

## **RS049 - IDENTIFICAÇÃO E SELEÇÃO DE VARIÁVEIS NA MONTAGEM DE INDICADORES ANTECEDENTES: ALGUMAS REGRAS**

---

*"Não fosse o futuro tão incerto, as cartomantes e os  
economistas iriam a falência"*

*Ditado popular*

Claudio R. Contador

Fevereiro de 2001

### **I - INTRODUÇÃO**

A experiência mostra que o desempenho preditivo de indicadores compostos na cronologia das reversões cíclicas está diretamente ligado aos cuidados na identificação das variáveis básicas. Perante este cuidado, a escolha do processo de agregação e de quantificação dos pesos das variáveis básicas tem importância secundária para a qualidade preditiva do indicador.

Este ensaio trata destes temas, numa linguagem simples, mais preocupada em resumir a experiência do que com a discussão acadêmica. A seção II apresenta os critérios para a identificação de variáveis antecedentes. Em seguida, a seção III mostra as metodologias para reduzir a número de variáveis a uma lista concisa com conteúdo informacional relevante. A seção IV encerra o ensaio.

### **II – A IDENTIFICAÇÃO DA ANTECEDÊNCIA**

A montagem de indicadores antecedentes exige uma análise prévia dos retardos e avanços entre a variável-referência a ser prevista e as demais. A partir daí, é assumido que a mesma estrutura de retardos e avanços, estimada com as informações passadas, permanece válida para o futuro próximo. Os retardos e avanços permitem classificar as variáveis em antecedentes, coincidentes e retardadas. É possível que ocorram mudanças nas estruturas de retardos e avanços entre séries, o que recomenda uma crítica periódica (digamos, a cada oito ou doze meses) da classificação das variáveis. Uma variável identificada, por exemplo, no período 1980-85 como antecedente com oito meses de avanço sobre uma outra, pode apresentar um avanço diferente no período 1990-95 ou mesmo tornar-se coincidente ou retardada (fato mais improvável).<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> A mudança do avanço entre variáveis ao longo do tempo foi examinada por Edlung, Per-

Naturalmente, é importante que a antecedência e o sentido da associação entre as variáveis tenham coerência econômica ou sejam extraídos de uma "teoria". Por exemplo, as consultas ao SPC são ditas antecedentes às vendas de bens duráveis, e a explicação para este fato seria de que o desejo de aquisição e a solvência de consumidores - expressa nas consultas ao SPC - afetam as despesas na economia, e parte do consumo flui para as vendas de bens duráveis.

Uma forma mais rigorosa de identificar os avanços e retardos entre variáveis utiliza o correlograma entre variações passadas e futuras de duas séries devidamente filtradas. Por este critério, diz-se que uma variável-insumo X antecede a variável-meta Y, se as maiores correlações significantes são encontradas entre o valor atual de Y e os valores passados de X. As variáveis X e Y são ditas coincidentes, se a maior correlação é encontrada para valores não defasados (retardo nulo), e X é dita retardada em relação a Y, se as correlações mais elevadas são encontradas entre valores passados de Y e os correntes de X.

A análise da antecedência entre variáveis deve ser feita com as séries expressas em três escalas diferentes:

- Original : em valores originais,
- Dicotomia de fases, em que as séries são filtradas e recebem valor um durante as fases de expansão, e zero, nas contrações; e
- Dicotomia das reversões, com valores dicotômicos para as datas de reversão (valor um nas datas de vale e menos um nos picos).

A qualificação de uma variável-insumo X como boa candidata a compor um indicador antecedente exige que o seu avanço em relação à série referência Y seja aproximadamente o mesmo nos três critérios de antecedência. Usualmente, a análise da antecedência aborda apenas a escala original. O resultado pode ser enganoso. Vamos usar um exemplo com séries construídas artificialmente.

Na Figura 1, por construção, as três variáveis: Y (a referência); X1 e X2 (duas variáveis-insumo) tem a mesma cronologia de reversões. O gráfico (a) reproduz as séries expressas em valor original; em (b), as fases de expansão e contração foram convertidas em valores zero e um; e em (c), as datas de picos e vales em valores -1 e 1. Nos dois gráficos da direita, a variável X1 e X2 tem o mesmo formato, e por isso apenas uma é representada. Não obstante a mesma cronologia cíclica - com correlação igual a 100 % com os critérios (b) e (c) - a correlação (linear) entre os valores não é tão visível. De fato, a correlação entre Y e X1 (e X2) é igual a 55,9 %. E seria possível construir um exemplo em que a correlação entre valores fosse elevada, e muito pequena (não

---

Olov & Henning T. Sogaard, "Fixed versus time-varying transfer functions for modelling business cycles", Journal of Forecasting, vol.12, nos.3 e 4, abril de 1993, pp.345-364.

significante) com os outros critérios. Ou seja, os resultados da análise de antecedência podem ser enganosos se utilizamos apenas um dos critérios. Mas em conjunto, os três critérios fornecem resultados mais robustos e confiáveis.

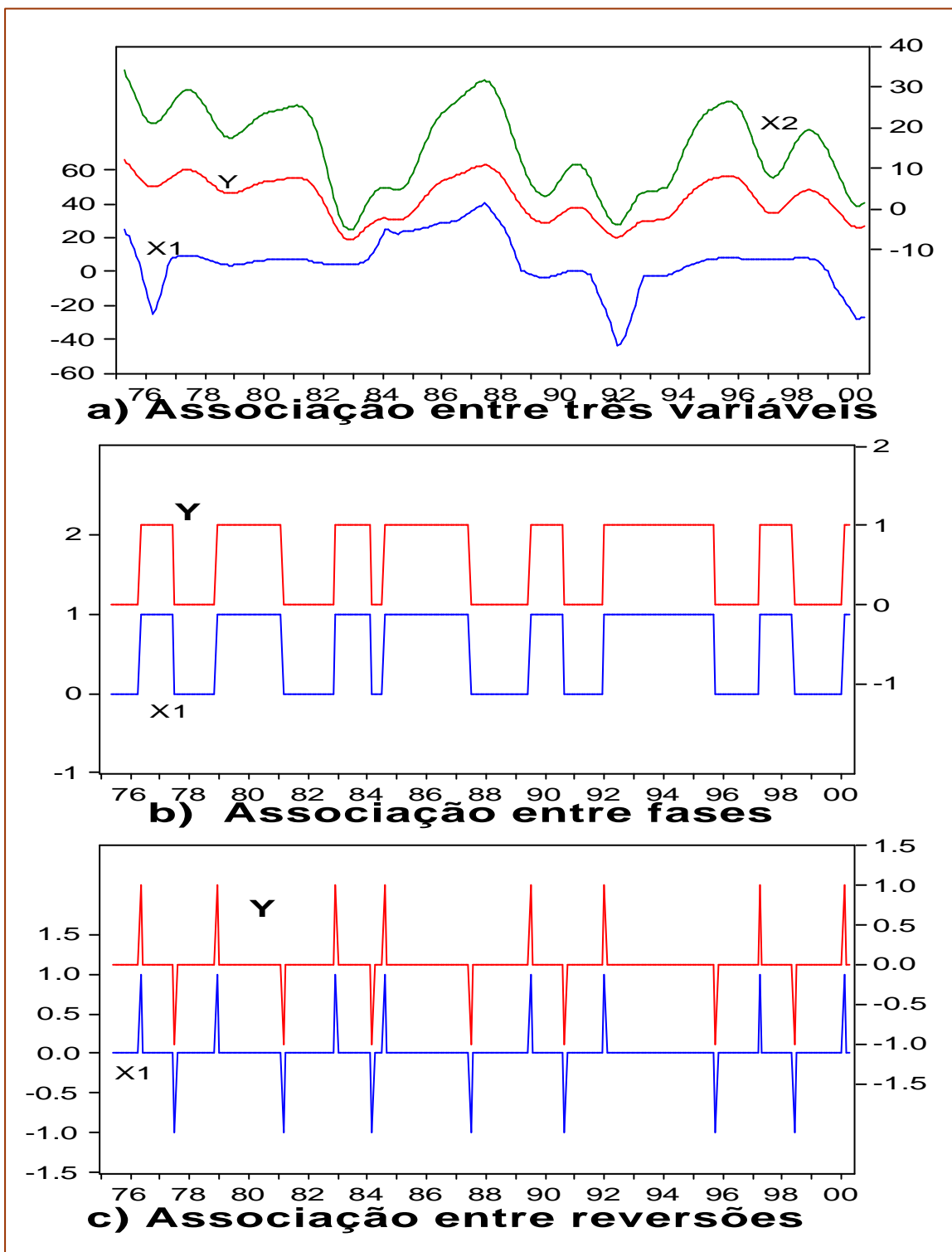


Figura 1 – Análise de antecedência entre variáveis

As Figuras 2 a 6 mostram, com exemplos práticos, como funciona a análise dos correlogramas com os três critérios. Reportando um caso prático, a variável-referência é o crescimento do acumulado em 12 meses do faturamento real da Indústria, total geral (IBGE). Todas as variáveis examinadas neste ensaio foram previamente "filtradas" para eliminar os componentes (tendência e sazonalidade) sem interesse, e o período estimado é de janeiro de 1985 a dezembro de 1998. Cada figura está dividida em duas partes. Na esquerda, a tabela mostra a correlação e a defasagem em cada critério, onde os retardos e avanços estão expressos em meses, com valores negativos e positivos, respectivamente. Na direita, a Figura 1 reproduz o correlograma com as defasagens no eixo horizontal e as correlações no vertical. As linhas tracejadas horizontais assinalam a faixa crítica de significância para a correlação ao nível de 5%.<sup>2</sup> Valores negativos (positivos) para a defasagem mostram a faixa em que a variável-insumo X antecipa (retarda-se) a variável-referência Y. Para a montagem de indicadores antecedentes é necessário – ainda que não suficiente – que a variável-insumo X seja significativamente correlacionada com Y no segmento negativo das defasagens. Se o período disponível para cada variável insumo for diferente, é necessário ajustar a correlação para diferentes números de observações.

