

Índice de Atividade Econômica: Construção e Testes de Previsão dos Modelos de Filtro de Kalman e Box-Jenkins

Vamerson Schwingel Ribeiro

Mestre em Teoria Econômica, Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá

Joilson Dias

Professor Titular, Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá, Paraná, Brasil

Resumo

O presente trabalho tem como objetivo principal o de apresentar um método prático de construção de um índice composto ponderado para medir o nível de atividade econômica local. Na sua elaboração utilizamos dados do município de Maringá-PR, sobre os quais empregamos a técnica de componentes principais para a determinação do fator comum às variáveis selecionadas que compõem o índice. A qualidade do índice foi confirmada em testes com relação a indicadores nacionais. Como resultado, tivemos que os indicadores nacionais antecedem seus movimentos em relação ao índice local; portanto, sua previsão comporta-se como um indicador de futuro movimentos na atividade econômica como um todo. Na previsão são testados dois modelos: Filtro de Kalman e Box-Jenkins. Devido a presença potencial de *outliers*, o Filtro de Kalman exigiu que usássemos da técnica proposta por Lin e Guttman (1993) para obter coeficientes estáveis. A comparação entre as duas projeções foi efetuada através do teste estatístico de Diebold e Mariano (1995). Como resultado final obtivemos que os modelos testados apresentam-se como estatisticamente idênticos em suas previsões.

Palavras-chave: Índice de Atividade Econômica, Filtro de Kalman, ARIMA, Box-Jenkins

Classificação JEL: C32, C43, C53

Abstract

This paper has as objective to present a practical method for building a composite economic activity index for local economies. As an example, the index was built using data for the city of Maringá-PR. In its development we employed factor analysis technique to find the principal components considering their common factor in order to build the

index. This local index is then compared to national ones. As a result we found that national indexes move first comparative to our local index. Thus, the forecast of our local index should anticipate future economic changes. Two techniques are used in forecasting the local index; the first was the Kalman Filter and the second one the Box-Jenkins. The presence of outliers required that we use the technique proposed by Lin e Guttman (1993) in order to obtain stable coefficients for the Kalman Filter model. The two techniques are then compared using a statistic test developed by Diebold e Mariano (1995). As a final result the two models' forecasting results showed to be equivalent.

1. Introdução

Atualmente, os indicadores de atividade econômica estão concentrados em sua maioria em nível agregado. Estas estatísticas, apesar de importantes, possuem uma certa defasagem entre a coleta dos dados e a produção do indicador. Esta defasagem é sem dúvida um dos maiores inconvenientes sobre a utilização de indicadores em nível agregado para aferir o comportamento da economia local. Além deste fator, soma-se o caso em que a economia local pode não apresentar as mesmas características que a nacional ou aquela para qual existe indicador (estado ou região). Desta forma, a falta de um índice composto que quantifique a atividade econômica local com maior rapidez impede que políticas e/ou decisões econômicas locais sejam implementadas e/ou sejam mais eficientes na condução da economia local.

A existência de um índice em nível local permite que as seguintes perguntas sejam respondidas de forma satisfatória:

- (i) qual foi o comportamento da atividade econômica do município durante os últimos anos?;
- (ii) a atividade econômica do município pode ser considerada expansionista, estável ou contracionista? e
- (iii) quais são as periodicidades das flutuações da atividade econômica no município?

Além de responder às questões acima, este artigo também trata de dois problemas técnicos relacionados à previsão de indicadores de atividade econômica. Seguindo a técnica proposta de Lin e Guttman (1993), este artigo apresenta uma solução para o problema de previsão nos modelos de Filtro de Kalman quando as série não são bem comportadas. O segundo elemento é o teste que compara dois métodos diferentes de projeção baseado em Diebold e Mariano (1995) que nos permite avaliar com maior acuracidade as qualidades das previsões dos dois modelos.

* Recebido em janeiro de 2005, aprovado em março de 2006. Os autores agradecem o apoio recebido do CODEM – Conselho de Desenvolvimento Econômico de Maringá e Instituto para o Desenvolvimento Regional (IDR) e também os comentários efetuados por um parecerista anônimo.
E-mail address: jdias@uem.br.

O método a ser desenvolvido neste trabalho poderá ser empregado em qualquer município, estado e/ou região. A escolha do município de Maringá para se desenvolver o índice de atividades econômicas deveu-se, basicamente, pelo seguinte motivo: a existência de coleta sistemática dos dados. Portanto, pode-se facilmente empregar o método, fazer a avaliação e projeção de forma contínua em qualquer localidade. O município em questão está localizado na região noroeste do Paraná, tendo aproximadamente 289.000 habitantes (97,5% de população urbana), sendo que, sua região de influência é de 450.000 habitantes composto de sete municípios. Sua economia, segundo os ramos de atividades, divide-se em 7,55% de indústrias, 2,61% de comércio atacadista, 43,43% de comércio varejista e 46,41% de prestadores de serviços.¹

2. Fonte e Análise de Dados

A elaboração de índices de atividade econômica no Brasil não é algo comum. O mais conhecido é o Índice de Movimentação Econômica (IMEC), sendo que sua metodologia se encontra em Azzoni e Latif (1995). Este índice tem como principal característica o fato que os agentes econômicos ao se movimentarem (deslocarem-se), o faz com a perspectiva voltada para a execução de uma atividade econômica qualquer. Assim, o aumento ou redução neste agregado de movimentação dita o comportamento do índice. Outros indicadores a nível agregado da economia brasileira foram desenvolvidos e analisados por Contador (1977) e Chauvet (2001, 2002).

O presente trabalho propõe um índice com características diferente que concentra-se no aspecto da demanda. O índice a ser desenvolvido pressupõe-se que os agentes econômicos respondem a variações na sua renda com variações na demanda por bens e serviços. Este aumento na demanda é capturado de acordo com o nosso índice de forma indireta. Desta forma, procuramos selecionar variáveis que estivessem correlacionadas com a atividade de demanda agregada local e que ao mesmo tempo fossem de fácil mensuração.

Utilizando a forma de convênios com diversas entidades detentoras das séries, foi obtido um grupo de 40 variáveis. Estas séries temporais candidatas a comporem o Índice de Atividade Econômica de Maringá (IAEMga) foram obtidas junto as seguintes fontes:

- (i) Companhia Paranaense de Energia Elétrica (COPEL): total mensal do consumo em MWh de energia elétrica e do número de consumidores por cada categoria (residencial, industrial, rural, comercial, poder público, iluminação pública, serviço público e próprio) do município de Maringá;
- (ii) Companhia de Saneamento do Paraná (SANEPAR): total mensal do consumo de água em volume micromedido, consumidos pela população do município de Maringá;

¹ Secretaria da Fazenda do Município de Maringá – PMM/SEFA, 1997.

- (iii) Associação Comercial e Industrial de Maringá (ACIM): quantidade mensal de consultas efetuadas no SCPC (serviço central de proteção ao crédito) e vídeo-cheque do município de Maringá;
- (iv) Prefeitura do Município de Maringá – Secretaria Municipal do Transporte (PMM-SETRAN): quantidade mensal de passageiros que embarcam e desembarcam na rodoviária de Maringá;
- (v) Prefeitura do Município de Maringá – Secretaria Municipal do Desenvolvimento Urbano, Planejamento e Habitação (PMM-SEDUH): quantidade mensal de alvará (obras licenciadas) e habite-se expedidos no município de Maringá;
- (vi) Departamento de Trânsito do Estado do Paraná (DETRAN): número total mensal da quantidade de veículos automotores (frota) e do primeiro emplacamento do município de Maringá;
- (vii) Ministério da Fazenda – Secretaria da Receita Federal do Município de Maringá: total mensal da arrecadação do IPI, IRPF, IRPJ, IRRF, CPMF, COFINS, PIS e CSLL do município de Maringá;
- (viii) Prefeitura do Município de Maringá – Secretaria Municipal da Fazenda (PMM-SEFA): total mensal da arrecadação do ISSQN do município de Maringá;
- (ix) Secretaria de Estado e da Fazenda do Paraná (SEF-PR): total mensal de ICMS arrecadado pelo município de Maringá;
- (x) Banco Central do Brasil: total mensal de depósitos em Maringá, compondo de depósitos a vista, depósitos a prazo e demais depósitos.

