da eliminação de um certo número de empresas menos rentáveis, que não resistiram ao período de crise. Assim sendo, cai a taxa de insolvência, porém, permanecendo ao longo da mesma curva de probabilidade da ocorrência do "efeito-contaminação". Ao mesmo tempo, os empresários reagem realinhando a estrutura financeira de suas empresas e, por conseguinte, provocando uma redução na probabilidade do "efeito-contaminação", deslocando a economia de volta ao ponto A inicial. Aqui também, a passagem do ponto D para o ponto A se dá de forma direta. É claro, que em ambos os casos, o mecanismo

de transição de um ponto a outro ocorre através de ajustes sucessivos.

Análise semelhante pode ser feita no caso em que o equilíbrio inicial foi rompido por medidas de política macroeconômica que expandissem a demanda agregada. Neste caso, a economia se deslocaria inicialmente para o ponto F e em seguida para o ponto G, retornando a longo prazo ao mesmo ponto de equilíbrio original A.

3. A ESTIMAÇÃO EMPÍRICA

3.1 Os Dados

A indisponibilidade de informações restringe a análise empírica ao Estado de São Paulo, para o qual existem os levantamentos realizados pela Associação Comercial do Estado de São Paulo (ACESP) e pela Federação do Comércio do Estado de São Paulo (FCESP). Todas as demais informações relativas a índices de preços e de atividade econômica são encontradas na Fundação Getúlio Vargas e na Fundação IBGE.

A análise empírica compreende dados trimestrais do período de janeiro de 1974 a dezembro de 1987. As informações mensais foram acumuladas trimestralmente e, quando necessário, as variáveis nominais foram deflacionadas pela média do Índice Geral de Preços, Disponibilidade Interna. A taxa real de juros foi obtida pela taxa nominal capitalizada no trimestre, descontada a taxa capitalizada da inflação trimestral.

As Figuras 4, 5 e 6 mostram o crescimento anual

dos Títulos Protestados, Concordatas e Falências no Estado de São Paulo, onde as faixas achuriadas representam as fases recessivas do ciclo econômico. É interessante observar que de um modo geral a cronologia do ciclo das insolvências antecede o ciclo econômico, como mostra a Figura 4. A queda no crescimento econômico em 1977, 1981, 1983 e 1987/88 foi sinalizada com antecedência no crescimento anual dos Títulos Protestados. Porém, as flutuações no crescimento dos Títulos Protestados em 1979/80 e 1984/86 não têm uma contrapartida na atividade econômica.