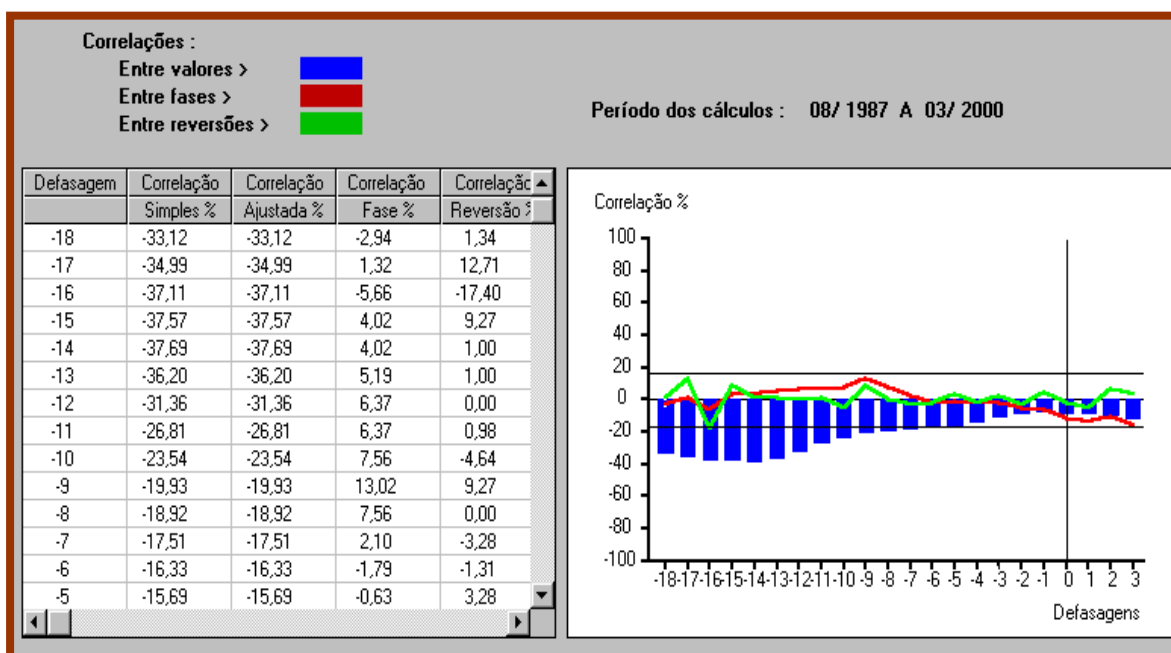


Figura 2 – Associação entre faturamento e juros em duplicatas

A Figura 2 examina a associação entre o faturamento real da Indústria e a taxa real de juros cobrada no desconto de duplicatas. A maior correlação com os valores é negativa (-38 %), significativamente diferente de zero, e está localizada num retardo negativo (14 meses). O que significa isto? Primeiro, a

<sup>2</sup> Os correlogramas e demais cálculos foram obtidos com o sistema SIA, Versão 5.01.

correlação negativa indica que o faturamento real e a taxa real de juros estão inversamente associados no período janeiro de 1985 a dezembro de 1998. Segundo, a defasagem localizada no retardo -14 diz que os juros antecedem o faturamento da Indústria em 14 meses. Ou seja, considerado isoladamente, um aumento hoje na taxa real de juros tenderia a prejudicar o faturamento das empresas no futuro. Porém, o exame da correlação com os filtros dicotômicos de fase e reversão deixa dúvidas: as correlações ficam dentro das faixas de significância e não é possível afirmar que a taxa real de desconto em duplicatas esteja correlacionada com o faturamento das empresas industriais.

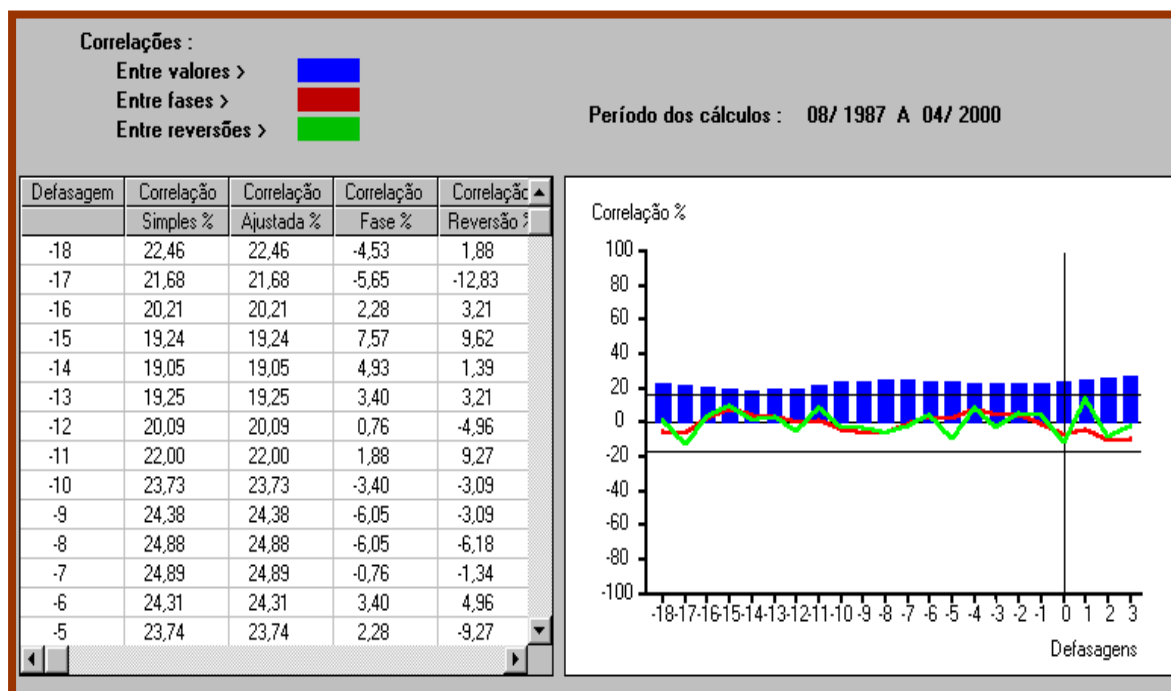


Figura 3 – O correlograma “plano” : a produtividade da Indústria Química

Ora, a associação e antecedência entre juros e atividade econômica é a esperada *a priori* e segue o bom senso. Uma postura menos rigorosa recomendaria que a falta de correlação significativa entre as variáveis filtradas retratando apenas as fases e as datas das reversões fosse perdoada, em nome do bom senso sob o vista econômico.<sup>3</sup> Esta é uma decisão de compromisso. E

<sup>3</sup> A antecedência dos juros sobre a atividade econômica é também encontrada em estudos empíricos para outros países. Ver, por exemplo, Estrella, A. & Gikas a. Hardouvelis, "The term structure as a predictor of real economic activity", Journal of Finance, vol.46, 1991, pp. 555-576; Fama, E. & Kenneth R. French, "Business conditions and expected returns on stocks and bonds", Journal of Financial Economics, vol.25, no.1, novembro de 1989, pp.23-49; Friedman, B. & Kenneth Kuttner, "Why is the paper-bill spread such a good predictor of real economic activity", Conferência New Research on Business Cycles, Indicators and Forecasting, coordenada por James H. Stock & Mark W. Watson, Ma., Cambridge, maio de 1991; Wizman, Thierry A., "Evidence from tests of the relation between interest-rate spreads and economic activity", Federal Reserve Bank of New York, Research Paper no.

mesmo que todas as correlações fossem negativas, significantes e com máximo nas defasagens negativas, não poderíamos garantir de antemão que a taxa real de juros cobrada no desconto de duplicatas seria incorporada na composição do indicador antecedente final, pois esta variável necessita ainda passar por outros testes. É possível que a mesma informação (no sentido de "inovação") esteja contida em outras variáveis, e não teria sentido duplicar a informação fornecida no indicador antecedente.

Um segundo exemplo, na Figura 3, mostra um caso em que não é possível identificar com clareza se a variável testada é antecedente ou retardada. O correlograma entre o crescimento do faturamento real da Indústria e a produtividade da Indústria Química apresenta um formato plano e com correlação modesta, no limite da significância a 5%.

Em oposição, a análise do correlograma pode apontar significância estatística e o mesmo tipo de associação com os três critérios, porém no segmento de defasagens positivas (retardadas). É o que indica, por exemplo, a análise com a atividade da Indústria de Papel e Papelão, na Figura 4, com retardo de um mês em relação ao faturamento da Indústria. Este é um tipo de informação sem utilidade para a montagem de indicadores antecedentes. Avanços pequenos, que se perdem com a demora em obter as estatísticas, ou com coincidência, são também sem valor preditivo.