Deste conjunto de séries, a priori, foram analisadas os seus comportamentos quanto ao objetivo estabelecido de capturarem algum tipo de demanda. Assim, o grupo de energia elétrica reflete demandas potenciais relacionadas aos consumidores residenciais, industriais e comerciais; portanto, variações nas quantidades em geral de eletrodomésticos e/ou sua maior utilização, neste caso, podem refletir melhoria na renda dos consumidores; da mesma forma, as variações no consumo industrial de energia refletem variações na produção industrial; assim como, o consumo comercial as suas variações podem estar associadas ha um aumento na maior demanda. O consumo de água captura os mesmos efeitos do consumo de energia elétrica, mas relacionados a atividades que demandam água. A qualidade e quantidade de crédito, capturados pelo SCPC e vídeo-cheque, estão diretamente relacionados as atividades econômicas do comércio, que em geral, são *proxies* das variações de demanda efetiva por bens de consumo. O número de embarques e desembarques na rodoviária são *proxies* para o volume de entrada e saída de consumidores no município e visa capturar elementos sazonais de atividades econômicas temporais: férias, shows, encontros religiosos, vestibulares, etc. O número de obras em construção é considerado um importante medidor de uma ampla cadeia de produtos fornecidos pelo comércio e indústria de transformação. A quantidade de primeiro emplacamento e suas oscilações são *proxies* para os bens de consumo duráveis e, portanto, a sua inclusão a priori visa capturar este tipo de demanda mais específica. Os impostos federais visam capturar o

comportamento da demanda efetiva verificada, ou seja, eles refletem o resultado de atividade ocorrida recentemente. A sua seleção a priori teve como objetivo dar consistência aos resultados de demanda potencial verificada. Os impostos municipal sobre serviços (ISSQN) e estadual sobre circulação de mercadorias (ICMS) também foram selecionados dentro do mesmo objetivo dos impostos federais. E, por último, os depósitos a vista e a prazo que são considerados como a renda disponível, sendo que, o seu aumento significa contração de demanda e a sua redução um aumento de demanda efetiva.

Apesar, desta ser uma seleção a priori, em nada garantia a inclusão da variável no índice, tendo em vista que a seleção do grupo seria realizada com base no critério de fácil disponibilidade e da análise dos componentes principais. Este próximo passo é extremamente importante, pois considera aspectos qualitativos de grande importância para construção de um índice.

Através das séries de valores brutos, foram construídas séries de números índices com base 100 na média de 2001, sendo que as séries em valores monetários foram deflacionadas através do índice de preços ao consumidor da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (IPC-FIPE).² As séries são apresentadas apenas em números índices porque algumas das séries requerem completo sigilo sobre seus valores nominais. Das 40 variáveis disponíveis, apenas 18 acabaram compondo o IAEMga. As razões para os cortes das variáveis foram os seguintes:

- (i) Variáveis que possuem muito atraso no seu fornecimento: os consumidores de energia elétrica e informações do Banco Central sobre o volume de depósitos;
- (ii) Variáveis que foram agregadas: consultas de vídeo-cheque e SCPC e, embarque e desembarque de passageiros;
- (iii) Variável que foi eliminada por não ser permanente: a CPMF não foi considerada por tratar-se de um imposto provisório no momento;
- (iv) Variável que não possui oscilações: a frota de veículos foi desconsiderada, pois apresenta-se como variável de tendência; As variáveis resultantes destes cortes se apresentaram dentro de todos os critérios técnicos requeridos de rapidez e qualidade, conforme Quadro 1.

² IPC geral, índice (jun. 1994 = 100): região metropolitana de São Paulo (RMSP), mensal. Foi escolhido o IPC porque, o período de coleta vai desde o primeiro dia de cada mês até o último dia do mesmo e a publicação acontece perto do dia 10 do mês seguinte.

Quadro 1 – Séries que compõem o IAEMga

X01 Consumo de energia elétrica em MWh, residencial;
X02 Consumo de energia elétrica em MWh, industrial;
X03 Consumo de energia elétrica em MWh, comercial;
X04 Consumo de água, volume micromedido;
X05 Número de consultas ao SCPC (serviço central de proteção ao crédito) e vídeo-cheque;
X06 Número de embarque e desembarque na rodoviária (normalizado);
X07 Alvará, área em M2;
X08 Habite-se, área em M2;
X09 Quantidade de primeiro emplacamento de veículos automotores;
X10 Arrecadação de IPI (imposto sobre produtos industrializados, normalizado);
X11 Arrecadação de IRPF (imposto de renda pessoa física);
X12 Arrecadação de IRPJ (imposto de renda pessoa jurídica);
X13 Arrecadação de IRRF (imposto de renda retido na fonte, normalizado);
X14 Arrecadação de COFINS (contribuição para financiamento da seguridade social, normalizado);
X15 Arrecadação de PIS (programa de integração social);
X16 Arrecadação de CSLL (contribuição social sobre o lucro líquido);
X17 Arrecadação de ISSQN (imposto sobre serviço de qualquer natureza, normalizado);
X18 Arrecadação de ICMS (imposto sobre circulação de mercadorias e serviços, normalizado).

As séries, número de embarque e desembarque na rodoviária, COFINS, ISSQN, IPI, IRRF e ICMS foram normalizadas para diminuir mudanças de níveis, uma vez que em alguns casos as séries tornavam-se explosivas.³ As normalizações foram realizadas com intuito de reduzir grandes amplitudes que ocorriam no IAEMga, devido ao comportamento que as variáveis citadas apresentavam antes da normalização. Uma vez normalizadas, suas séries de tempo aproximam-se do verdadeiro caminho, como é o caso do COFINS, em que, devido a uma alteração da alíquota a partir de fevereiro de 1999 de 2% para 3%, a série passa rapidamente para um nível mais elevado, onde, o comportamento da série sem a normalização não reflete um aumento verdadeiro no COFINS.

As normalizações foram feitas da seguinte forma:

- (i) Número de embarque e desembarque na rodoviária: de janeiro de 1996 a maio de 1998, os números índices foram ajustados conforme à média de janeiro de 1996 a dezembro de 1997;
- (ii) O COFINS foi ajustado de janeiro de 1996 a fevereiro de 1999 sendo que seus valores foram atualizados monetariamente;
- (iii) No caso do ISSQN, os valores monetários anteriores a 2000 foram estimados conforme a sua participação de 2000 e 2001;⁴

³ Veja Ribeiro (2003).

⁴ A partir de 2000 a Secretaria Municipal da Fazenda (SEFA), passou a disponibilizar as informações desagregadas. Antes deste período, era o somatório de IPTU, ISSQN e taxas. A participação do ISSQN para 2000 e 2001 foi de 35,244%.

- (iv) O número índice do IPI foi ajustado à média de janeiro de 1996 a julho de 1999 e de agosto de 1999 a abril de 2000;
- (v) O número índice do IRRF foi ajustado à média de janeiro de 1996 a novembro de 1999 e de dezembro de 1999 a novembro de 2000;
- (vi) No caso do ICMS, o número índice foi ajustado à média de janeiro de 1996 a fevereiro de 1997.

3. Metodologia e Resultados dos Dados

É comum suavizar os dados antes da construção do índice, pela razão que o ciclo verdadeiro pode ser obscurecido pela volatilidade de curto prazo (Salazar et alii 1996). Segundo Brunet (2000), a recomendação é que se elimine no processo de suavização a sazonalidade da série. A eliminação da sazonalidade ocorreu através da técnica X-12-ARIMA, tipo multiplicativo do U.S.CensusBureau (2000). Esta técnica consiste em ajustar as séries para os efeitos sazonais através de médias móveis, com a vantagem de estimar os valores que seriam perdidos no início e fim das séries ajustadas sazonalmente. A extração da sazonalidade é baseada no modelo multiplicativo geral do tipo *Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average* (SARIMA).

O resultado da aplicação da técnica descrita acima se encontra no dados do Apêndice, Tabela A1, que serão utilizados para construção do índice. Como o índice proposto é um composto ponderado, o próximo procedimento é determinar os pesos para cada variável do Quadro 1. Segundo Nilsson (2000), os pesos ótimos podem ser obtidos através da técnica de componentes principais. Esta técnica consiste em criar novas variáveis que são combinações lineares ortogonais das variáveis originais, ou seja, não são correlacionadas entre si (Sharma 1996).

De acordo com a técnica de componentes principais, os pesos das variáveis são determinados através das suas variâncias. Mais especificamente, a mesma consiste em obter combinações lineares de um conjunto de variáveis, de modo que as primeiras componentes principais possam explicar grande parte da variância total do conjunto. Uma técnica comum na obtenção dos componentes principais é a do modelo de regressão dos componentes principais, conforme Judge et alii (1985). Neste caso, o estimador dos componentes principais possui as propriedades dos estimadores de mínimos quadrados restritos e é conhecido por ter menor variância da amostra do que o estimador de mínimos quadrados amplo, obviamente desde que a restrição imposta seja verdade.

O resultado da aplicação da metodologia para os dados da Tabela A1 se encontra na Tabela A2. A interpretação desta tabela é a seguinte:

- (i) as colunas com os valores denominados de Comp 1, refere-se ao primeiro componente principal; Comp 2 refere-se ao segundo componente principal e assim sucessivamente;
- (ii) as raízes características são reportadas da esquerda para a direita na forma descendente;

- (iii) a variância proporcional explicada pelas raízes características são as próximas;
- (iv) a variância proporcional acumulada explicada refere-se a soma da esquerda para a direita das variâncias dos cinco componentes; e
- (v) os vetores das raízes características ou pesos das variáveis na determinação do componente principal são representados pelas colunas Vetor 1, Vetor 2, ..., Vetor 10, truncada deliberadamente em função da não utilização dos demais.

Usando a regra de Guttman e Kaiser conforme exposto em Koutsoyiannis (1977), selecionam-se os componentes principais de acordo com o critério de que o componente principal (λ_m) seja maior que um, ou seja, P_m é considerado desde que $\lambda_m > 1$. De acordo com este critério somente os primeiros cinco componentes principais da Tabela A2 satisfazem esta condição.