FIGURA 4
CRESCIMENTO ANUAL DOS TÍTULOS PROTESTADOS
COMÉRCIO VAREJISTA EM SAO PAULO

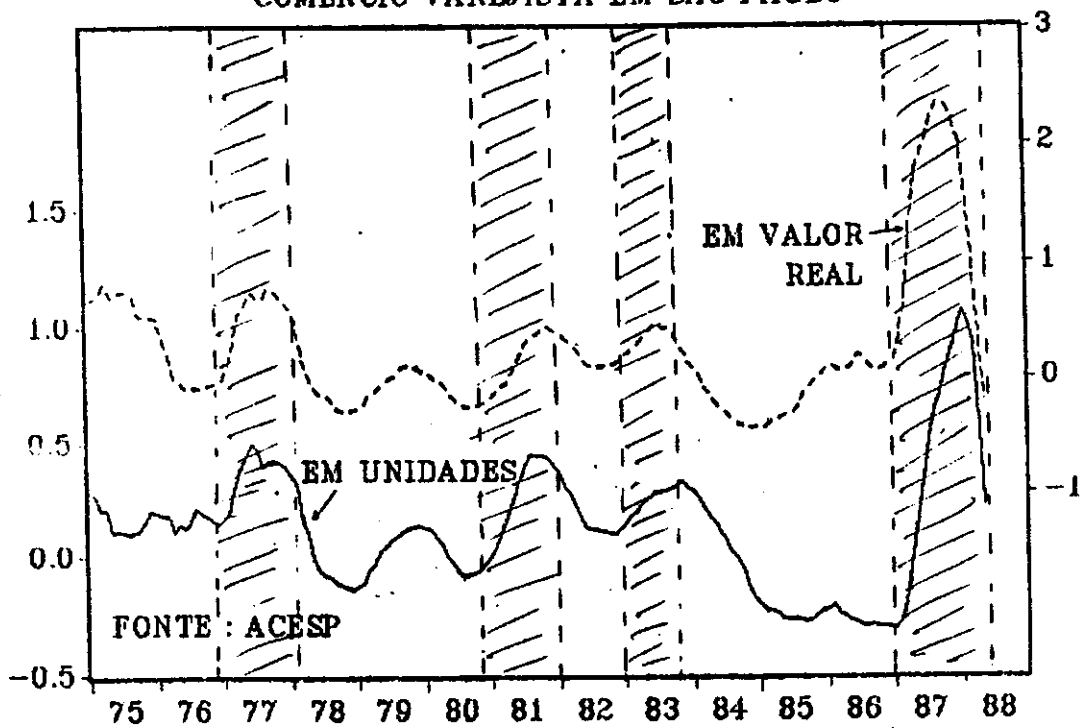


FIGURA 5