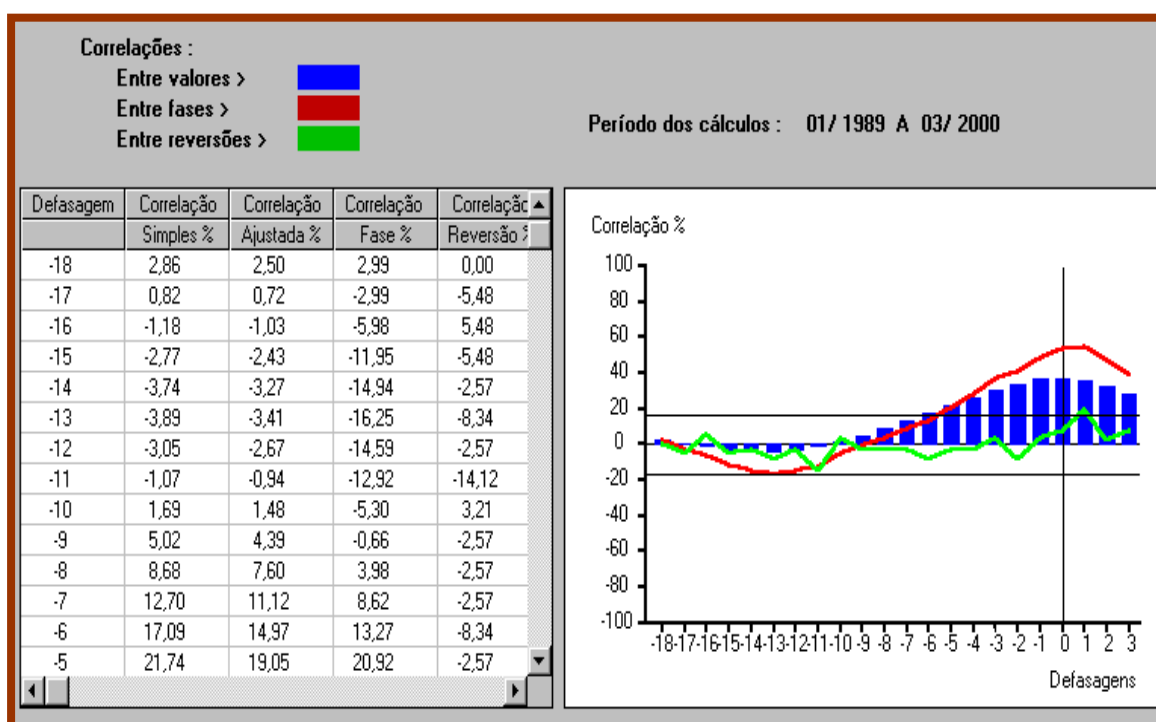


Figura 4 - Significância, mas com retardo : a Indústria de Papel e Papelão

9203, fevereiro de 1992; Hu, Zuliu, "The yield curve and real activity", Staff Papers, International Monetary Fund, vol.40, no.4, dezembro de 1993, pp.781-806.

Finalmente, a Figura 5 ilustra o formato do correlograma que desejamos: a inflação (medida pelo IGP-DI) antecipa o faturamento real da Indústria em cerca de 12 meses, com correlação negativa e significativa a 5 %, com os três critérios apontando a mesma conclusão.

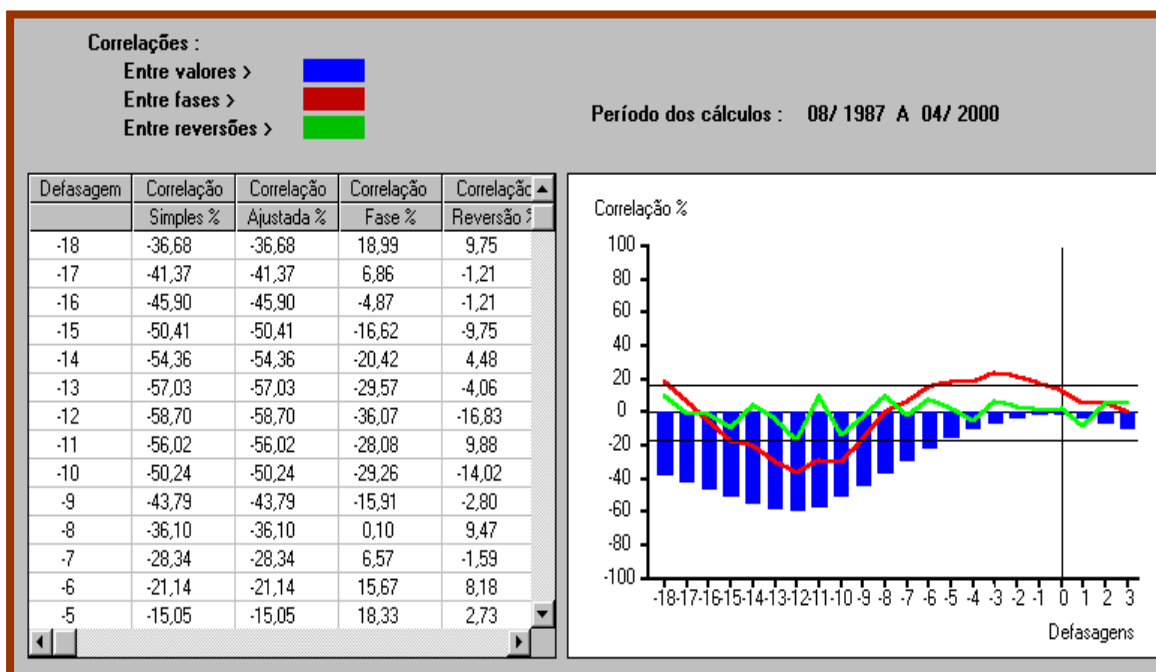


Figura 5 - Correlograma com a taxa de inflação.

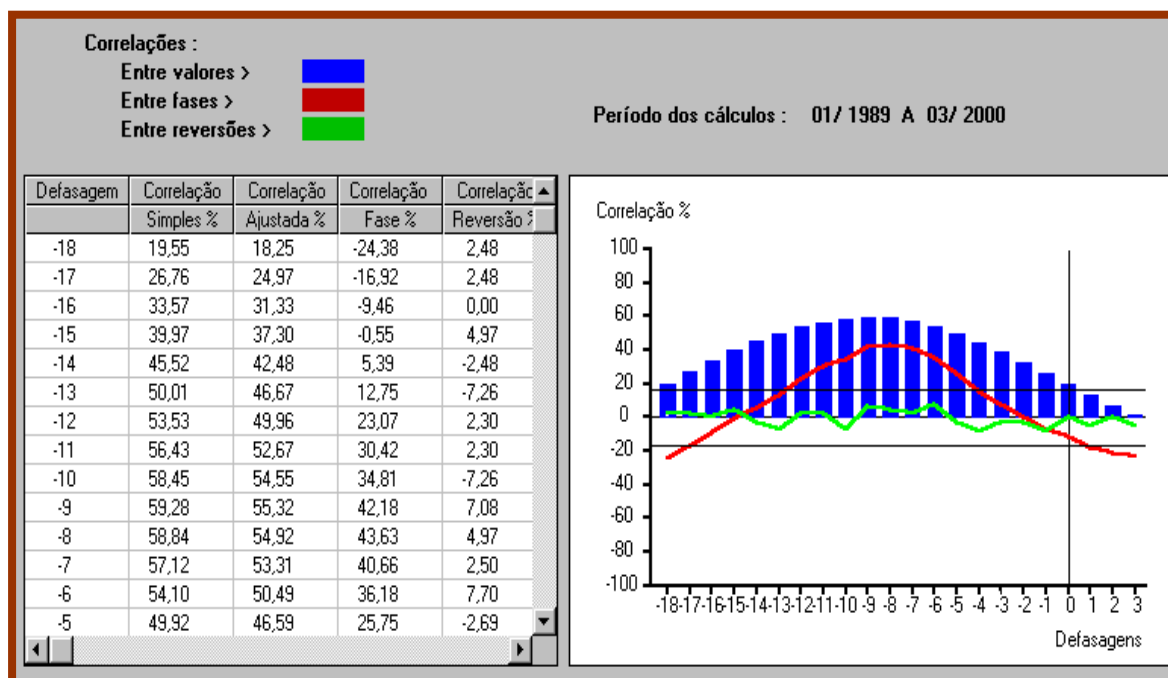


Figura 6 - Correlograma com o Índice de Bolsa de Valores

A Figura 6 apresenta outro exemplo interessante de uma variável que, embora não tenha qualquer razão para influenciar (ou seja, não causar) o

faturamento real da Indústria, tem condições de antecipar os seus movimentos.<sup>4</sup> Os mercados especulativos incorporam as expectativas dos agentes sobre o futuro, e portanto servem com candidatos a compor indicadores antecedentes. Na Figura 6, o índice de Bolsa de Valores (IBOVESPA) antecipa o faturamento da Indústria em 9 meses, com correlação positiva. Esta é mais uma série que pode compor o indicador, desde que atenda a outros critérios.

Outros exemplos poderiam ser apresentados, como a associação significativa e antecedente da liquidez em relação à atividade econômica,<sup>5</sup> ou o estado de solvência de consumidores e grupo de empresas; a aquisição de insumos e encomendas, etc. Em geral, a liquidez real e o crédito tem um impacto positivo (com correlações que variam entre 60 e 85 %) e antecedente (entre 7 e 12 meses) no faturamento real da Indústria. A causalidade entre a liquidez e a atividade econômica tem ainda a vantagem da fundamentação teórica, o que na técnica dos indicadores antecedentes não é exigido, mas é confortável.

Em resumo, os avanços satisfatórios e significantes, sob o ponto de vista estatístico e com lógica econômica, recomendam que variáveis que atendem certos requisitos, como as examinadas nas Figuras 5 e 6 sejam selecionadas preliminarmente como candidatas à composição de um indicador antecedente composto. Outras variáveis são irrelevantes para a composição dos indicadores, quer por apresentarem um avanço insuficiente ou inexistente (como a massa real de salários), ou com correlações não significativamente diferentes de zero.