Este critério, considerado ideal, para número de variáveis superiores a 20, como temos somente 18, pode gerar um viés de seleção. Em função deste aspecto apresentamos abaixo o critério de seleção proposto por Cattell.⁵ Segundo o mesmo, serão considerados os fatores até o ponto em que a curva se torna reta, segundo a nossa Figura 1, o número de componentes a serem selecionadas seriam os sete primeiros.

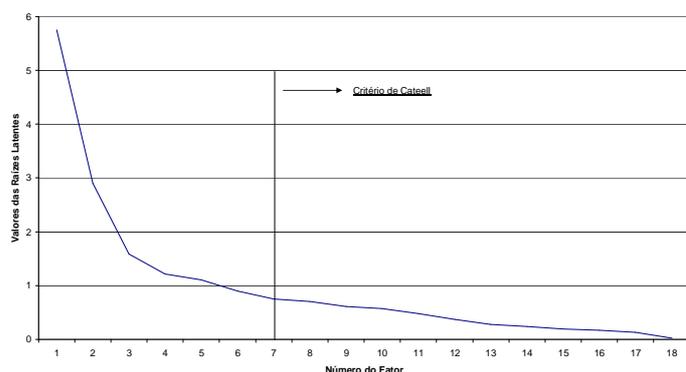


Fig. 1. Critério de Cattell

No entanto, o critério de Bartlett⁶ dado pela seguinte fórmula:

$$\chi^2 = n \log \left[\frac{\left(\frac{\lambda_{r+1} \lambda_{r+2} \lambda_{r+3} \cdots \lambda_{r+k}}{k-r} \right)^{k+r}}{\lambda_{r+1} \lambda_{r+2} \lambda_{r+3} \cdots \lambda_{r+k}} \right] \quad (1)$$

Nos fornece como ideal o número de componentes como sendo três. Onde na equação acima temos que k é o número de componentes calculados; r representa o número de componentes retidos pela análise, tomando como exemplo o critério de Kaiser, r seria igual a 5; a hipótese nula deste teste é $H_0 : \lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} =$

⁵ Veja Sharma (1996).

⁶ Veja Koutsoyiannis (1977).

$\lambda_{r+3} = \dots = \lambda_{r+k}$ todos os componentes não considerados são iguais. O número de componentes ideal é dado pelo ponto em que χ^2 (calculado) $< \chi_{0,05}^2$ (tabelado), com graus de liberdade equivalente a $\frac{1}{2}(k-r-1)(k-r+2)$. Quando aplicamos este teste aos dados da Tabela A2 no anexo, obtemos que o número ideal de fatores é três.

A proporção explicada para o caso de três componentes é de somente 57%, enquanto que para cinco é de 70% e para os sete componentes é de 79%. O grande risco de selecionar acima de um determinado número de componentes é que estes podem estar sendo afetados por fatores que não são comuns a todas as variáveis (X01 a X18). E quando a seleção é muito restrita podemos estar deixando de considerar elementos comuns a todos os fatores. Considerando estes aspectos optamos pelo critério de Kaiser que estabelece como sendo ideal os cinco primeiros componentes que são maiores que um, portanto propondo uma estrutura em que se retêm o fator comum a todas as variáveis e que este representa 70% das variações das mesmas. Portanto, os 30% restantes decorrem de elementos que consideramos que não seja comum à todas as variáveis em questão.

Definido os componentes, procuramos construir os pesos das variáveis seguindo o critério já estabelecido em Azzoni e Latif (1995). De acordo com os mesmos utilizamos os coeficientes (C_{ij}) ao quadrado e a percentagem da variância total explicada pela componente (P_j)⁷ da seguinte forma:

$$IV_i = \frac{C_{i1}^2 P_1}{(P_1 + P_2 + P_3 + P_4 + P_5)} + \frac{C_{i2}^2 P_2}{(P_1 + P_2 + P_3 + P_4 + P_5)} + \frac{C_{i3}^2 P_3}{(P_1 + P_2 + P_3 + P_4 + P_5)} + \frac{C_{i4}^2 P_4}{(P_1 + P_2 + P_3 + P_4 + P_5)} + \frac{C_{i5}^2 P_5}{(P_1 + P_2 + P_3 + P_4 + P_5)} \quad (2)$$

Onde, IV_i é o peso da variável i no índice; C_{ij} é o coeficiente da variável i na componente j ; e P_j é a parcela da variância do fator comum explicada pela componente j . Portanto, a equação (2) resulta na construção um índice que considera o fator comum de todas as variáveis e que neste caso interpretamos como sendo uma medida da atividade econômica. Para certificar-se da sua qualidade de medida de atividade econômica iremos compará-la na Seção 5.0 com as variáveis a nível nacional.

A Tabela 1 apresenta o resultado da aplicação da metodologia acima. Verifica-se que a variável com maior peso no índice é o consumo de energia elétrica comercial. Compatível com a distribuição da economia por setor, conforme apresentado na seção 2. O menor peso é da variável imposto de renda pessoa física. Esta implica diretamente na determinação da renda disponível e, portanto, não oscila tanto.

⁷ Variância Proporcional do componente principal i .

Tabela 1

Pesos das variáveis que compõem o índice

Variável	Peso	Variável	Peso	Variável	Peso
X01	0,0679	X07	0,0488	X13	0,0239
X02	0,0598	X08	0,0476	X14	0,0643
X03	0,0735	X09	0,0557	X15	0,0551
X04	0,0552	X10	0,0535	X16	0,0400
X05	0,0589	X11	0,0515	X17	0,0609
X06	0,0656	X12	0,0583	X18	0,0595

Outro aspecto importante dos pesos das variáveis contidos na Tabela 1 está relacionado ao seu comportamento no longo prazo. Como estes refletem um período bastante longo da economia, entre 1996:01 a 2002:06, espera-se a existência de uma estabilidade para período semelhante no futuro. No entanto, após um período equivalente ao da amostra utilizada, sugerimos calcular para a mesma novos pesos e compará-los estatisticamente com os do período anterior. Neste caso sugerimos testes de quebra estrutural entre os dois períodos, conforme exposto em Dias e Castro Jr. (2003). Caso sejam estatisticamente significantes, as mudanças estruturais refletirão nos novos pesos que poderão então ser utilizados. No entanto, neste caso, o preço a ser pago é a da perda da continuidade da série. Outra hipótese, mais plausível no nosso entender, é de que estas mudanças de longo prazo, apesar de esperadas poderão não ser estatisticamente significantes a ponto de alterar a distribuição de cada variável ao longo do tempo e por extensão o índice. A razão está no peso de cada variável que compõem o índice todos são inferiores a 7%. Portanto, manter os pesos fixos e tratar as mudanças estruturais possíveis no futuro como sendo parte integrante da atividade econômica é a recomendação técnica mais viável. Esta manutenção ao longo do tempo da parte comum das variáveis que compõem o índice equivale a dizer que, as mudanças estruturais comuns a todas as variáveis no futuro serão capturadas através das oscilações do índice e, portanto, interpretadas como parte das variações na atividade econômica.

O compute do Índice de Atividade Econômica de Maringá (IAEMga) é efetuado utilizando o IV_i e o índice da variável V_i na seguinte fórmula:

$$IAEMga = \sum IV_i * V_i \quad (3)$$

O resultado da série se encontra na Tabela A3. No entanto para facilitar sua visualização (comportamento) elaborou-se a Figura 2, onde apresenta-se as séries do IAEMga com e sem sazonalidade.⁸ A diferença entre as duas condições são mínimas, em função de que as variáveis que compõe o índice foram dessazonalizadas a priori.

⁸ Veja Tabela A3, segunda e terceira coluna.

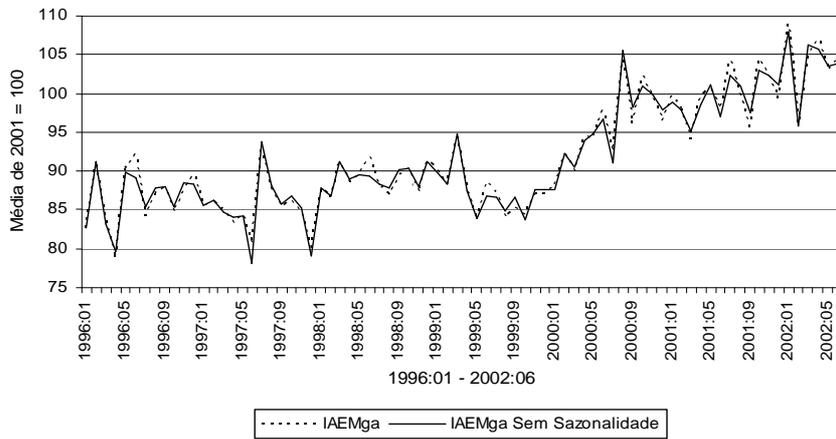


Fig. 2. Índice de atividade econômica de Maringá – IAEMga

4. Análise da Tendência, Ciclo e Flutuações Irregulares do IAEMga

A metodologia de extração da tendência da série dessazonalizada do índice é efetuada através do filtro de Hodrick e Prescott (1997). A série é então dividida em três componentes: a tendência, os ciclos e a parte residual que compõe as flutuações irregulares. Esta técnica consiste na soma dos componentes de crescimento da série g_t e de ciclo c_t que são minimizadas através da seguinte fórmula:

$$\min_{\{g_t\}_{t=-1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\} \quad (4)$$

Onde, temos que $c_t = y_t - g_t$; e λ é um número positivo que penaliza a variabilidade de crescimento da série. Na equação (9) sabemos que no limite a diferença no tempo do componente de crescimento ($g_{t+1} - g_t$) tende a se aproximar de alguma constante β . Portanto, temos que o limite desta tendência é dado por $g_0 + \beta t$. Assim, para valores de λ próximos ao infinito, o limite da equação (9) é o mesmo que da regressão linear contra a variável tempo.