**CRESCIMENTO ANUAL DAS CONCORDATAS
COMÉRCIO VAREJISTA EM SÃO PAULO**

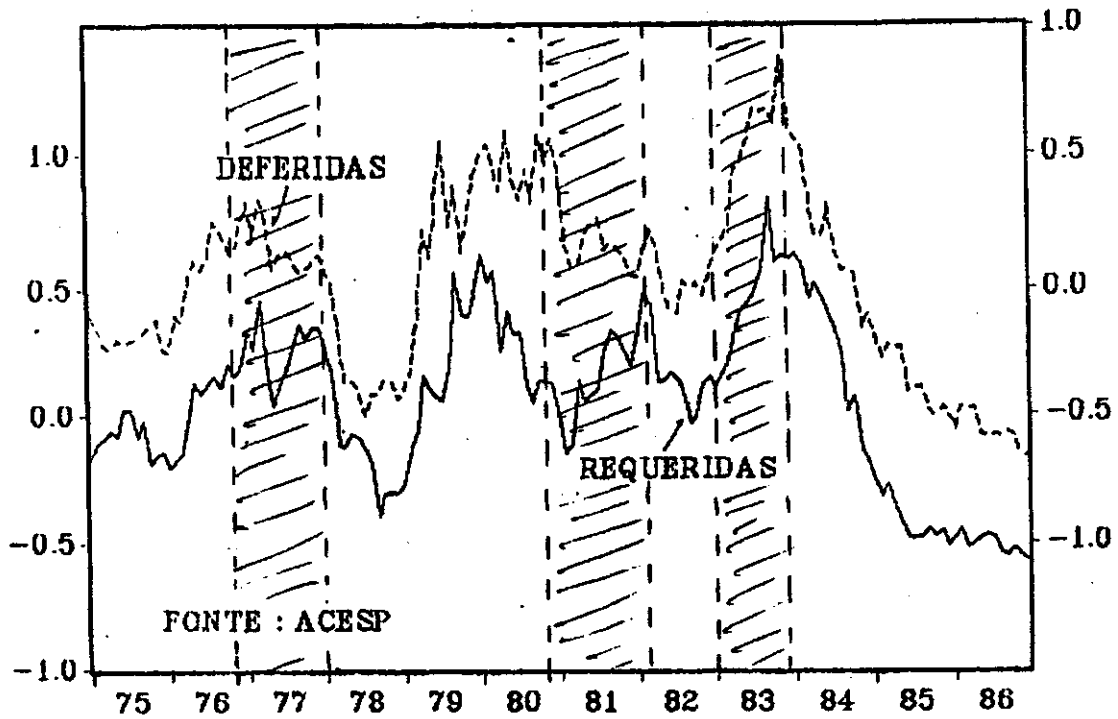
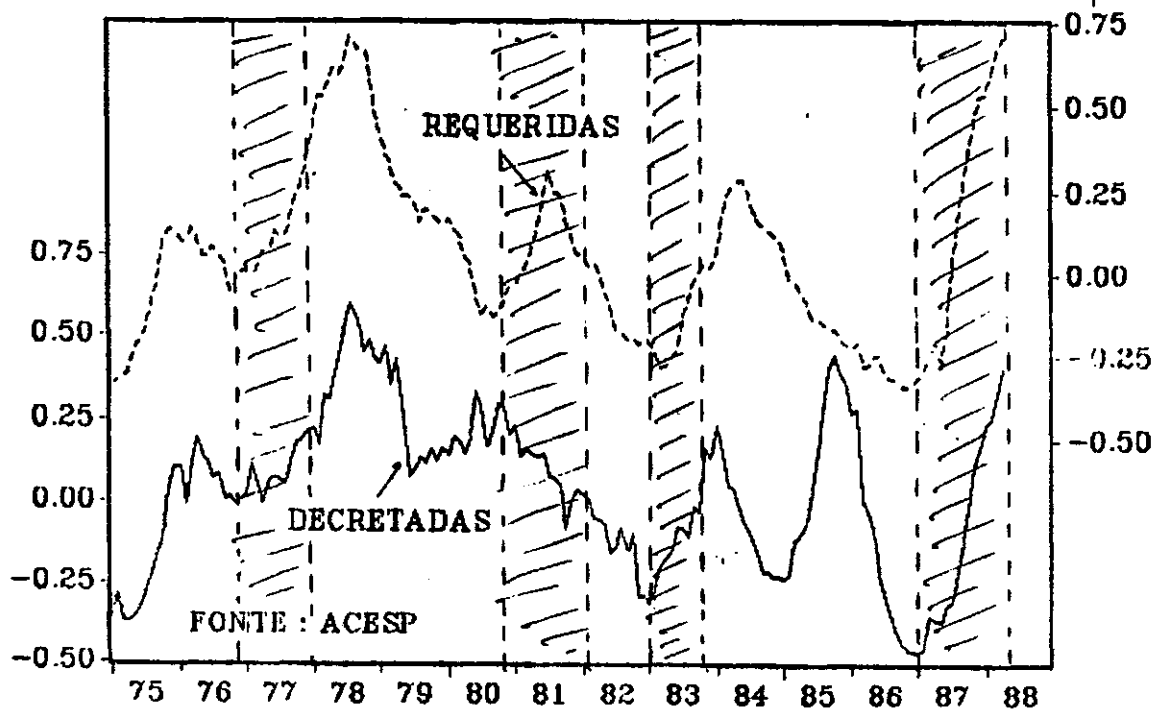