---

<sup>4</sup> Mills, Leonard, "Can stock prices reliably predict recessions?", Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Setembro/outubro de 1988, pp.3-14; Peek, Joe & Eric S. Rosengren, "The stock market and economic activity", New England Economic Review, Federal Reserve bank of Boston, Maio/junho de 1988, pp.39-50; Chauvet, Marcelle; "Stock market fluctuations and the business cycle", Journal of Economic and Social Measurement, a sair, 2000; Fama, Eugene F. & Kenneth R. French; "Business conditions and expected returns on stocks and bonds", Journal of Financial Economics, vol. 25, no.1, novembro 1989, pp.23-49; Lee, Bong-Soo, "Causal relations among stock returns, interest rates, real activity and inflation", Journal of Finance, vol. 47, no.4, set. 1992, pp.1591-1603; Loungani, Prakash, Mark Rush & William Tave, "Stock market dispersion and business cycles", Economic Perspective, Federal Reserve Bank of Chicago, vol.15, no.1, jan/fev. 1991, pp.2-8; Pearce, Douglas K., "Stock prices and the economy", Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, novembro de 1983, pp.7-22; Saeid, Mahdavi, "The link between the rate of growth of stock prices and the economy", American Economist, vol.35, outono 1991, pp.41-48; Tang, Gordon Y.N.; S.C. Mak & Daniel F.S. Choi; "The causal relationship between stock index futures and cash index prices in Hong Kong", Applied Financial Economics, vol.2, dezembro de 1992, pp.187-190.

<sup>5</sup> Esta é uma inferência básica da teoria monetarista. Para o emprego em previsão, consulte Hess, G.D. & Richard D. Porter, "Comparing interest-rate spreads and money growth as predictors of output growth : Granger causality in the sense Granger intended", Journal of Economics and Business, vol.45, nos.3 e 4, agosto/outubro de 1993, pp.247-268; Ahmed Shaghil, "Does money affect output?", Business Review, julho/agosto de 1993, pp.13-28.



### III - ELIMINANDO A INFORMAÇÃO REDUNDANTE

Dependendo do tamanho do banco de dados, o número de variáveis que antecedem significativamente a variável meta pode ser elevado. Um conjunto numeroso de variáveis é classificado como antecedente simplesmente devido à correlação espúria. Deste conjunto, eliminamos as variáveis rejeitadas pela crítica de bom senso sobre o sinal da correlação e com avanço operacional considerado insuficiente ou estatisticamente instável. Mas, nem todas as variáveis aprovadas pelo bom senso devem compor o indicador agregado, pois é provável que muitas forneçam o mesmo tipo de informação. Em termos mais simples, isto significa que muitas variáveis que seriam componentes ou insumo do indicador antecedente estão fortemente associadas entre si, ou seja, algumas delas são redundantes e podem ser eliminadas.

Existem duas questões interligadas: (1) o diagnóstico da severidade da informação redundante, e (2) como identificar a sua origem para a correção e eliminação da informação desnecessária.

#### III.1 Diagnóstico da severidade

O teste tradicional consiste em examinar o valor do determinante da matriz formada pelas correlações simples entre as variáveis-insumo. No caso de singularidade, o determinante é zero; no caso de independência (ortogonalidade) perfeita - isto é, todas as correlações entre variáveis distintas são nulas - o determinante é igual a um. A questão é como identificar quais as variáveis que mais contribuem para a multicolinearidade, ou seja, onde se localiza a redundância de informação.

A identificação da fonte da redundância é semelhante ao enfrentado normalmente no caso de multicolinearidade elevada nos modelos de regressão múltipla,

$$Y = X B + u \quad (1)$$

onde  $Y$  corresponde ao vetor com  $N$  observações da variável explicada;  $X$ , a matriz com as  $M$  variáveis independentes com  $N$  observações;  $B$ , o vetor de parâmetros; e  $u$ , os resíduos aleatórios. Por hipótese, as variáveis  $Y$  e  $X$  tem distribuição Normal e os resíduos  $u$  atendem as propriedades distributivas convencionais. O estimador por mínimos quadrados é obtido pré-multiplicando todos os termos da expressão (1) pela transposta de  $X$ , e em seguida pela inversa de  $X'X$ , ou

$$B = (X'X)^{-1}X'Y \quad (2)$$

com matriz de variância-covariância,

$$V(B) = V^2 (X'X)^{-1} \quad (3)$$

A multicolinearidade corresponde a uma condição de interdependência entre as variáveis X, que independe da sua forma de associação com a variável a ser prevista. Se a interdependência entre os insumos - ou no caso de regressão múltipla, entre as variáveis explicativas X - é elevada, a matriz X'X é singular, e o determinante de sua inversa (X'X)<sup>-1</sup>, infinito. O vetor de parâmetros da resposta dos insumos na explicada torna-se indeterminado. No caso da técnica de indicadores antecedentes, diz-se que existe duplicidade ou redundância de informação no conjunto de variáveis-insumo.

A metodologia dos indicadores antecedentes leva vantagens sobre a regressão múltipla, pois a eliminação de variáveis independentes importantes num modelo de regressão pode acarretar erros de especificação, o que não ocorre com os indicadores antecedentes. Mas a seleção da informação relevante para os indicadores antecedentes tem traços comuns com o problema da multicolinearidade nas regressões. Aqui como lá, as variáveis não despertam igual interesse; algumas são mais importantes que as outras. O critério da parcimônia nos recomenda isolar um pequeno grupo de variáveis, com conteúdo informacional relevante e variado, com estatísticas históricas de fácil acesso e com o mínimo de atraso.

Para isolar este grupo de variáveis existem três métodos: (1) a “regra de bolso”, sugerida por Klein<sup>6</sup>; (2) o enfoque de Farrar & Glauber<sup>7</sup>; e (3) o teste F<sup>8</sup>. A “regra de bolso” de Klein parte do princípio de que toda multicolinearidade é relativa e a sua existência depende da correlação simples entre duas variáveis independentes ser maior que a correlação múltipla da variável dependente com todas as independentes. Esta regra serve inclusive para ordenar as variáveis que tornam mais séria a multicolinearidade.

Entretanto, apesar do bom senso e de atender a um teste mais imediato, esta regra tem o inconveniente de desviar a atenção do fato de que a multicolinearidade é um problema de interdependência e não de dependência. Além disso, a multicolinearidade completa, no caso de singularidade perfeita dentro de um conjunto de variáveis independentes, é consistente com baixas correlações entre pares de variáveis. Basta lembrar que cada vetor de um conjunto de variáveis *dummy*, cuja combinação linear iguala a uma constante, é

---

<sup>6</sup> Klein, Lawrence R., An Introduction to Econometrics, (Englewood Cliffs, N.J. Prentice Hall, 1962), p.101

<sup>7</sup> Farrar, D.E. & R.R. Glauber, "Multicolineaty in regression analysis : the problem revisited", Review of Economics and Statistics, vol. 39, fevereiro de 1967, pp.92-107 1975, pp.366-368.

<sup>8</sup> Rossi, José W., “A matriz de correlação revisitada”, Revista Brasileira de Estatística, vol.38, outubro/dezembro de 1977, pp.379-384.

perfeitamente colinear com a constante de regressão, e ainda assim a correlação simples entre os pares de variáveis pode ser nula.

Um teste mais severo com a regra de Klein consiste em examinar o valor do determinante da matriz  $X'X$  formada pelas correlações simples entre as variáveis-insumo. No caso de singularidade, o determinante é zero; e no caso de independência (ortogonalidade) perfeita - isto é, todas as correlações entre variáveis distintas são nulas - o determinante é igual a um. Infelizmente, o valor crítico para o determinante não é definido, e ademais o teste de Klein em si não indica como resolver o problema da multicolinearidade, quando detectada.

Farrar e Glauber<sup>9</sup> desenvolveram um teste para identificar a existência de multicolinearidade severa e identificar a sua causa.<sup>10</sup> O teste consiste em comparar a estimativa do determinante da matriz de correlações simples das variáveis-insumo com o nível crítico. Se a estimativa for superior ao valor crítico, diz-se que a multicolinearidade não chega a afetar substancialmente o modelo e as variáveis  $X$  são significativamente independentes entre si.

Se  $r^{ii}$  é o elemento diagonal da matriz inversa  $(X'X)^{-1}$  correspondente a variável  $X_i$ , sabemos que,

$$\text{Det} \{(X'X)_{ii}\} = r^{ii} \text{Det} \{X'X\} \quad (4)$$

onde  $\text{Det}$  representa o determinante e  $(X'X)_{ii}$  corresponde a matriz  $X'X$ , sem a variável  $X_i$ .

Assim, se  $X_i$  for independente (ortogonal) das demais variáveis,

$$\text{Det} \{(X'X)_{ii}\} = \text{Det} \{X'X\} \quad (5)$$

e portanto  $r^{ii} = 1$ . Se  $X_i$  for perfeitamente dependente (colinear),

$$\text{Det}(X'X) = 0 \quad (6)$$

e portanto  $r^{ii}$  é infinito. O simples conhecimento dos valores assumidos por  $r^{ii}$  por si só permite identificar a origem da multicolinearidade, mas é possível melhorar o teste.

---

<sup>9</sup> Klein, *op.cit.*

<sup>10</sup> Existem críticas ao teste de Farrar e Glauber, como as de Kumar, Krishna T., "Multicollinearity in regression analysis", *Review of Economics and Statistics*, vol. 45, março de 1975, pp.365-369; Wichers, Robert C., "The detection of multicollinearity: a comment", *Review of Economics and Statistics*, vol.45, março de 1975, pp.366-368; O'Hagan, John & Brendan McCabe, "Tests for the severity of multicollinearity in regression analysis: a comment", *Review of Economics and Statistics*, vol.45, março de 1975, pp.368-370. As críticas ao teste de Farrar-Glauber são pertinentes no caso de regressão múltipla com variáveis *dummy*, o que não é o nosso caso.