A Figura 3 apresenta o resultado da tendência utilizando a equação (9). A sua mudança na tendência foi significativa pós o primeiro trimestre do ano de 1999, quando ocorreu a desvalorização cambial com a mudança para o regime flutuante de câmbio.⁹

Na eliminação das flutuações irregulares da série do IAEMga sem sazonalidade e sem tendência foi utilizado o procedimento de ajustamento sazonal X-12-ARIMA multiplicativo. Como a tendência foi previamente eliminada, a série estimada após eliminar as flutuações irregulares será o ciclo revisado do IAEMga, que pode ser visualizado na Figura 4.

⁹ Veja maiores detalhes em Averbug e Giambiagi (2000).

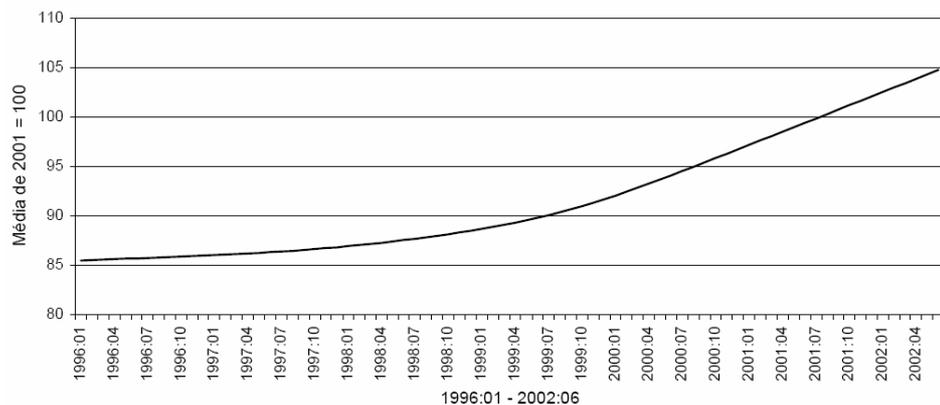


Fig. 3. Tendência estimada pelo filtro Hodrick-Prescott

A leitura dos ciclos da Figura 4 foi transferida para a Tabela 2. A cronologia denotada por *P* (picos) e *T* (fundos) foram datadas em acordo com os respectivos períodos seguindo a sugestão de Zarnowitz (1991). As fases de contração duram em média 11 meses, enquanto que, as de expansão 12 meses.

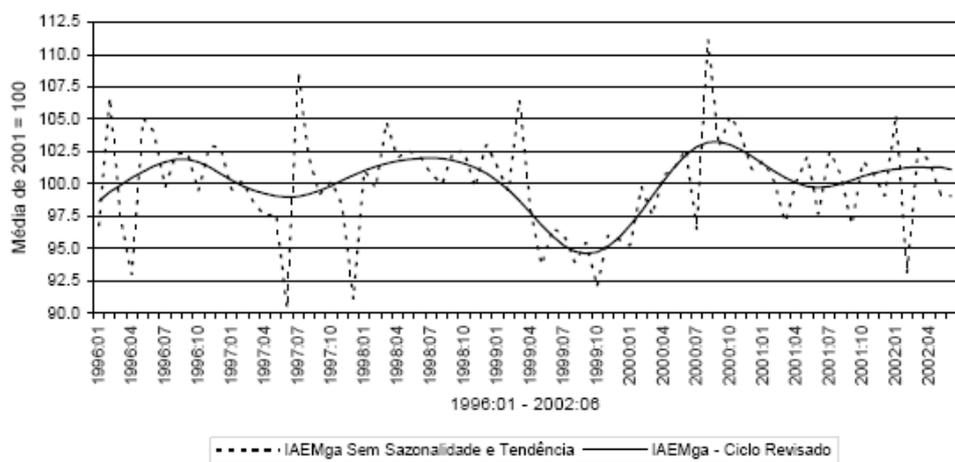


Fig. 4. Ciclo revisado: IAEMga

Tabela 2

Cronologia dos ciclos revisados: IAEMga

Datas de referência do IAEMga		Duração (meses)							
T = Fundo	P = Pico	Contração		Expansão		Ciclo			
		P → T	∑	T → P	∑	T → T	∑	P → P	∑
–	Setembro 1996	–	–	–	–	–	–	–	–
Julho 1997	Julho 1998	10	–	12	–	–	–	22	–
Setembro 1999	Setembro 2000	14	24	12	24	22	–	22	44
Junho 2001	–	09	33	–	–	21	43	–	–
Média		11		12		21,5		22	

Obs.: ∑ = acumulado.

Na próxima seção, compara-se o IAEMga sem sazonalidade com algumas séries de referência através da análise de correlação e causalidade de Granger.

5. Análise de Correlação e de Causalidade de Granger

A não existência de dados sobre uma variável de produção e/ou consumo em nível mensal no município, levou a que se utilizassem séries nacionais como comparação da qualidade da série do Índice de Atividade Econômica de Maringá. Assim, utilizam-se as seguintes séries: PIB-Saz (índice do produto interno bruto sem sazonalidade); e IND-Saz (índice da produção industrial sem sazonalidade).¹⁰

De acordo com a Tabela 3, o IAEMga sem sazonalidade quando comparado com os indicadores agregados nacionais mensais e trimestrais demonstrou possuir excelente qualidade. A correlação de 83% com a série trimestral do PIB brasileiro indicou ser promissora sua utilização como forma de prever o comportamento das atividades econômicas locais. Assim, o próximo passo é verificar qual variável antecede a outra por meio do teste de causalidade de Granger. Neste caso, a análise é efetuada entre o IAEMga e as séries de referência do PIB e produção industrial, todas sem sazonalidade.

Este teste consiste em verificar se a variável X causa a variável Y . Isto quer dizer que as mudanças em X devem preceder as mudanças em Y .¹¹ A Tabela 4 apresenta os testes de causalidade de Granger entre o IAEMga e as variáveis nacionais do PIB e da produção industrial. Conforme esperado, o PIB e a produção industrial (IND) nacional antecedem (no sentido de Granger) os movimentos do IAEMga. Ou seja, o comportamento nacional de expansão e/ou recessão econômica prescendem os da economia local.

¹⁰ PIB: preços de mercado – índice encadeado (média 2001 = 100). Produção industrial: indústria geral – quantum – índice (média 2001 = 100). Fonte dos dados www.ipeadata.gov.br.

¹¹ Granger (1969).

Tabela 3
Matriz de correlação

Mensais	IAEMga-Saz	PIB-Saz	IND-Saz
IAEMga-Saz	1,00000	0,77554	0,66874
PIB-Saz	0,77554	1,00000	0,90267
IND-Saz	0,66874	0,90267	1,00000
Trimestrais	IAEMga-Saz	PIB-Saz	IND-Saz
IAEMga-Saz	1,00000	0,83409	0,72222
PIB-Saz	0,83409	1,00000	0,91430
IND-Saz	0,72222	0,91430	1,00000

Fonte dos dados IPEA e Apêndice.

Tabela 4
Testes de causalidade de Granger

Variáveis	Variável não “Granger cause”					IAEMga não “Granger cause” variável				
	IAEMga					Número de lags				
	Número de lags					Número de lags				
Mensais	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
PIB	11.35	3.24	1.77	1.54	1.65	0.33	3.18	1.77	2.90	2.12
IND	4.28	1.09	1.00	1.44	1.35	1.19	2.81	1.44	2.51	2.12
Trimestrais	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
PIB	5.76	3.51	3.66	5.26	4.86	0.70	2.17	1.29	0.92	0.64
IND	3.02	1.91	1.41	1.14	0.66	0.72	2.14	0.69	1.33	0.86

Obs.: Valores da Estatística $F =$ Estatística Wald;

negrito: probabilidade menor que 0,05;

mensais, n entre 67 e 71; trimestrais, n entre 19 e 23.

Como podemos ver na Tabela 4, este efeito de antecipação é confirmado no teste trimestral, onde o primeiro trimestre apresenta-se como significativo. A produção industrial antecede seus efeitos em um mês e, portanto, demonstra na série trimestral não ser significativa conforme se espera. Em suma, os benefícios de um ciclo de crescimento positivo em nível nacional levam em média dois meses para afetar a economia local, e da mesma forma aplica-se a de um quadro recessivo nacional.

Na próxima seção, nosso foco de análise são as previsões do IAEMga sem sazonalidade, uma vez que, a possibilidade de antecipação das flutuações de curto prazo, poderiam fazer com que os agentes econômicos revisassem suas expectativas e juntos amenizem as fases de contração, com intuito de fazer com que as fases de

expansão sejam mais prolongadas.