FIGURA 6

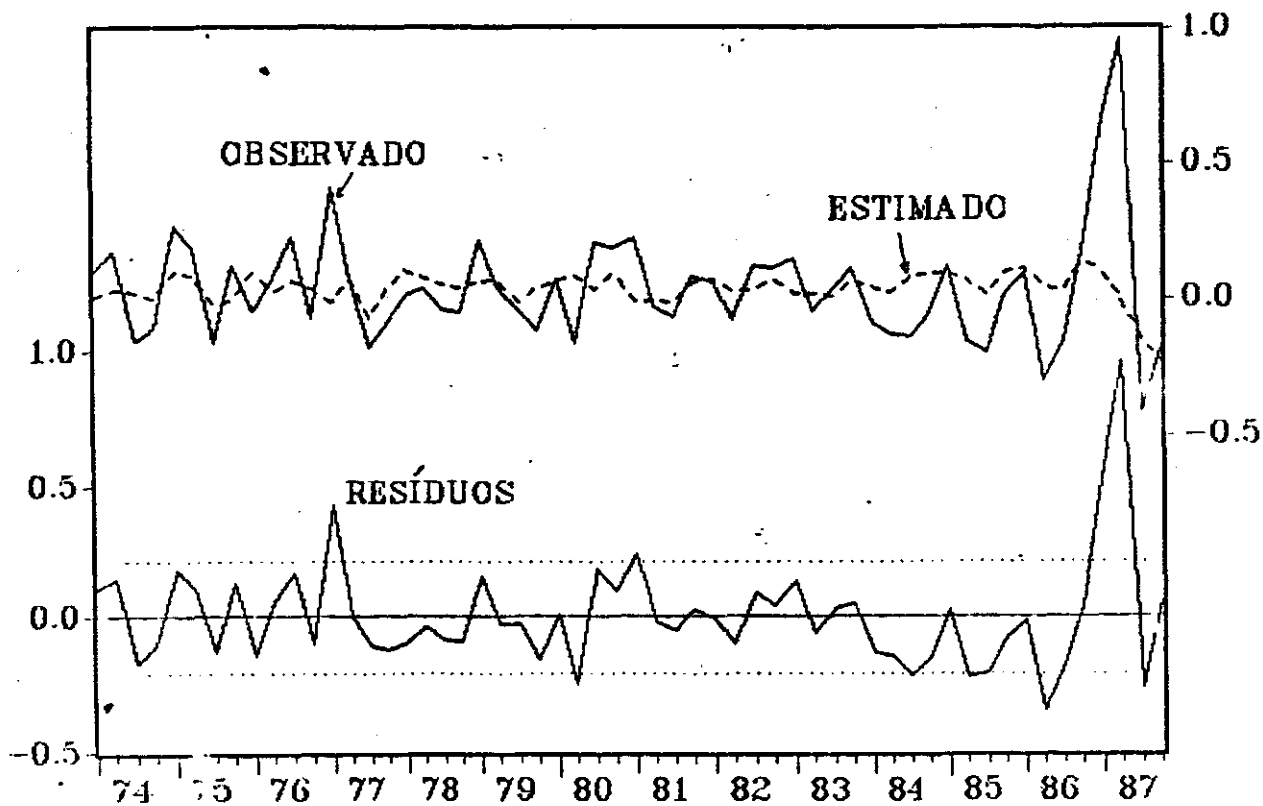
**CRESCIMENTO ANUAL DAS FALÊNCIAS
COMÉRCIO VAREJISTA EM SÃO PAULO**



3.2 A Taxa de Insolvência

A taxa de insolvência descrita no modelo, exige a utilização de modelos ARIMA. A especificação que melhor atendeu às estimativas da taxa de insolvência correspondeu a processos autoregressivos de diferentes ordens. Para as Falências Requeridas e Deferidas, os melhores ajustes foram obtidos com processos autoregressivos de primeira ordem; para os Títulos Protestados, de segunda ordem; e, finalmente, para Concordatas Requeridas e Deferidas, os ajustes mais apropriados foram os de terceira ordem. Como exemplo, a Figura 7 mostra a variação ocorrida no número de Títulos Protestados no Comércio Varejista, a variação estimada pelo modelo autoregressivo que a transforma numa série estacionária e o seu respectivo resíduo, ou seja, a diferença entre os valores observados e os estimados. Esta diferença será considerada, doravante, como uma proxy para a taxa de insolvência para Títulos Protestados no Comércio Varejista. O mesmo procedimento foi adotado para as demais formas de insolvência.

FIGURA 7
TÍTULOS PROTESTADOS NO COMÉRCIO VAREJISTA



3.3 O "Efeito-Contaminação"

A priori, não existe uma especificação teórica para o "efeito-contaminação". Nos modelos estimados foram considerados dois formatos alternativos: (a) a taxa de outra forma de

insolvência, distinta naturalmente da variável explicada; e (b) a própria taxa da variável explicada com retardo de pelo menos um período. Pode-se ver adiante que a primeira alternativa foi a que se mostrou mais adequada.

3.4 Os Resultados

O período examinado compreendeu o primeiro trimestre de 1974 ao último trimestre de 1987. Como variáveis representativas de deslocamento de demanda foram consideradas as taxas de crescimento real dos meios de pagamentos, dos gastos da União, dos salários médios e, por fim, o crescimento do produto agregado do Setor Comércio. A inclusão de salários como componente de demanda e não de custos se deve à própria característica do Comércio Varejista, onde é esperado que o impacto em consumo causado por uma variação agregada de salários seja maior e mais representativa ao setor que o respectivo aumento em seus custos operacionais. Quanto à variável representativa de custo, foram consideradas as taxas de juros reais e a inflação como reajuste de preços dos insumos. Todas as variáveis nominais tiveram como deflator o Índice Geral de Preços, Disponibilidade Interna da Fundação Getúlio Vargas.

De um modo geral, os resultados obtidos na estimação do modelo confirmaram os alcançados nos trabalhos anteriores. Dentre eles o mais importante fica por conta do nível de significância do "efeito-contaminação". O intercepto - obtido com o resíduo do modelo ARIMA - não se mostrou significativamente diferente de zero, como esperado. Houve

dificuldade na inclusão de duas ou mais variáveis explicativas em uma mesma equação, devido à colinearidade entre elas ou devido a algum viés introduzido pela proxy da taxa de insolvência obtida a partir de modelos ARIMA.

3.4.1 Os Títulos Protestados

Os resultados da estimação do modelo para Títulos Protestados se encontram na Tabela 3. As variáveis de melhor poder explicativo foram os meios de pagamento, empréstimos monetários, gastos da União e o produto real do Comércio, todas sem retardo. A taxa de Concordatas Requeridas com retardo de um período representou o "efeito-contaminação". Em todas as regressões, as variáveis apresentaram o sinal esperado e tiveram um elevado nível de significância.

Em síntese, variações reais positivas (negativas) na liquidez, no crédito, nos gastos públicos da União e na atividade do próprio Comércio, geram uma diminuição (um aumento) no protesto de títulos. Como esperado, um aumento na taxa de Concordatas Requeridas implica em uma variação no mesmo sentido dos Títulos Protestados, validando a hipótese do "efeito-contaminação".