Observamos que operando com uma transformação de  $\text{Det}(X'X)$ , ela atende a distribuição Qui-quadrado  $\chi^2$ ,

$$\chi^2(\text{gl}) = -\left\{ N - 1 - \frac{1}{6} (2M + 5) \right\} \text{Log Det}(X'X) \quad (7)$$

onde  $\text{gl} = 0,5 M (M - 1)$  corresponde aos graus de liberdade;  $N$  é o número de observações e  $M$ , o de variáveis. O valor encontrado em (7) pode ser testado com a tabela da distribuição Qui-quadrado. Observe que  $X'X$  corresponde à matriz quadrada simétrica formada pelos coeficientes de correlação entre as variáveis  $X$ .

O teste sobre a existência de uma multicolinearidade severa consiste em comparar a estimativa do determinante  $|X'X|$  com o nível crítico  $|X'X|^*$ , conforme apresentado por Contador & Ferraz<sup>11</sup>. As Tabelas 1-a e 1-b apresentam os valores críticos da distribuição de  $|X'X|$  para dois níveis de significância. Se a estimativa for superior ao valor crítico, diz-se que a multicolinearidade não chega a afetar substancialmente o modelo. No caso da técnica dos indicadores antecedentes, o teste é aplicado ao conjunto de variáveis aceitas preliminarmente para compor um indicador antecedente. Isto permite examinar o grau de duplicidade da informação contida no conjunto de variáveis.

A identificação da variável ou variáveis que duplicam a informação contida nas demais pode ser feita com o enfoque desenvolvido anteriormente por Wilks<sup>12</sup>, e reproduzido por Farrar e Glauber<sup>13</sup>. Lembrando que podemos escrever,

$$r_{ii} = (1 - R_{xi}^2)^{-1} \quad (8)$$

onde  $r_{ii}$  é o elemento  $i$  da diagonal da matriz inversa  $(X'X)^{-1}$  e  $R_{xi}^2$  é o coeficiente de correlação múltipla (ao quadrado) entre  $x_i$  e os outros elementos de  $X$ . Quando  $x_i$  for colinear (perfeitamente dependente) dos demais  $X$ ,  $R_{xi}^2 = 1$ , e  $r_{ii} = \infty$ . Se  $x_i$  é ortogonal,  $R_{xi}^2 = 0$  e  $r_{ii} = 1$

Após simples algebrismo encontramos,

$$R^{ii} - 1 = \frac{R_{xi}^2}{1 - R_{xi}^2} \quad (9)$$

<sup>11</sup> Contador, C.R. & C.B. Ferraz, "Parcimônia, informação redundante e multicolinearidade", COPPEAD/UFRJ, dezembro de 1996.

<sup>12</sup> Wilks, S., "Certain generalization in the analysis of variance", Biometrika, vol.24, 1932

<sup>13</sup> Op.cit., p.102

e notamos que a expressão (9) é a relação entre a variância explicada e não explicada, ou seja a conhecida distribuição F. Isto significa que transformações lineares de (9) terão o mesmo tipo de distribuição. Ainda Wilks havia observado que

$$\omega = (r^{\text{ii}} - 1) \left( \frac{m-n}{n-1} \right) \quad (10)$$

pode ser visto como uma distribuição F com m-n e n-1 graus de liberdade. Este teste de "informação duplicada" – tem a vantagem de não requerer normalidade conjunta de X.

Portanto, um valor estimado de  $\omega$  menor que o valor crítico  $\omega^*$  indica ortogonalidade da variável  $x_i$  com as demais variáveis do conjunto X. Em caso contrário, isto é  $\omega > \omega^*$ , a informação de  $x_i$  já está contida nas demais variáveis e portanto  $x_i$  pode ser eliminada da composição do indicador antecedente.

Tabela 1 – a  
Valores Críticos para a Distribuição  $|X'X|$   
Significância a 1 %

M	Número de observações (N)				
	25	50	75	100	200
3	0,98814	0,99441	0,99634	0,99728	0,99866
4	0,91212	0,95803	0,97243	0,97947	0,98985
5	0,76034	0,88102	0,92092	0,94078	0,97047
6	0,56622	0,77044	0,84435	0,88231	0,94046
7	0,30117	0,57958	0,70263	0,77039	0,88016
8	0,21792	0,50335	0,64208	0,72104	0,85234
9	0,11069	0,37426	0,53118	0,62721	0,79655
10	0,04922	0,26392	0,42520	0,53273	0,73601
11	0,01893	0,17581	0,32855	0,44105	0,67185
12	0,00624	0,11047	0,24494	0,35583	0,60584
13	0,00175	0,06537	0,17606	0,27967	0,53968
14	0,414E-3	0,03641	0,12200	0,21411	0,48486
15	0,823E-4	0,01909	0,08152	0,15973	0,41284

Fonte : Contador & Ferraz, "Parcimônia...", op.cit.

Tabela 1 – b  
Valores Críticos para a Distribuição  $|X'X|$   
Significância a 5 %.

M	Número de observações (N)				
	25	50	75	100	200
3	0,96412	0,98297	0,98884	0,99170	0,99590
4	0,84156	0,92274	0,94893	0,96186	0,98105
5	0,65574	0,82274	0,88083	0,91026	0,95488
6	0,45396	0,69620	0,79064	0,84042	0,91830
7	0,21636	0,49869	0,63750	0,71695	0,84973
8	0,14939	0,42458	0,57529	0,66488	0,81924
9	0,06993	0,30487	0,46549	0,56905	0,75963
10	0,02851	0,20730	0,36414	0,47526	0,69623
11	0,01000	0,13309	0,27491	0,38686	0,63039
12	0,00302	0,08055	0,20019	0,30683	0,56383
13	0,767E-3	0,04588	0,14052	0,23704	0,49815
14	0,164E-3	0,02458	0,09506	0,17835	0,43472
15	0,294E-4	0,01239	0,06198	0,13072	0,37479

Fonte : Contador & Ferraz, "Parcimônia...", op.cit.

Portanto, um valor estimado de  $\omega$  menor que o valor crítico  $\omega^*$  indica ortogonalidade da variável  $x_i$  com as demais variáveis do conjunto X. Em caso contrário, isto é  $\omega > \omega^*$ , a informação de  $x_i$  já está contida nas demais variáveis e  $x_i$  pode ser eliminada da composição do indicador antecedente.

Em seguida, a matriz  $X'X$  é recomposta “passo-a-passo”, sem a variável eliminada no “passo” anterior. Novos valores  $\hat{r}^i$  são obtidos e testados sucessivamente, até que as variáveis restantes sejam livres de colinearidade elevada. Este processo fornece resultados semelhantes aos da técnica de regressão múltipla *step-wise*, onde o critério de eliminação sucessiva de variáveis é feita com base no teste “t”.<sup>14</sup>

O teste da estatística F, lembrado por Rossi<sup>15</sup>, identifica a localização da colinearidade severa entre as variáveis-insumo através de regressões múltiplas sucessivas entre as variáveis-insumo. Seja EY o indicador antecedente da variável-referência Y e X, o conjunto de k variáveis-insumo, comprovadamente com sério problema de colinearidade. Fazemos numa primeira etapa, um conjunto de k regressões múltiplas onde a variável “dependente” muda sucessivamente e as demais k-1 são as variáveis “inde-

<sup>14</sup> Este é o critério utilizado no programa SIA - Versão 5.0 e posteriores.

<sup>15</sup> Op.cit.

pendentes”. Cada variável “dependente”  $X$  é explicada sucessivamente pelas demais.

$$\left. \begin{array}{l} X_1 = g_1 (X_2, X_3, \dots, X_k) \\ X_2 = g_2 (X_1, X_3, \dots, X_k) \\ \dots \\ X_k = g_k (X_1, X_2, \dots, X_k) \end{array} \right\} \quad (11)$$

Se a informação contida na variável-insumo  $X_j$  é uma combinação linear das informações parciais contidas em qualquer conjunto de  $X$ , a estatística  $F$  é significativamente diferente de zero, e a variável  $X_j$  pode ser descartada. Numa segunda etapa, as  $k-1$  variáveis-insumo restantes são submetidas a  $k-1$  regressões, no mesmo critério acima, e retirada aquela variável mais explicada pelas demais. No final do processo, temos um conjunto de variáveis não correlacionadas (ou com colinearidade pouco severa) entre si. O problema deste enfoque é o grau de liberdade no caso de um grupo numeroso de variáveis iniciais. Em casos limites, o número de variáveis insumo candidatas pode ser maior do que o número de observações.

Na prática, a eliminação da informação redundante é feita em duas etapas. Na primeira, as variáveis identificadas como antecedentes com os correlogramas e após a eliminação daquelas que agridem o bom senso são distribuídas em classes de fenômenos. Na segunda, as variáveis são submetidas aos demais testes. O grau de severidade do teste pode ser constatado pelo seguinte exemplo real. De um banco de dados contendo mais de 2850 variáveis mensais, cerca de 355 mostraram ser antecedentes ao faturamento real da Indústria. Após a análise crítica de bom senso, este número diminuiu para 48 variáveis. Com o teste de redundância de informação, o número final de variáveis-insumo do indicador antecedente resumiu-se a apenas 15 séries.

A saída do teste compreende a matriz de correlação cruzada entre as variáveis-insumo tentativas, a eliminação sucessiva e por ordem das variáveis que mais contribuem para a colinearidade da matriz, e o respectivo valor do teste  $\chi^2$ . A Tabela 2 reproduz a lista de variáveis utilizadas no teste, após a crítica de bom senso. A Tabela 3 seguinte mostra um trecho da matriz de correlação cruzada; a Tabela 4, o resultado final da eliminação das variáveis com informação redundante; e a Tabela 5, os detalhes do teste  $F$ .

As variáveis antecedentes que sobrevivem aos testes estão aptas a participarem da composição do indicador antecedente. Por decisão adicional, as variáveis com menor avanço operacional (ou seja, o avanço estatístico menos o número de períodos de demora na obtenção dos dados) podem também ser eliminadas, para que o indicador antecedente composto tenha maior avanço médio. Atendendo as regras acima, o indicador antecedente para as flutuações no crescimento do faturamento real da Indústria é formado por 12 variáveis-insumo e o avanço estatístico médio é de nove meses, reduzido para

sete meses (avanço operacional) devido ao atraso médio na divulgação das estatísticas.