6. Previsões da Série IAEMga: Filtro de Kalman

O aspecto mais importante da qualidade da previsão está na minimização dos erros. No entanto, as séries tendem a ter elementos espúrios que causam a existência de valores fora do esperado, os chamados *outliers*. As previsões sob estas condições tendem a ser instáveis em função da variância ser inflada, especialmente quando usamos a técnica de Kalman (1960) e Kalman e Bucy (1961).

Como forma de ilustração transformamos a série do IAEMga através da retirada da tendência, utilizando o filtro de Hodrick e Prescott (1997), equação (9), na série DTIAEMga. A seguir esta nova série foi testada para estacionariedade usando o teste ADF de Dickey e Fuller (1979). O resultado do teste $ADF=4.79$ com o valor crítico a nível de 1% de 3.51 indica que a nova série possui ordem de estacionariedade $I(0)$. A Figura 5 apresenta a nova variável que será objeto do estudo de projeções.

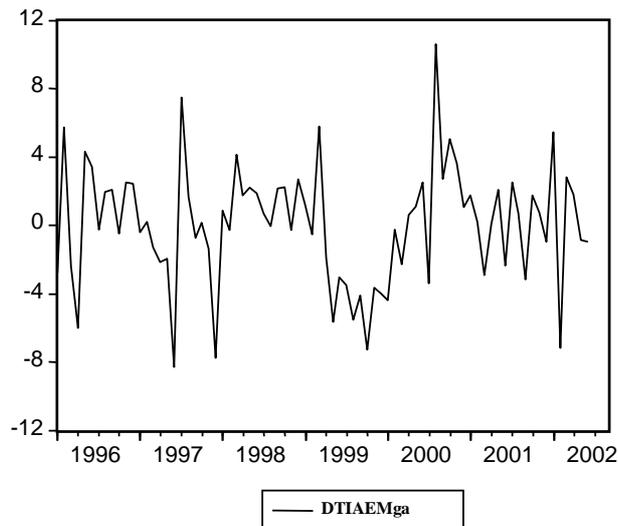


Fig. 5. Série sem tendência do IAEMga

Os picos extremos da série podem indicar a existência de *outliers*. As técnicas de detecção sugeridas por Maddala e Kim (2002), como por exemplo interquartile range (IQR), indicam potencialmente a existência entre um e quatro *mild outliers* para a variável acima.

Apesar de úteis estas informações, pois sinalizam que os coeficientes do modelo podem ser instáveis, a correção tem consistido basicamente em retirar as observações que estão causando o problema. Aqui queremos aplicar uma nova técnica que permite evitar esta prática de desconsiderar as observações que compõem que

geram *outliers*. Mas, antes temos que apresentar o método de Filtro de Kalman, conforme Harvey (2001).

O método de Filtro de Kalman consiste em um algoritmo aplicado a um sistema de equação que deve ser representado na sua forma espaço de estado. Um modelo espaço de estado é representado em geral pelas duas equações seguintes:¹²

– Equação de medida:

$$y_t = Z_t \alpha_t + d_t + S_t \varepsilon_t, \quad E(\varepsilon_t) = 0, \quad Var(\varepsilon_t) = H_t, \quad (5)$$

– Equação de transição:

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + c_t + R_t \eta_t, \quad E(\eta_t) = 0, \quad Var(\eta_t) = Q_t, \quad (6)$$

Sendo que as dimensões das variáveis que compõem as equações acima são as seguintes:

$$\begin{aligned} Y_t : g \times 1, & \quad Z_t : g \times k, & \quad d_t : g \times 1, & \quad S_t : g \times g, & \quad \varepsilon_t : g \times 1, \\ \alpha_t : k \times 1, & \quad T_t : k \times k, & \quad c_t : k \times 1, & \quad R_t : k \times k, & \quad \eta_t : k \times 1, \end{aligned}$$

onde, ε_t é uma perturbação não correlacionada serialmente com média zero e matriz de covariância H_t , e α_1 é um $k \times 1$ vetor que não é observável e é assumido por ser gerado por um processo markoviano de primeira ordem, como mostrado na equação (6). T_t é uma matriz de transição e η_t é um vetor aleatório de perturbações não correlacionadas serialmente com média zero e matriz de covariância Q_t . Z_t , d_t , S_t , T_t , e R_t pode depender da informação disponível no tempo $t - 1$ se nós assumirmos normalidade para os erros ε_t e η_t . A equação (5) é conhecida como equação de medida, observação ou sinal; enquanto que a equação (6) é chamada de equação de transição ou estado. O modelo espaço de estado requer as duas seguintes suposições adicionais:

- (i) O vetor inicial α_0 tem uma média de a_0 e uma matriz de covariância de Σ_0 , isto é, $E(\alpha_0) = a_0$ e $Var(\alpha_0) = \Sigma_0$.
- (ii) As perturbações ε_t e η_t não são correlacionadas por todos os períodos de tempo, e não são correlacionadas com a variável estado inicial, isto é, $E(\varepsilon_t \eta_s') = 0$ para todo t e s , e $E(\varepsilon_t \alpha_0') = 0$ para $t = 1, \dots, T$.

Algumas observações devem ser feitas relativas as suposições anteriores:

- (i) A segunda suposição não garante nenhuma correlação entre ε e α_t , e nenhuma correlação entre η_t e α_{t-1} , isto é, $E(\varepsilon_t \alpha_t') = 0$ e $E(\eta_t \alpha_{t-1}') = 0$ para todo t .
- (ii) Z_t , d_t , S_t , T_t , c_t e R_t podem depender de um vetor do parâmetro não conhecido θ . Neste caso, θ tem que ser estimado.
- (iii) Os termos de erro ε_t e η_t são geralmente assumidos possuírem distribuição normal, mas a suposição de normalidade se faz necessária pelo procedimento da derivação do algoritmo recursivo linear. No caso das derivações por *mixed estimation* e MMSLE (*minimum mean square linear estimator*), não há

¹² Baseado em Harvey (2001).

nenhuma suposição relativo a distribuição para os erros ε_t e η_t . Entretanto, derivar o algoritmo recursivo linear padrão, como pretendemos fazer, baseado em funções de densidade requererá a suposição de normalidade.

O algoritmo do Filtro de Kalman é derivado das equações (5) e (6) e se encontra descrito em detalhes em Hamilton (1994). Se nós considerarmos o problema de estimar usando a informação até o tempo s , isto é, $Y_s = \{y_1, y_2, \dots, y_s\}$ e nós denotamos $E(\alpha_t|Y_s) \equiv \alpha_{t|s}$ a expectativa condicional de α_t dado T_s , a avaliação de $\alpha_{t|s}$ tem diferente nomes: filtragem, se $t = s$; suavização, se $t < s$; previsão, se $t > s$; e $\Sigma_{t|s}$ é a matriz de covariância condicional de α_t dado Y_t , isto é, $Cov(\alpha_t|Y_s)$.

A implementação deste método, conforme-se esperava, gerou várias regressões, onde a instabilidade das estatísticas dos parâmetros estavam presentes. Assim, recorreremos à técnica proposta por Lin e Guttman (1993). Esta técnica apresenta-se como simples no sentido de particionar a priori as distribuições dos erros de previsão. Esta técnica pode ser descrita da seguinte forma:

- (i) considere que y_t advem de duas distribuições $y_t \sim N(Z_t\alpha_t, V_1)$ ou $y_t \sim N(Z_t\alpha_t, V_2)$, portanto diferem em variâncias;
- (ii) deixe $\lambda_1 = 1 - \lambda_2$ tal que $0 < \lambda_1 < 1$;
- (iii) especificamos os erros da equação (5) da seguinte forma: $\varepsilon_t \sim N(0, \lambda_1 V_1 + \lambda_2 V_2)$;
- (iv) a variância da equação (5) torna-se $H_t = \lambda_1 V_1 + \lambda_2 V_2$, portanto sem alterar a característica do filtro;
- (v) os valores de λ 's serão aqueles que minimizem um critério da nossa escolha;
- (vi) no computo da probabilidade a posteriori dos coeficientes λ 's os valores das variâncias são reduzidas à metade.

Em outras palavras esta técnica consiste em encontrar a proporção ideal das observações que advêm das distribuições com e sem *outliers*. Para atingir este objetivo é preciso encontrar as distribuições que serão efetuadas as combinações. Na prática Lin e Guttman (1993) sugere utilizar o desvio padrão da variável y_t no lugar de sua variância na combinação acima. Como ambas a posteriori estão sendo corrigidas pela metade é como se reduzissemos as variâncias a serem combinadas por um fator de correção. No nosso caso o desvio padrão da variável é o seguinte $\sigma_{y_t} = 3,43$. O desvio padrão dos erros da equação (10) requer que façamos uma regressão de mínimos quadrados utilizando os valores dos AR's e MA's como independentes. O modelo de melhor ajuste foi um ARMA(2,4). O desvio padrão dos erros obtidos foi $\sigma_e = 2,43$. Em vez de seguir os autores e reduzir ambos os valores dos desvios à metade quando da combinação das distribuições decidimos somente reduzir à metade o primeiro desvio da variável y_t , mantendo o outro intacto, ou seja nós utilizamos a combinação $\varepsilon_t \sim \lambda_1 * N(0, 1,715) + (1 - \lambda_1) * N(0, 2,43)$.