TABELA 3

TÍTULOS PROTESTADOS NO COMÉRCIO VAREJISTA EM SÃO PAULO (a)

CONSTANTE	MEIOS DE PAGAMENTO (b)	EMPRÉSTIMOS MONETÁRIOS (c)	GASTOS DE UNIÃO (d)	PRODUTO SETOR COMÉRCIO (e)	TAXA SE CONCORDATAS REQUERIDAS (f)	R2 R2 AJUSTADO	ERRO PADRÃO MÉDIO	F
-0.0081 (-0.3754)					0.0512** (6.0188)	0.4015 0.3904	0.1617	4.2347
-0.0073 (-0.2684)	-0.5666** (-3.8296)				0.0382** (4.7939)	0.5569 0.5402	0.1404	33.3124
-0.0051 (-0.2684)		-0.9761** (-3.8296)			0.0381** (4.5730)	0.5312 0.5135	0.0144	30.0307
0.0012 (0.0596)			-0.1587** (-2.1362)		0.0650** 7.7613)	0.5326 0.5149	0.1550	30.1995
0.0028 (0.1408)				0.6564** (-3.4817)	0.0517** (6.6726)	0.5129 0.4945	0.1472	27.9053

Números entre parênteses correspondem à estatística "t" de Student. Parâmetros assinalados com um asterisco são significativamente diferentes de zero ao nível de 10% e com dois asteriscos, ao nível de 5%.


(a) Resíduos do modelo autoregressivo para a variável - Títulos Protestados Comércio Varejista

(b) Variação de Meios de Pagamentos, deflacionados pelo IGP/DI, médias do trimestre

(c) Variação de Empréstimos do sistema Financeiro, deflacionado pelo IGP/DI, médias do trimestre

(d) Variação do Produto Real do Comércio - (Contador - Wilber)

(f) Resíduos do modelo autoregressivo para a variável - Total de Concordatas Requeridas com retardo de 1 trimestre



Infelizmente, quando duas ou mais variáveis de demanda eram incluídas como explicativas de Títulos Protestados verificava-se uma deterioração geral na qualidade explicativa de uma variável de demanda em detrimento das demais. É interessante comentar entretanto, que mesmo nesses casos, o nível de significância da taxa de Concordatas Requeridas permaneceu praticamente inalterado.

3.4.2 As Concordatas

Os testes foram realizados tanto para Concordatas Requeridas quanto para Deferidas. No caso das Concordatas Requeridas, novamente o "efeito-contaminação", agora representado pela taxa de Títulos Protestados, mostrou-se altamente significativa. As duas outras variáveis explicativas foram a taxa real de juros e o produto do Setor Comércio defasado de quatro trimestres, como pode ser visto na Tabela 4. Este foi o único caso em que a inclusão de mais de uma variável explicativa, além do fator contaminação, melhorou o grau de explicação do modelo.

Segundo os resultados empíricos, um aumento na taxa de juros reais tem um forte impacto em Concordatas Requeridas e na direção esperada. Isto significa dizer que um aumento nos juros reais acarreta um aumento no número de concordatas requeridas no Comércio. Este resultado contradiz as estimativas anteriores de Contador e Damião, onde o nível de significância das taxas reais de juros fora muito tênue, não permitindo uma análise conclusiva. A Figura 8 reproduz a última equação da Tabela 4, onde se encontram os valores observados, os valores estimados e a diferença entre as duas séries.

TABELA 4

CONCORDATAS REQUERIDAS NO COMÉRCIO VAREJISTA EM SÃO PAULO (a)

CONSTANTE	TAXA DE JUROS (b)	PRODUTO SETOR COMÉRCIO (c)	TAXA DE TÍTULOS PROTESTADOS (d)	R2 AJUSTADO	ERRO PADRÃO MÉDIO	F
0.0569 (0.4813)			3.0120** (5.6155)	0.3686 0.3569	0.8855	31.5338
-0.1310 (-1.0168)	5.4960** (2.8791)		2.9786** (5.9146)	0.4540 0.4334	0.8312	22.0400
0.1285 (1.0763)		-2.7306** (-2.4592)	3.0837** (5.8949)	0.4667 0.4449	0.8483	21.4453
-0.0601 (-0.4634)	5.2876** (2.8496)	-2.8675** (-2.7608)	3.0094** (6.1481)	0.5439 0.5154	0.7927	19.0813

Números entre parênteses correspondem à estatística "t" de Student. Parâmetros assinalados com asteriscos são significativamente diferentes de zero ao nível de 10% e com dois asteriscos ao nível de 5%.