**Tabela 2**  
**Variáveis tentativas para a composição do indicador antecedente**  
**Faturamento real da produção industrial**  
**Período : janeiro de 1986 a dezembro de 1998**

X	TITULO	RETARDO	MEDIA	DESVIO-PADRAO
0	Valor prod. Ind. Geral Br	0	2.87347	4.11916
1	HORAS TRAB. MECANICA RJ	-13	1.07807	7.46917
2	PESS.OCUPADO VESTUARIO RJ	-6	-3.07196	6.98325
3	PO Fumo SP	-5	0.67763	9.80154
4	PO Papel/Papelao RJ	-17	-4.54996	6.52205
5	PO Couros/Peles RJ	-7	-5.38946	20.25920
6	PRODUTIVIDADE INDUSTRIA	-8	1.49195	0.23913
7	IGP/DI BASE 08/94 = 100	-5	967.63129	1429.36035
8	JURO REAL DESC. DUPLICATA	-13	-0.39873	4.06042
9	TAXA REAL (IGP) CAP. GIRO	-8	2.46486	2.52133
10	CONCEITO MOEDA M1 R\$	-11	21.95944	44.94054
11	BASE MONETARIA R\$	-10	34.77119	80.02665
12	MOEDA M1 + DEP.POUPANCA	-7	19.19648	13.35706
13	DEPOSITOS A VISTA R\$	-11	21.70496	48.04353
14	EMPREST. AO RURAL PRIVADO	-11	8.91969	12.65194
15	EMPREST. A INDUSTRIA PRIV	-17	20.92690	30.00256
16	EMPREST. COMERCIO PRIVADO	-12	32.92141	22.07943
17	EMPREST. PESSOAS FISICAS	-6	56.78449	35.48191
18	IPA/OG COMBUSTIVEIS 8/94	-6	-3.52322	14.37317
19	Salario liq.real Ind. CNI	-5	2.61701	6.00801
20	DESPESAS COM PESSOAL	-14	9.38784	15.64021
21	Fatur. Mecanica FIESP	-15	-0.95136	10.42909
22	VENDAS VAREJO SP CALCADOS	-6	-8.70045	13.79758
23	VAREJO SP FARMACIAS DROG.	-16	5.19686	6.23437
24	VENDAS FARMACEUTICOS RJ	-11	9.20346	16.86901
25	FAL DEC COMERC M.CONSTRUC	-17	46.85304	79.56187
26	FAL DEC COMERCIO BARES SP	-15	61.61587	107.35641
27	FAL REQ SERV. PUBLICIDADE	-9	32.57244	63.21701
28	FAL DEC SERV TRANSPORTE	-14	38.14960	84.93664
29	CDL-RJ MOLE GLOBAL TECIDO	-5	-24.80026	16.66588
30	CDL-RJ DURO GLOBAL JOIAS	-10	-17.95104	28.50577
31	Vendas Trilhos/Acessorios	-5	1.40927	37.28547
32	Vendas Tubos sem Costura	-16	5.04638	13.02467
33	Fat. nom. Calcados FCESP	-6	-12.43661	12.68283
34	Vol.varejo Util Domest SP	-6	14.95651	30.66890
35	EXPORTACOES TOTAIS US\$ BI	-5	9.39038	4.83834
36	UTIL CAP INST MECANICA SP	-5	72.32728	3.37727
37	UTIL.CAP. ALIMENTARES RJ	-6	84.60213	1.69780
38	Util.Cap.Inst. Brasil CNI	-7	78.52425	2.08345
39	IND. MATERIAL ELETRICO MG	-14	14.35266	27.67997
40	INDUSTRIA QUIMICA SUL	-11	5.61789	5.78180
41	PRODUCAO TRATORES BRASIL	-16	9.35566	48.14729
42	PROD AUTOVEICULOS BRASIL	-5	13.38131	9.62200
43	PROD. MAQUINAS AGRICOLAS	-14	0.05198	38.98563
44	PROD. PASSAG.+USO MISTO	-5	14.90784	10.53105
45	PROD.TRATORES DE ESTEIRAS	-10	12.20854	22.77159
46	PROD. TRATORES DE RODAS	-17	8.66920	49.85704
47	PRODUCAO TOTAL VEICULOS	-5	13.00981	9.67955
48	PROD.AUTOMOVEIS+COM.LEVES	-5	13.65289	9.39712



Tabela 3  
 Matriz de correlações cruzadas das variáveis candidatas  
 Faturamento real da produção industrial  
 Período : janeiro de 1986 a dezembro de 1998  
 k representa o número de variáveis redundantes por Theil

	X 0	X 1	X 2	X 3	X 4	...	X 46	X 47	X 48	k
X 0	100.0	48.1	77.5	55.5	81.1	...	56.4	-10.0	-17.8	0
X 1	48.1	100.0	26.8	-22.2	33.8	...	80.6	-32.9	-49.4	19
X 2	77.5	26.8	100.0	62.3	53.3	...	49.9	26.1	20.5	0
X 3	55.5	-22.2	62.3	100.0	53.6	...	13.8	51.4	55.4	4
X 4	81.1	33.8	53.3	53.6	100.0	...	46.9	-33.5	-26.8	1
X 5	-15.6	-14.2	-1.2	-13.4	-44.7	...	-37.0	36.8	-17.7	32
X 6	-22.0	19.5	-55.7	-67.0	-24.4	...	-22.8	-35.2	-40.7	25
X 7	-3.9	-13.3	27.7	42.8	6.7	...	-17.5	77.0	74.1	43
X 8	-30.0	-8.0	-36.8	-51.6	-34.7	...	-22.4	-56.8	-49.7	24
X 9	-12.5	-15.1	-0.9	-4.3	-13.8	...	14.4	-21.3	-17.0	32
X10	52.2	60.3	27.1	-15.5	30.7	...	55.7	-49.9	-60.9	14
X11	68.5	58.5	50.5	10.2	48.3	...	67.3	-39.1	-49.5	3
X12	48.6	50.5	14.7	11.2	48.7	...	44.7	-28.5	-21.6	11
X13	38.6	61.4	14.7	-27.1	14.6	...	51.4	-48.5	-61.4	21
X14	-13.8	-14.9	-5.9	11.9	-2.1	...	13.5	-13.3	-16.6	23
X15	29.8	18.9	27.0	18.7	11.5	...	21.0	10.0	-11.5	17
X16	-5.3	34.9	2.5	-8.3	-0.1	...	23.5	21.5	19.5	43
X17	19.7	-17.9	32.4	38.1	-0.4	...	-16.6	48.1	41.3	29
X18	-82.5	-60.4	-51.4	-27.9	-79.6	...	-69.4	21.6	32.2	2
X19	68.7	6.4	61.6	63.6	65.9	...	33.1	11.6	17.1	2
X20	54.6	53.4	25.3	6.2	68.2	...	36.1	-10.3	-16.2	9
X21	29.6	82.2	11.9	-35.2	9.2	...	49.1	-24.8	-35.5	27
X22	17.2	28.4	39.6	9.7	1.8	...	59.3	-21.2	-18.4	30
X23	13.7	53.8	-9.6	-26.7	15.2	...	15.3	12.2	13.0	26
X24	65.9	59.4	35.6	9.3	70.8	...	70.8	-54.1	-56.1	8
X25	-67.2	-76.4	-42.3	-5.5	-61.0	...	-62.8	16.2	24.7	7
X26	-36.1	-74.2	-19.6	10.6	-16.4	...	-77.5	40.5	49.9	22
X27	-21.7	-42.4	-39.4	-16.2	-7.2	...	-33.1	-49.3	-31.2	31
X28	-52.5	-25.9	-55.1	-41.3	-52.9	...	-42.1	-11.3	-14.7	9
X29	33.6	12.1	69.0	61.7	22.7	...	39.4	50.6	48.7	17
X30	43.8	42.8	11.6	-4.4	59.2	...	37.9	-41.2	-39.3	14
X31	20.3	9.9	54.0	42.5	-6.7	...	14.0	74.7	64.7	22
X32	18.9	25.1	14.0	-8.2	7.8	...	49.9	-70.4	-63.7	33
X33	-10.2	10.8	6.5	-11.7	-19.7	...	32.4	-32.5	-23.9	38
X34	89.3	54.3	70.1	46.5	88.1	...	59.3	16.8	-13.5	1
X35	11.4	-5.6	23.5	28.7	-12.6	...	28.6	-15.4	-15.0	33
X36	51.8	33.7	34.9	26.2	53.3	...	20.3	20.7	19.7	8
X37	45.1	23.0	23.1	0.1	11.2	...	10.4	-10.3	-14.1	4
X38	38.8	48.2	-0.9	-25.7	27.0	...	13.3	-29.4	-38.3	15
X39	76.7	64.0	53.3	23.8	72.6	...	82.6	-42.6	-46.0	4
X40	46.1	23.7	43.4	21.7	44.7	...	11.2	38.1	24.6	9
X41	56.4	81.1	50.2	5.5	45.6	...	98.7	-34.5	-47.1	12
X42	-3.7	-35.8	25.7	52.1	-6.1	...	-41.4	99.5	98.6	45
X43	30.3	73.3	32.0	-19.7	8.0	...	85.4	-41.2	-54.3	25
X44	-10.6	-46.4	19.6	53.3	-10.2	...	-48.7	97.1	99.5	37
X45	46.7	85.0	38.2	-2.9	37.4	...	88.7	-22.2	-38.7	17
X46	56.4	80.6	49.9	3.8	46.9	...	100.0	-40.6	-51.3	12
X47	-1.2	-32.9	26.1	51.4	-3.5	...	-40.6	100.0	97.5	47
X48	-7.8	-49.4	20.5	55.4	-6.4	...	-51.3	97.5	100.0	39

Para o significado dos códigos das variáveis, consulte a Tabela 2.