O passo a seguir foi encontrar um critério no qual podíamos basear nossa escolha do valor ótimo de λ_1 . Optamos pelo Critério de Informação de Akaike (AIC). De acordo com este critério quando estamos estimando modelos ARMA deve-se optar pelo menor valor obtido, utilizando a seguinte fórmula:

$$AIC(p) = n \log \sigma_e^2 + 2p \quad (7)$$

Onde: n é o tamanho da amostra e representa a variância dos erros da regressão e p é o número de parâmetros. O resultado deste critério para os valores de λ 's estão na Tabela 5.

Tabela 5

Critério de informação de Akaike

λ_1	$\lambda_2 = (1 - \lambda_1)$	AIC
0,10	0,90	5,225
0,20	0,80	5,217
0,30	0,70	5,209
0,40	0,60	5,204
0,50	0,50	5,201*
0,60	0,40	5,202*
0,70	0,30	5,208
0,80	0,20	5,220
0,90	0,10	5,238

Apesar do menor valor ser o valor de $\lambda_1 = 0,50$, nós optamos por apresentar os valores dos coeficientes $\lambda_1 = 0,60$, cujo níveis de significância das estatísticas dos parâmetros são superiores. Estes apresentam-se como todos significativos a nível de 5%, com exceção do coeficiente $c(4)$ que é significativo a nível de 10% significante. conforme podemos verificar no resultado da Tabela 6.

Tabela 6

O método filtro de Kalman: Estimativa dos coeficientes

Variável: DTIAEMga				
Método: Máxima Verossimilhança (MV)				
Observações: 1996:01 2002:09				
Valores Iniciais: C(1)=1.39377, C(2)=1.42355, C(3)=0.45980,				
C(4)=0.26114, C(5)=-1.21549, C(6)=-0.99593				
Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística-z	Probabilidade
C(1)	1.405430	0.159032	8.837388	0.0000
C(2)	1.439074	0.269818	5.333501	0.0000
C(3)	0.467039	0.202324	2.308367	0.0210
C(4)	0.261264	0.145180	1.799585	0.0719
C(5)	-1.215711	0.017003	-71.49858	0.0000
C(6)	-0.996267	0.012165	-81.89477	0.0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	-58.39408	11.37175	-5.135014	0.0000
SV2	28.43390	11.41318	2.491321	0.0127
SV3	23.91597	11.12705	2.149354	0.0316
SV4	-57.72430	10.54828	-5.472392	0.0000
SV5	46.43343	10.45343	4.441932	0.0000
Log da função MV	-196.8995	Critério de Akaike		5.202550
Parâmetros	6	Critério de Schwarz		5.383835

As previsões a partir do resultado da Tabela 6, ou seja utilizando filtro de Kalman para a variável DTIAEMga, se encontra na Figura 6. Observa-se na figura que a variável não mímica completamente os picos em função destes representarem provavelmente elementos de choques cujas valores produzem os chamados *outliers*. A vantagem do filtro de Kalman é a utilização dos valores passados para a projeção dos valores futuros.

A previsão para esta variável utilizando os valores passados conhecidos produziu os resultados da Figura 7. Neste caso, os valores passados auxiliaram nas previsões futuras entrando na regressão como fonte de projeção com o objetivo de minimizar os erros da predição. Este mecanismo de auto-correção permite que a projeção seja incorporada ao modelo e, desta forma, implementar novas predições utilizando o valor projetado anteriormente de forma recursiva.

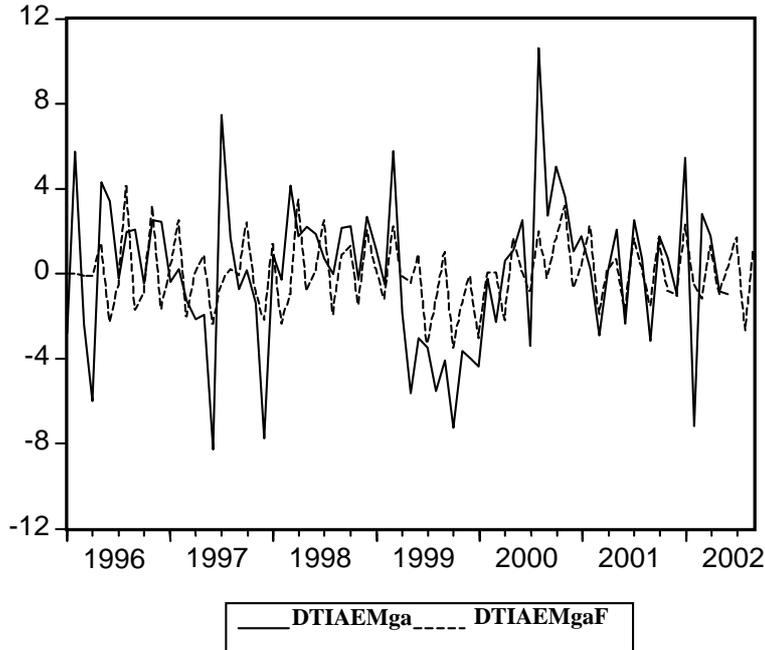


Fig. 6. Previsões do filtro de Kalman

As previsões com base nos valores passados conhecidos está representado pela variável DTIAEMgaP na Figura 7. Estes resultados referem-se somente a parte sem tendência da variável IAEMga. Para restabelecer os valores em nível agregado da variável IAEMga e, assim, proceder o cálculo do coeficiente de correlação para termos noção mínima da qualidade das predições, precisamos adicionar as duas partes. Assim, a variável DTIAEMgaP foi adicionada a parte da tendência para formar a variável IAEMgaF para ser comparada a original. O resultado foi um coeficiente de correlação de 90,13%. A figura das duas séries se encontra na Figura 8.

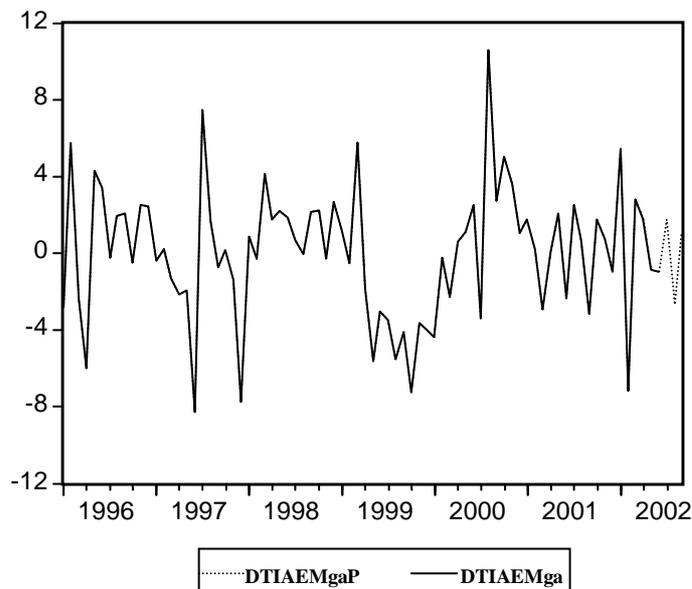


Fig. 7. Previsões do filtro de Kalman utilizando valores passados

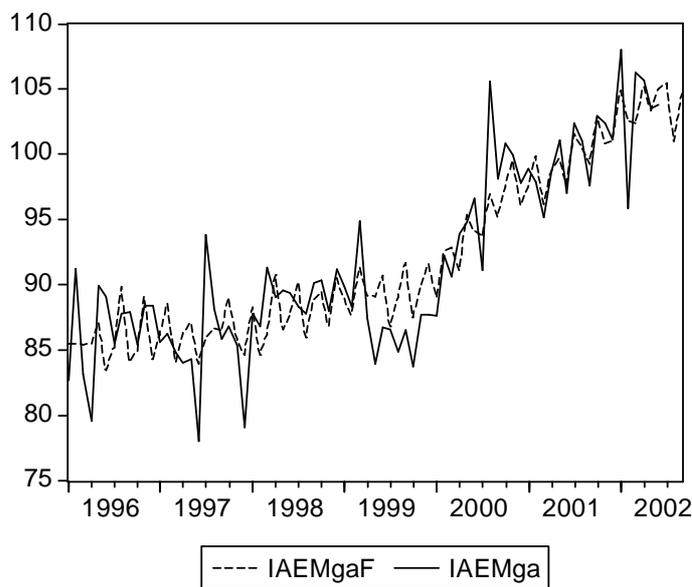


Fig. 8. Previsões do filtro de Kalman para série original

7. Previsão com Modelos Box-Jenkins

Nos modelos de previsão Box e Jenkins (1976) ou simplesmente Box-Jenkins é recomendado que se faça a previsão sobre variáveis estacionárias. Neste caso optamos por seguir a recomendação de Enders (1995) e utilizar a diferença da variável no tempo ou $DIAEMga_t = IAEMga_t - IAEMga_{t-1}$. As principais razões para este procedimento, de acordo com a Figura 2, está no comportamento da variável IAEMga:

- (i) não-linearidade; e
- (ii) não-estacionariedade.