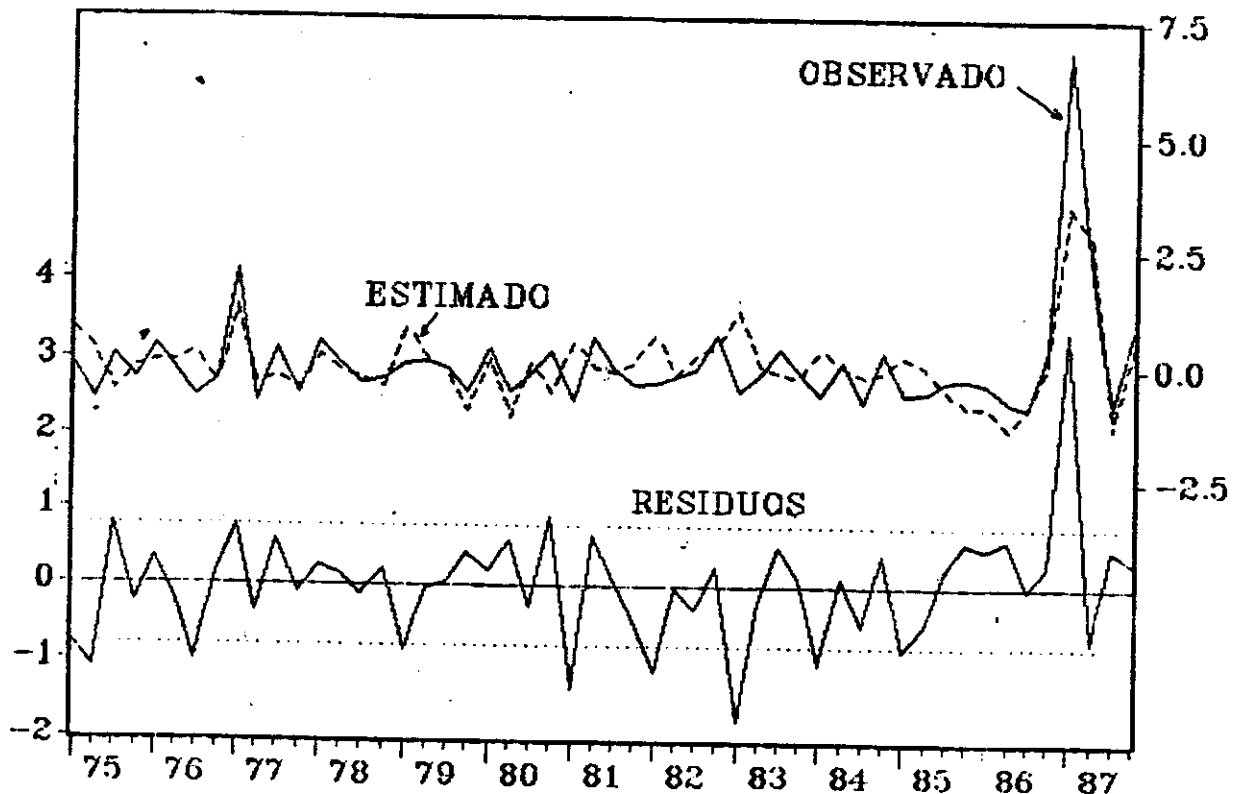
(a) Resíduos do modelo autoregressivo para a variável - Concordatas Requeridas no Comércio Varejista.

(b) Taxas de juros para financiamento de capital de giro acumulado no trimestre, deflacionados pelo IGP/DI

(c) Variação do Produto Real do Comércio - (Contador - Wilber) com defasagem de 4 Trimestre

(d) Resíduos do modelo autoregressivo para a variável - Total de Títulos Protestados

FIGURA 8
CONCORDATAS REQUERIDAS NO COMÉRCIO VAREJISTA



Quanto às Concordatas Deferidas, os meios de pagamento e os empréstimos monetários reaparecem como variáveis explicativas. Neste estágio, a inflação também aparece como explicativa. Desta vez, as Concordatas Requeridas são as que assumem o papel de fator de retroalimentação. Os resultados descritos na Tabela 5 também não diferem dos demais. O "efeito-contaminação" e demais variáveis apresentam um elevado nível de significância, porém persistem as dificuldades de inclusão de mais de uma variável explicativa em uma mesma equação, sem perda de qualidade de parâmetros.

TABELA 5

CONCORDATAS DEFERIDAS NO COMÉRCIO VAREJISTA EM SÃO PAULO (a)

CONSTANTE	MEIOS DE PAGAMENTO (b)	EMPRÉSTIMOS MONETÁRIOS (c)	INFLAÇÃO (d)	TAXA DE CONCORDATA REQUERIDAS (e)	R2 R2 AJUSTADO	ERRO PADRÃO MÉDIO	F
0.0268 (0.2273)				0.3938** (3.6242)	0.1956 0.1807)	0.8841	13.1354
0.0253 (0.2328)	-2.2954** (-3.2504)			0.3899** (3.8933)	0.3293 0.304	0.8149	13.0140
0.0318 (0.2853)		-3.7122** (-2.7406)		0.4296** (4.1518)	0.2954 0.2689	0.8352	11.1151
-0.3745* (-1.9006)			2.0268 (2.4858)	0.3348** (3.1443)	0.2796 0.2524	0.8445	10.2874