Tabela 4  
 Eliminação das variáveis redundantes  
 Faturamento real da produção industrial

Variável retirada	Determinante	$\chi^2$
X 42	0,0000	...
X 16	0,0000	...
X 7	0,0000	...
X 48	0,0000	...
X 33	0,0004	...
X 44	0,0006	...
X 35	0,0007	...
X 32	0,0009	...
X 9	0,0013	5273,10
X 5	0,0017	5257,53
X 27	0,0022	5116,10
X 22	0,0025	4945,27
X 17	0,0026	4715,23
...	...	...
X 3	0,0047	338,16
X 11	0,0118	281,93
X 19	0,0293	225,41
X 18	0,1067	143,60
X 34	0,7163	21,52
X 4	1,0000	0,0

Para o significado dos códigos das variáveis, consulte a Tabela 2.

Tabela 5  
 Teste de colinearidade seqüencial das variáveis insumo

<b>Primeira etapa</b>		
Variável retirada (defasagem)	F calculado	
ETA338 (-9)	F(37,44)	180,6726
ETA559(-4)	F(37,44)	230,1580
ETA563(-6)	F(37,44)	75,2794
ETS330(-6)	F(37,44)	28,4528
ETS400(-3)	F(37,44)	51,8226
EYA342(-9)	F(37,44)	55,2640
EYR035(-8)	F(37,44)	2838,9635
EYR037(-8)	F(37,44)	2174,8168
MTS046(-6)	F(37,44)	100,4025
...		
YTA259(-8)	F(37,44)	336,4221
YTA269(-5)	F(37,44)	196,7480
YTA277(-3)	F(37,44)	176,8997
YTA281(-4)	F(37,44)	137,0684
Variável eliminada : VTA633(-3) com F = 69486,1641		
<b>Segunda etapa :</b>		
ETA338(-9)	F(36,45)	211,1111
ETA559(-4)	F(36,45)	238,4069
ETA563(-6)	F(36,45)	65,5218
ETS330(-6)	F(36,45)	29,6952
ETS400(-3)	F(36,45)	44,4675
EYA342(-9)	F(36,45)	54,7679
EYR035(-8)	F(36,45)	2924,7703
...		
YTA198(-5)	F(36,45)	495,6313
YTA208(-5)	F(36,45)	98,0688
YTA259(-8)	F(36,45)	335,5572
YTA269(-5)	F(36,45)	200,6527
YTA277(-3)	F(36,45)	182,6973
YTA281(-4)	F(36,45)	141,7512
Variável eliminada : EYR035(-8) com F = 2924,7703		
...		
Sucessivamente		
...		
ETS330(-6)	F(15,75)	1,5556
EYR037(-8)	F(15,75)	0,6749
PT018(-6)	F(15,75)	2,1335
VTA524(-3)	F(15,75)	2,9441
YTA057(-4)	F(15,75)	3,3800
YTA194(-3)	F(15,75)	0,9337
YTA277(-3)	F(15,75)	2,5731
...		

Para o significado dos códigos das variáveis, consulte a Tabela 2.

Resumindo as regras acima, podemos estabelecer um conjunto de regras básicas para nortear a escolha das variáveis-insumo. Uma variável, para que seja escolhida como componente final de um indicador composto, deve atender a seis critérios básicos, nesta ordem de prioridade:

- a) Homogeneidade no número de períodos de avanço: o avanço da variável-insumo deve ser (aproximadamente) o mesmo nos três critérios,.
- b) estabilidade, significância estatística e lógica econômica do seu avanço em relação ao fenômeno a ser previsto. O correlograma entre a variável-insumo e a variável-referência, embora possa sofrer mudanças no seu formato, não deve indicar avanços muito distintos em diferentes períodos amostrais. Por exemplo, se a liquidez real antecipa em oito meses as flutuações no faturamento real da Indústria no período 1988 a 1994, dizemos que esta variável é considerada confiável se em outros períodos - ou em sub-períodos - ela mantiver um avanço não muito distinto dos oito meses. Este cuidado evita que o avanço estimado seja espúrio, principalmente naqueles casos em que a teoria e o bom senso não são suficientes para reconhecer *a priori* a variável como antecedente.
- c) a disponibilidade de informações atualizadas e de boa qualidade, com o mínimo de atraso. Não basta que o avanço estimado através de correlogramas seja elevado, estável, e aceito pelo bom senso. Devido ao atraso na divulgação, o avanço estimado estatisticamente pode encurtar-se bastante na prática. Por isso, é importante distinguir entre o "avanço estatístico", obtido mecanicamente com o correlograma, e o "avanço operacional", que corresponde a diferença entre o avanço estatístico e o período médio necessário para obter dados atualizados da variável.<sup>16</sup> O avanço estatístico é utilizado na montagem do indicador composto, mas em última instância será o avanço operacional que apontará a utilidade da previsão.
- d) quanto mais estável e uniforme for o avanço da variável-insumo nos ciclos de periodicidade e com características distintas. O ideal seria construir indicadores compostos de tal forma que cada variável antecedesse o fenômeno a ser previsto por um período constante, em qualquer ciclo, por exemplo, oito meses para as concordatas, nove

---

<sup>16</sup> Por exemplo, no caso da massa real de salários, o avanço estatístico em relação ao faturamento real da Indústria é de três meses, mas o avanço operacional diminui para um mês, devido ao atraso na divulgação das estatísticas pela FIESP. Em alguns casos, o atraso na divulgação produz avanços operacionais tão pequenos, que elimina a variável-insumo.

meses para um agregado monetário, etc. Estas condições são satisfeitas com o "retardo puro" (*pure delay*), mas a possibilidade de sua ocorrência é mínima.

- e) quanto mais estável e uniforme a relação entre o indicador e a atividade a ser prevista. Por exemplo, se fosse realizada uma regressão entre as flutuações do indicador e do faturamento real da Indústria, decompostas em ciclos com periodicidade distinta, seria desejável que o coeficiente da regressão, no caso denominado de "ganho" ou "resposta", fosse idêntico para os diversos ciclos. O "ganho" é dito "amortecido", "idêntico" ou "ampliado" numa determinada frequência, se, para cada movimento de um por cento no indicador ocorre, na média, uma variação inferior, igual, ou superior a 1% no nível de atividade, naquele mesmo ciclo. Uniformidade no ganho significa que ele assume valor único em todas as frequências, não importando a periodicidade do ciclo;
- f) originalidade do conteúdo informacional da série em relação às demais variáveis componentes do indicador. Em termos práticos, esta regra diz que deve se evitar incluir variáveis que refletem o mesmo tipo de informação, muito embora elas isoladamente possam estar fortemente correlacionadas com o fenômeno a ser previsto. Por exemplo, as vendas no comércio varejista de São Paulo, Lojas de Departamento e de bens não-duráveis, segundo os dados da Federação do Comércio do Estado de São Paulo, estão fortemente correlacionados e ambos com avanço em relação ao faturamento real da Indústria. Estão também fortemente correlacionados entre si (correlação de 83 %). Assim, não devem ser incluídos em bloco na composição final do indicador, pois isto apenas duplicaria o tipo de informação (comportamento do comércio varejista).

Estas seis condições permitem montar indicadores antecedentes compostos, cuja qualidade preditiva depende da hipótese básica de que a estrutura de avanço das variáveis-insumo escolhidas permaneça válida para o futuro próximo. Esta hipótese não é restrita à metodologia dos indicadores antecedentes como parece a primeira vista. Na verdade, ela é crucial em qualquer sistema de previsão.

## IV – COMENTÁRIOS FINAIS

Este relatório discutiu de forma didática dois temas cruciais para a montagem de indicadores antecedentes compostos : a identificação de antecedência entre variáveis e a eliminação da informação redundante. Para a identificação de avanços entre a variável-referência e cada variável-insumo mostramos que a adoção de testes mais rigorosos do que o correlograma simples permite maior robustez e confiança ao avanço. É sugerido o emprego de filtros dicotômicos zero-um para marcar as fases de expansão e contração e as datas de reversão.

Para resumir a composição de indicadores antecedentes a um número restrito de variáveis-insumo, mostramos testes estatísticos convencionais utilizados nos modelos de regressão múltipla, adaptados à metodologia dos indicadores antecedentes. A regra da parcimônia mostra que uma lista de variáveis-insumo, bem escolhida e com conteúdo informacional não (ou pouco) redundante, oferece vantagens em comparação com uma composição mais extensa.

## RELATÓRIOS SILCON

---

A SILCON/C.R.Contador & Associados produz duas séries de textos, distribuídos regularmente aos seus clientes:

- 1 - Carta Mensal - Cenários & Previsões, publicação mensal com análise de temas conjunturais e seus efeitos nos cenários macroeconômicos, e apresentação de previsões baseadas na técnica de indicadores antecedentes. Apenas para assinantes e clientes;
- 2 - Relatórios SILCON (RS), com a divulgação de pesquisas sobre temas diversos, elaboradas pela equipe da Consultoria.

Para maiores informações utilize o e-mail : [diretoria@silcon.ecn.br](mailto:diretoria@silcon.ecn.br).

---

### RS033 - Macroeconomia e seguros : a montagem de cenários estratégicos, setembro de 1998

O relatório descreve a aplicação de simuladores na montagem de cenários para o mercado de seguros. Após uma discussão de conceitos básicos sobre a metodologia de montagem de cenários para o planejamento estratégico, o texto identifica os principais fatores macroeconômicos que afetam o comportamento do setor de seguros no Brasil. Em seguida, os coeficientes são utilizados para desenvolver um simulador de cenários setoriais acoplado ao ambiente macroeconômico. Este enfoque permite a construção de cenários estruturados, com consistência entre as variáveis. O texto serviu de base para o desenvolvimento do simulador de cenários para o mercado de seguros no Brasil, com o detalhamento do valor do prêmio a nível de ramos de seguro.