O teste de raiz unitária na variável DIAEMga produziu um $ADF = -12,01$ com um valor crítico de nível de 1% de 3,52, o que indica que a diferença da variável IAEMga, ou seja, o DIAEMga é $I(0)$, portanto estacionária.

Tabela 7

Resultado econométrico do modelo Box and Jenkins: Estimativa dos coeficientes

Variável Dependente: DIAEMGA				
Método: Mínimos Quadrados				
Amostra: 1997:06 – 2002:06				
Número de observações: 61				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	<i>t</i> -estatístico	Probabilidade
C	0.273640	0.214163	1.277719	0.2067
AR(1)	-0.579661	0.106604	-5.437497	0.0000
AR(13)	-0.317272	0.110047	-2.883053	0.0056
AR(16)	-0.348088	0.103339	-3.368409	0.0014
MA(1)	-0.189665	0.089748	-2.113314	0.0391
MA(17)	0.779758	0.062284	12.51949	0.0000
R ²	0.760283	Média da V. D.		0.320080
R ² ajustado	0.738490	Desvio padrão da V.D.		4.852083
Soma dos erros	2.481259	Akaike – Critério		4.748590
SQR	338.6156	Schwarz – Critério		4.956217
Máxima verossimilhança	-138.8320	<i>F</i> -estatística		34.88740
Durbin-Watson	1.969049	Prob(<i>F</i> -estatística)		0.000000

Obs:

- (i) DIAEMga refere-se a diferença da variável IAEMga-Saz;
- (ii) SQR – Soma do Quadrado dos Resíduos e
- (iii) V. D.: Variável Dependente.

O próximo passo é aprendermos sobre o comportamento da auto-regressividade e mudanças na média da variável. Assim, foram efetuadas regressões de mínimos quadrados, considerando os processos auto-regressivo (AR) e de média móvel (MA) como independentes. Dentre uma série de regressões, a disponibilizada na Tabela 7 mostrou-se ser a melhor de acordo com os critérios ajuste e significância dos coeficientes.

De acordo com este modelo a variável IAEMga possui auto-regressão de ordem um, treze e dezesseis, AR (1,13,16); e média móvel um e dezessete, MA(1,17). Com estas informações fica fácil utilizar o modelo Box-Jenkins para a previsão.¹³ As previsões utilizando as informações da regressão acima permite obtermos a previsão da diferença da DIAEMga, conforme Figura 9.

Como a diferença é estacionária, o que implica que a variável em nível é de ordem um, I(1), temos que estes modelos são conhecidos como Auto-regressivo Integrado de Média Móvel (ARIMA). Portanto utilizamos a diferença estimada acima para calcular o valor do IAEMga previsto que denominamos de IAEMgaBJ na Figura 10.

O coeficiente de correlação obtido entre as duas variáveis da Figura 10 foi de 94,65%. A perda de informações das amostras é uma das características destes modelos. Neste modelo em especial foi efetuado a previsão para somente um período à frente.

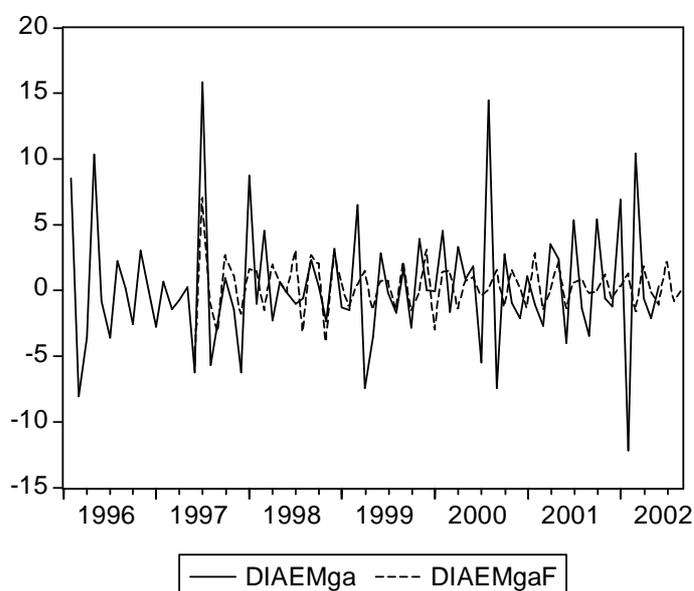


Fig. 9. Previsão da variável DIAEMGA

¹³ Box e Jenkins (1976).

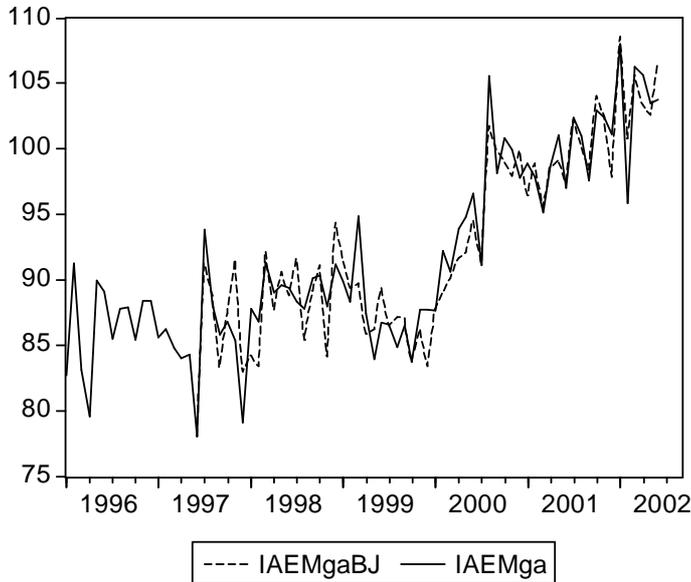


Fig. 10. Projeções do IAEMga: Modelo Box-Jenkins

8. Comparando os Modelos

A comparação natural entre os dois modelos, Filtro de Kalman e Box-Jenkins, apesar de apresentarem coeficientes de correlação muito próximos com relação às séries nacionais precisa-se de testes estatísticos para detectar suas qualidades. Aqui, usaremos o teste desenvolvido por Diebold e Mariano (1995). De acordo com este teste devemos construir uma função de perda onde:

$$f = (e_{bj})^2 - (e_{fk})^2 \quad (8)$$

Onde $\{e_{bj}\}$ é uma sequência de erros de previsão do modelo Box-Jenkins; $\{e_{fk}\}$ é uma sequência de erros de previsão do modelo de Filtro de Kalman; estes erros referem-se ao período 1997:06 – 2002:06. O teste estatístico, que é assintoticamente distribuído como uma função normal, é o seguinte:

$$S = \frac{f_m}{\sigma_f} \quad (9)$$

Onde f_m é a média da amostra $\{f\}$ para o período em questão. A hipótese nula é de que $f_m = 0$. Os valores de S positivos significa que o modelo do Filtro de Kalman é superior e os negativos dá respaldo ao de Box-Jenkins. Os valores obtidos para as variáveis $f_m = -7,04$ e $\sigma_f = 31,01$, portanto $S = -0,22$. Apesar do sinal do resultado informar que o modelo de Box-Jenkins se ajusta melhor aos dados, o mesmo não é estatisticamente diferente de zero, portanto a hipótese nula é aceita.

9. Conclusão

Uma das características dos indicadores agregados em geral é a demora na sua produção. Os impactos de suas movimentações, quando tornam-se conhecidas, já ocorreram nas economias locais. Ao produzir um índice que antecipa os efeitos destes movimentos de nível agregado para a economia local cria-se um instrumento de mensuração dos movimentos futuros. A incorporação deste instrumento nas decisões dos agentes locais permitem que estes minimizem perdas e maximizem ganhos. O índice proposto satisfaz todas as condições técnicas, além de sinalizar com maior rapidez as flutuações de curto prazo. Para tanto, o IAEMga aqui construído possibilita os agentes econômicos tomarem decisões de acordo com as suas expectativas, provenientes de análises de variáveis locais.

Apesar de não ter sido possível comparar o IAEMga com séries de referência longas para o município de Maringá, pode-se supor ou auferir que o IAEMga sem sazonalidade seja um bom índice coincidente e a previsão do IAEMga sem sazonalidade seja um indicador antecedente da atividade econômica de Maringá. Com isso, pode-se utilizá-lo em substituição a outros índices tradicionais; tendo como vantagem, que a sua coleta, manipulação e publicação são muito mais rápidas e efetuadas localmente, o que faz com que os agentes econômicos que necessitem de informações instantâneas possam se utilizar IAEMga com alto nível de confiança.

O modelo de previsão de Box-Jenkins (ARIMA) foi o que apresentou melhor correlação e menor erro quadrado de previsão na função de perda. No entanto, estatisticamente as previsões dos modelos não diferiram. Cabe ressaltar que o modelo de previsão baseado no Filtro de Kalman permite efetuar previsões incorporando os valores ocorridos do passado. Considerando estritamente do ponto de vista de praticidade na manipulação dos modelos de previsão, o modelo ARIMA oferece maior facilidades na sua utilização.