Números entre parênteses correspondem à estatística "t" de Student. Parâmetros assinalados com um asterisco são significativamente diferentes de zero ao nível de 10% e com dois asteriscos, ao nível de 5%

(a) Resíduos do modelo autoregressivo para a variável - Conordatas Deferidas no Comércio Varejista

(b) Variação de Meios de Pagamentos, deflacionados pelo IGP/DI, médias do trimestre

(c) Variação de Empréstimos do Sistema Financeiro, deflacionado pelo IGP/DI, médias do trimestre

(d) Variação do IGP/DI-FGV, acumulada no trimestre

(e) Resíduos do modelo autoregressivo para a variável - Conordatas Requeridas no Comércio Varejista com retardo de 2 trimestres

3.4.3 As Falências

Tanto para Falências Requeridas quanto Deferidas, foram poucas as variáveis com nível de significância satisfatório, como pode ser visto nas Tabelas 6 e 7 respectivamente. Para as Falências Requeridas, novamente encontram-se os meios de pagamento e o produto do Setor Comércio como variáveis significantes. A variável responsável pelo "efeito-contaminação" foi a taxa de Concordatas Requeridas defasada de um trimestre e, como em todos os casos anteriores, apresentou alto nível de significância em todas as regressões.

TABELA 6

FALÊNCIAS REQUERIDAS NO COMÉRCIO VAREJISTA EM SÃO PAULO (a)

CONSTANTE	MEIOS DE PAGAMENTO (b)	PRODUTO SETOR COMÉRCIO (e)	TAXA DE CONCORDATAS REQUERIDAS (f)	R ² R ² AJUSTADO	ERRO PADRÃO MÉDIO	F
-0.0100 (-0.3631)			0.0440** 4.0507)	0.2330 0.2188	0.2063	16.4081
-0.0093 (-0.3546)	-0.4646** (-2.5508)		0.0339** (3.0664)	0.3169 0.2911	0.1966	12.2943
0.0077 (0.3136)		-0.9632** (-4.0730)	0.0357** (3.6525)	0.4158 0.3938	0.1818	18.8676

Números entre parênteses correspondem à estatística "t" de Student. Parâmetros assinalados com um asterisco são significativamente diferentes de zero ao nível de 10% e com dois asteriscos, ao nível de 5%

(a) Resíduos do modelo autorregressivo para a variável - Falências Requeridas no Comércio Varejista

(b) Variação de Meios de Pagamentos, deflacionados pelo IGP/DI, médias do trimestre com retardo de 1 trimestre

(d) Variação do Produto Real do Comércio - (Contador - Wilber), com retardo de 1 trimestre

(f) Resíduos do modelo autorregressivo para a variável - Total de Concordatas Requeridas com retardo de 1 trimestre

Para as Falências Deferidas (decretadas), somente o salário real e a taxa de Concordatas Requeridas alcançaram nível de significância satisfatório. Assim mesmo, a variável salário aparece com um retardo de seis trimestres, o que parece ser demasiadamente longo, e Concordatas Requeridas com dois. De todas as estimativas realizadas, as que apresentaram o menor poder de explicação foram as relativas a Falências Deferidas.

TABELA 7

FALÊNCIAS DIFERIDAS NO COMÉRCIO VAREJISTA EM SÃO PAULO (a)

CONSTANTE	SALÁRIOS (b)	TAXA DE CONCORDATAS REQUERIDAS (c)	R2 R2 AJUSTADO	ERRO PADRÃO MÉDIO	F
-0.0040 (-0.1050)		0.0538** (3.5617)	0.1902 0.1752	0.2875	12.6857
-0.0024 (-0.1164)	-0.8730** (-2.3512)	0.0491** (3.3478)	0.2667 0.2390	0.2762	9.6390

Números entre parênteses correspondem a estatísticas "t" de Student. Parâmetros assinalados com um asterisco são significativamente diferentes de zero ao nível de 10% e com dois asteriscos, ao nível de 5%

- (a) Resíduos do modelo autoregressivo para a variável - Falências Deferidas no Comércio Varejista
- (b) Variação do Salário Mínimo deflacionado pelo IGF/DI, média do trimestre, com retardo de 6 trimestres
- (c) Resíduos do modelo autoregressivo para a variável - Total de Concordatas Requeridas com retardo de 2 trimestres.

4. AS CONCLUSÕES

Este trabalho adicionou novas evidências sobre as principais causas das insolvências das empresas do Comércio Varejista, por ora restritas ao Estado de São Paulo. Os resultados empíricos são bastante elucidativos e com significância satisfatória. Embora o tema seja ainda pouco explorado e com carência de modelos teóricos, as sugestões extraídas dos testes empíricos - com todas as possíveis dificuldades - não devem ser ignoradas. Os testes apresentam uma série de conclusões que podem auxiliar a compreensão sobre as insolvências no Comércio Varejista no Brasil, sob a ótica macroeconômica.