### RS034 - Carteiras de investimento e imóveis: os ganhos com a diversificação no Brasil, outubro de 1998

A pesquisa aborda uma questão de interesse para os investidores, principalmente os institucionais: quais os ganhos com a inclusão de imóveis e seus títulos representativos para o retorno-risco da carteira. Foi constatado que a correlação entre os retornos entre imóveis e os demais ativos é baixa, ou seja, a associação entre os

retornos leva à conclusão de que inclusão de aplicações imobiliárias na carteira é benéfica. Por outro lado, a correlação entre os retornos em imóveis e a taxa de inflação apresenta valor negativo, ou seja, as aplicações em imóveis não funcionaram como uma proteção contra inflação no período mais recente.

RS035 - Os efeitos da regulação nos investidores institucionais, novembro de 1998

Com frequência os administradores de carteiras institucionais reclamam da regulação excessiva que impede a montagem de carteiras mais eficientes das suas reservas e provisões técnicas. Este relatório confirma que de fato existe uma queda de retorno, para um dado nível de risco ou seja, ocorre um deslocamento para baixo da fronteira eficiente. Entretanto, a administração das carteiras institucionais peca pela pouca eficiência, e esta perda de rentabilidade supera a queda de rentabilidade causada pela regulação. São examinados três classes de investidores institucionais: as seguradoras; as empresas de capitalização; e os fundos de pensão privados abertos.

RS036 - Administrando as reservas técnicas das seguradoras : três questões, dezembro de 1998

O artigo resume os resultados de duas teses e versa sobre três questões importantes relativas à administração das reservas técnicas das seguradoras. Primeiro, foi constatado que a regulação reduz o retorno das carteiras em cerca de 1,8 % do valor do total de reservas. Segundo, existe uma perda decorrente do mal gerenciamento das reservas, em torno de 3,2 %. Finalmente, o trabalho mostra como a ampliação do número de ativos pode potencialmente ampliar o desempenho da administração.

RS037 - Planejamento estratégico, *market share* e a economia, janeiro de 1999

A utilização de cenários macroeconômicos para a montagem do planejamento estratégico de empresas exige algumas condições. Uma delas é o tamanho da empresa. Uma pesquisa realizada entre executivos confirma que as empresas menores se preocupam menos com aspectos macroeconômicos do que as maiores,



enquanto os fatores gerenciais são relativamente mais importantes para as pequenas e médias empresas.

RS038 - Ajuste fiscal, câmbio e inflação : cenários 1999-2000, fevereiro de 1999

Uma questão central na definição do futuro da economia brasileira se resume na combinação entre a desvalorização cambial, a taxa de inflação, e a credibilidade do governo. Se a equipe econômica e o Executivo conseguirem convencer a sociedade de que a mudança do regime cambial não desencadeia o processo inflacionário, a taxa real de cambio aumenta, a desvalorização melhora o saldo comercial, beneficia as exportações e o produto nacional, estimula a atividade interna e permite a queda mais rápida dos juros reais. Se, por outro lado, a expectativa de inflação disparar, ressurge a indexação informal, a desvalorização cambial nominal é perdida, e a crise se amplia. Portanto, o convencimento, a seriedade e o exemplo são fundamentais neste momento, como discute o relatório.

RS039 - Previsões e cenários econômicos: a arte e o engano, setembro de 1999

Persiste uma ampla confusão entre os conceitos de previsão e de simulação. O texto esclarece os objetivos e limitações de cada técnica, enfatizando o emprego de instrumentos quantitativos modernos no desenvolvimento de simuladores tanto a nível macro-econômico como setoriais. A experiência tem demonstrado que os erros raramente superam 3 %. nos simuladores setoriais em operação desde 1986. A montagem de cenários sofre pouco crédito devido ao uso inadequado, mas, bem aplicado, pode fazer a diferença entre o sucesso e o fracasso para as organizações.

RS040 - Insolvências : acompanhamento e previsão, fevereiro de 1999

O relatório descreve os indicadores antecedentes para os ciclos de insolvência de consumidores, do comércio varejista e da Indústria em geral. São construídos índices de insolvência para cada classe de agente e em seguida, o texto mostra as etapas de construção do sistema de previsão.

RS041 - Uma contribuição à história do seguro no Brasil, outubro de 1999

O relatório resume os resultados de uma pesquisa que resgata a história do mercado de seguros brasileiro desde 1929. Os dados compreendem o valor anual do prêmio total e o seu detalhamento por ramo de seguro. Os dados são exploratórios, e levantam algumas questões que devem ser exploradas em pesquisas mais específicas.

RS042 – Mercado de Capitalização: o resgate da história e os cenários futuros, novembro de 1999

Os títulos de capitalização já foram uma importante forma de formação de poupança familiar no Brasil, em particular antes de 1994. Nesta pesquisa, recuperamos a história do mercado de capitalização desde 1939 e a partir daí identificamos os principais fatores determinantes do seu mercado. Com os resultados empíricos, desenvolvemos um simulador setorial de cenários, nos moldes do que foi realizado com sucesso para o mercado de seguros. Acoplado o simulador setorial a um conjunto de cenários macro-econômicos, mostramos como desenvolver cenários estruturados para o mercado de capitalização.

RS043 – A Indústria de TV por assinatura: os fatores de demanda e as perspectivas no Brasil, dezembro de 1999

O mercado de TV por assinatura está em franca expansão no Brasil. Este relatório examina os principais determinantes da expansão e da sua evolução, e estima o seu potencial utilizando uma análise comparativa com outros países. Os resultados empíricos podem ser aproveitados para o planejamento estratégico das empresas operadoras e de agências de regulação.

RS044 - Previsão com Indicadores Antecedentes, janeiro de 2000

A técnica dos indicadores antecedentes tem uma ampla utilização tanto para a política macroeconômica de curto prazo, como – e de forma crescente – para as empresas e organizações nas suas decisões de formação de estoques, política de vendas, nível de produção e de vendas, negociação com fornecedores e clientes, etc. Este relatório, a ser publicado brevemente como livro, apresenta em linguagem didática a metodologia, suas possibilidades e vantagens sobre as técnicas de previsão convencionais dos ciclos. É uma leitura

indispensável para os que utilizam ou interessados na técnica dos indicadores antecedentes. O relatório acompanha o sistema SIA<sup>®</sup> – Sistema de Indicadores Antecedentes. Por enquanto é distribuído apenas aos clientes da SILCON.

RS045 – Eficiência, produtividade e tecnologia: avaliação do desempenho de empresas, março de 2000

O relatório apresenta mais uma linha de serviços prestados pela consultoria, voltado para o crescimento das empresas. Num ambiente competitivo, as empresas enfrentam quatro desafios: (a) organizar eficientemente a produção; (b) administrar os custos; (c) atender as necessidades do seu mercado; e (d) garantir o acesso a fontes de financiamento para expansão e modernização. O relatório aborda os dois primeiros itens : a tecnologia de produção e a forma com que os fatores de produção são combinados entre si para geração de um produto ou uma linha de produtos, onde a forma de combinação considera os custos e preços de fatores. A metodologia identifica os pontos fracos e fortes de uma empresa ou departamento em comparação com organizações similares, e quantifica os ganhos potenciais com a reestruturação e reajustes internos. O relatório aponta um exemplo com o mercado fonográfico brasileiro.

RS046 – Metas inflacionárias e política econômica : o emprego de indicadores antecedentes, abril de 2000

A implantação de metas inflacionárias, como critério para o acompanhamento da política monetária permite demonstrar as vantagens da técnica dos indicadores antecedentes como instrumento paralelo aos modelos econométricos desenvolvidos pelo Banco Central. O relatório mostra os detalhes da construção de um indicador antecedente agregado para a inflação no Brasil. Disponível também em inglês.

RS047 – Indicadores antecedentes : uma bibliografia básica, abril de 2000

O relatório – sistematicamente atualizado – reproduz a bibliografia básica da metodologia dos indicadores antecedentes para a previsão cíclica.

RS048 - Economic activity in 2001 : what the leading indicators forecast,

O trabalho foi apresentado num seminário patrocinado pela CEPAL/FGV/IPEA em dezembro de 2000, e mostra as previsões para a atividade econômica em 2001 através de indicadores antecedentes para o crescimento do PIB real, Indústria geral e Construção civil.

RS049 - Identificação e seleção de variáveis na montagem de indicadores antecedentes, fevereiro de 2001

O relatório discute de forma didática dois temas cruciais para a montagem de indicadores antecedentes compostos : a identificação de antecedência entre variáveis e a eliminação da informação redundante. Testes estatísticos adequados mostram que uma lista de variáveis-insumo, bem escolhida e com conteúdo informacional não (ou pouco) redundante, oferece vantagens em comparação com uma composição mais extensa.

Em preparação :

- Contas externas, política comercial e atividade econômica: um simulador de cenários
- Desemprego, violência e seguro : o ramo de automóveis

**SILCON** Estudos Econômicos Ltda  
C.R. Contador & Associados  
Av. 13 de Maio, 23 – grupo 2029-31  
CEP 20031-007 Rio de Janeiro, RJ

Para informações sobre as publicações e os serviços prestados pela nossa empresa, acesse a nossa *home-page* : [www.silcon.ecn.br](http://www.silcon.ecn.br)  
ou nos contate pelo e-mail : [diretoria@silcon.ecn.br](mailto:diretoria@silcon.ecn.br)  
Telefone : (0xx21) 2240 2656 – fax: (0xx-21) 2210 1035.