No geral, são bons os indicadores de que o modelo desenvolvido responde na direção do esperado, e em segundo, por confirmar a existência do "efeito-contaminação". Quando resultante de fatores macroeconômicos, as insolvências no Comércio Varejista tendem a propagar-se rapidamente. Mais uma vez foi comprovado que a insolvência de uma empresa afeta o nível de solvência de outras empresas, credores ou fornecedores.

No particular, os testes empíricos assinalam que as variáveis associadas ao crédito e a liquidez têm o papel predominante na explicação das insolvências do setor, principalmente sob a forma de títulos protestados e de concordatas. Apertos na liquidez e no crédito, em termos reais, aumentam o grau de insolvência.

Uma proposta apressada recomendaria o estabelecimento de uma oferta abundante de crédito, como a política mais saudável para reduzir as insolvências. Porém, a política de combate à inflação não pode prescindir do controle da expansão de crédito. E, além disto, a expansão descontrolada dos empréstimos seria igualmente danosa devido aos seus efeitos inflacionários, ampliando as incertezas no fluxo de caixa das empresas, as dificuldades gerenciais, e culminando com o aumento de títulos protestados, o início da cadeia de insolvências.

A análise empírica também mostrou que as taxas reais de juros têm efeitos diretos no volume de concordatas. Unindo estas duas variáveis (inflação e juros reais) às restrições impostas por limites quantitativos ao crédito, resulta que a política macroeconômica mais propícia à boa saúde financeira das empresas é aquela compromissada com o combate à inflação e à manutenção das taxas reais de juros em níveis modestos. Uma outra variável que se destacou como explicativa de insolvência foi a atividade do próprio setor de Comércio, indicando uma relação inversa, isto é, a um aumento das vendas é reduzida a ocorrência dos Títulos Protestados, Concordatas Requeridas e Falência Requeridas.

Mesmo só tendo participado como variável explicativa da insolvência através das Concordatas Requeridas, o impacto de um aumento dos juros reais foi bem expressivo, indo de encontro a expectativas dos empresários e das instituições representativas da classe. O mesmo acontece com os salários; os testes confirmam que a redução do salário real afeta em muito o

comportamento de insolvências no setor. Infelizmente, este efeito só é captado na explicação das Falências Requeridas.

Por ser este o primeiro trabalho a analisar o fenômeno das insolvências a nível de um setor sob o ponto de vista macroeconômico, apresenta, naturalmente, uma série de imperfeições que podem e devem ser eliminadas em trabalhos futuros. Neste sentido, o levantamento de estatísticas sobre insolvências de empresas para outras regiões do país permitirá uma análise espacial mais completa. Um outro ponto interessante será examinar como a insolvência se distribui por tamanho de empresas, e quais as variáveis mais importantes na sua explicação.

NOTAS:

(1) Versão modificada do trabalho intitulado "Os Determinantes das Insolvências no Comércio Varejista" apresentado no II Congresso da COPPEAD, Rio de Janeiro, Novembro de 1988.

(2) O comércio varejista é reconhecidamente um setor que mais se aproxima das condições características da chamada "concorrência perfeita".

(3) Considere a taxa de crescimento da igualdade

$$R = (R/L) * (L/E) * E$$

ou seja por aproximação,

$$\dot{r} = \dot{r}_1 + \dot{i} + \dot{e}$$

onde R representa a receita real; L, o número de trabalhadores; E, o número de estabelecimentos; \dot{r} , a taxa de crescimento anual de R; \dot{r}_1 , o crescimento de R/L; \dot{i} , o de L/E, e \dot{e} , o do número de estabelecimentos.

(4) Contador & Damião, 1983.

(5) Damião, 1984.

(6) Contador, 1985.

(7) Idem, ibidem.

(8) Box & Jenkins, 1970.

BIBLIOGRAFIA:

BOX, G.E.P. & JENKINS, G.M. Time série analysis, forecasting and control. São Francisco, Holden-Day, 1970.

CONTADOR, C.R. Insolvência de empresas e política macroeconômica. Revista de Administração, 20 (2):15-27, abr./jun. 1985.

_____ & DAMIÃO, V.F. A explicação de falências num modelo macro: uma sugestão. Rio de Janeiro, COPPEAD, 1983. Mimeo.

DAMIÃO, V.F. A explicação de insolvências num modelo macroeconômico: um estudo exploratório. Rio de Janeiro, COPPEAD/UFRJ, 1984. Tese de Mestrado.