Referências bibliográficas

- Averbug, A. & Giambiagi, F. (2000). A crise brasileira de 1998/1999 – Origens e consequências. BNDES – Texto para discussão 77.
- Azzoni, C. R. & Latif, Z. A. (1995). Indicador de movimentação econômica IMEC-FIPE. Encontro Brasileiro de Econometria 1, 53–69.
- Box, G. E. P. & Jenkins, G. M. (1976). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day, New York.
- Brunet, O. (2000). Calculation of composite leading indicators: A comparison of two different methods. Center for International Research on Economic Tendency: CIRET Conference in Paris.
- Chauvet, M. (2001). A monthly indicator of Brazilian GDP. *Revista Brasileira de Econometria*, 21(1):96–113.
- Chauvet, M. (2002). The Brazilian business cycle and growth cycle. *Revista Brasileira de Economia*, 56:75–106.

- Contador, C. R. (1977). Ciclos econômicos e indicadores de atividade no Brasil. IPEA, Rio de Janeiro.
- Dias, J. & Castro Jr., V. J. (2003). Análise de quebra estrutural na formação bruta de capital fixo do Brasil. *Revista EconomiA*, 29:257–274.
- Dickey, D. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74:427–431.
- Diebold, F. X. & Mariano, R. S. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Statistics*, 13:253–263.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, New York.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometrics methods and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37:424–38.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton.
- Harvey, A. C. (2001). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997). Postwar U. S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29:1–16.
- Judge, G. G., Griffiths, W. E., Hill, R. C., Lütkepohl, H., & Lee, T. C. (1985). *The Theory and Practice of Econometrics*. Wiley, New York.
- Kalman, R. E. (1960). A new approach to linear filtering and predictions problems. *Journal of Basic Engineering*, 82:35–45.
- Kalman, R. E. & Bucy, R. S. (1961). New results in linear filtering and prediction theory. *Journal of Basic Engineering*, 83:95–107.
- Koutsoyiannis, A. (1977). *Theory of Econometrics*. Macmillan, London.
- Lin, D. K. J. & Guttman, I. (1993). Handling spuriousity in the Kalman filter. *Statistics & Probability Letters*, 16:259–268.
- Maddala, G. S. & Kim, I. M. (2002). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Nilsson, R. (2000). Confidence indicators and composite indicators. Center for International Research on Economic Tendency: CIRET Conference in Paris.
- Ribeiro, V. S. (2003). Elaboração de um índice de atividade econômica: Município de Maringá. Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Estadual de Maringá.
- Salazar, E., Smith, R., Weale, M., & Wright, S. (1996). Leading indicators. Meeting on OECD Leading Indicators, site <http://www1.oecd.org/std/weale.pdf>.
- Sharma, S. (1996). *Applied Multivariate Techniques*. John Wiley & Sons, New York.
- U.S.CensusBureau (2000). X-12-ARIMA: Reference manual. Washington.
- Zarnowitz, V. (1991). What is a business cycle? National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper 3863.

Apêndice

Tabela A1

Séries originais sem sazonalidade

Obs.	X01	X02	X03	X04	X05	X06	X07	X08	X09	X10	X11	X12	X13	X14	X15	X16	X17	X18
1996:01	83,73	89,97	66,17	86,28	80,49	103,50	111,11	75,31	86,46	126,72	89,56	62,31	89,72	73,39	76,37	53,66	45,94	94,53
1996:02	84,95	79,17	67,66	89,92	99,13	112,51	151,90	92,68	80,29	91,61	82,48	82,68	103,43	78,89	76,27	69,70	72,60	134,94
1996:03	86,06	84,56	68,66	86,97	99,59	108,35	93,23	74,27	74,08	101,93	79,69	82,33	87,39	76,10	76,50	74,22	52,77	94,64
1996:04	86,87	89,66	71,46	90,06	101,50	110,11	70,65	73,42	69,47	68,52	69,03	65,59	91,37	77,20	75,63	60,80	40,19	102,06
1996:05	82,27	85,64	68,74	92,31	101,25	106,46	101,59	80,84	81,03	102,33	96,50	88,42	141,27	77,23	100,73	120,06	51,67	96,47
1996:06	82,06	82,78	69,72	92,72	106,12	107,45	150,68	82,74	75,41	104,41	96,53	125,46	69,22	74,05	84,68	81,21	47,87	126,42
1996:07	83,48	91,59	73,96	91,18	105,15	95,90	119,84	84,84	79,02	100,65	100,31	49,78	93,94	70,38	82,90	41,36	47,75	107,93
1996:08	83,73	93,09	70,59	92,79	101,76	100,69	132,70	74,61	81,63	92,11	99,81	92,01	84,90	76,02	83,08	69,62	42,47	101,55
1996:09	84,58	90,45	70,16	93,68	106,68	98,06	144,73	72,71	71,09	91,73	102,24	113,79	96,44	76,86	86,49	86,34	32,07	81,20
1996:10	85,19	83,75	71,84	93,97	109,75	100,73	142,31	134,99	86,26	76,65	75,49	46,89	92,59	77,81	81,75	45,84	47,31	85,92
1996:11	86,16	93,35	73,99	89,55	114,40	105,33	117,01	61,21	89,15	114,21	83,58	96,34	84,62	77,06	79,41	71,02	44,86	91,66
1996:12	89,83	90,89	75,71	92,64	115,64	96,28	133,77	102,60	85,14	94,16	85,73	90,06	94,08	78,17	83,23	76,24	49,31	92,61
1997:01	87,12	85,25	74,85	91,76	109,53	96,51	130,19	63,42	93,28	83,02	82,18	63,61	99,41	76,43	107,80	66,58	54,78	85,54
1997:02	86,84	93,84	72,83	89,67	108,09	98,42	92,57	97,59	85,67	109,99	73,68	86,11	97,95	68,83	85,21	74,28	51,34	88,41
1997:03	86,65	96,84	75,44	90,89	106,80	114,16	107,24	74,08	83,27	85,61	78,49	77,87	82,30	83,63	85,49	77,54	45,84	72,80
1997:04	85,85	90,21	72,48	94,68	119,01	98,88	108,28	69,15	98,10	97,37	79,82	52,85	97,15	78,30	75,32	54,34	53,88	79,61
1997:05	89,11	96,44	76,78	98,46	120,76	104,26	89,78	75,39	72,30	90,90	76,77	48,06	85,14	114,86	78,64	58,10	59,03	72,39
1997:06	90,90	91,77	76,47	91,82	125,04	93,74	108,25	47,99	100,70	77,77	79,01	51,37	78,07	73,74	73,97	59,35	53,87	67,64
1997:07	89,37	90,25	77,66	91,32	123,80	94,21	110,27	254,62	102,90	76,70	77,59	55,96	90,76	101,68	73,00	54,59	56,86	68,23
1997:08	89,27	88,56	77,20	93,82	124,27	96,82	130,07	130,06	98,39	96,37	77,97	63,02	89,37	80,75	76,91	56,96	44,85	68,36
1997:09	90,01	88,32	79,83	94,36	127,18	92,77	109,91	115,43	104,38	83,67	78,97	70,96	84,25	81,84	71,90	50,35	54,97	58,75
1997:10	91,88	85,68	79,85	92,68	118,54	89,46	104,09	145,42	102,11	82,39	84,62	60,39	101,57	81,43	69,87	61,16	55,06	64,60
1997:11	92,73	81,08	79,50	93,28	114,52	92,76	97,69	105,17	97,38	78,83	88,09	63,64	88,88	80,40	86,50	60,37	60,19	63,28
1997:12	91,95	72,14	80,38	92,43	121,81	92,26	70,82	88,81	88,31	87,39	89,24	58,31	106,44	72,70	71,38	56,14	40,47	66,00
1998:01	90,91	92,31	78,90	99,35	123,37	91,61	95,14	118,43	86,27	96,35	85,90	65,07	110,19	75,39	73,50	63,16	78,30	73,01
1998:02	94,76	101,02	81,95	100,15	123,38	91,90	123,87	80,52	94,58	91,34	95,75	49,97	100,51	73,59	80,22	50,49	60,43	71,11

Tabela A1 – cont.

1998:03	89,83	91,67	77,35	93,78	126,71	93,03	139,54	128,17	96,28	90,00	97,42	54,49	118,36	94,47	78,05	51,96	65,72	77,60
1998:04	91,02	96,09	80,07	89,92	115,69	91,12	128,44	102,07	88,72	91,32	83,18	71,76	112,60	77,65	91,62	73,25	64,09	69,30
1998:05	91,16	95,42	78,50	89,45	113,47	76,65	150,00	122,98	90,64	89,06	88,05	77,76	110,58	79,73	83,93	69,59	55,83	75,87
1998:06	101,52	103,93	85,99	92,56	109,46	112,76	118,01	100,40	81,23	107,14	92,29	73,35	111,12	81,05	84,89	62,95	59,89	83,62
1998:07	88,71	99,14	79,34	98,69	111,53	104,07	85,12	111,69	75,43	105,43	97,08	63,02	110,06	83,55	88,95	61,13	57,49	77,70
1998:08	94,50	103,14	84,10	94,48	113,36	102,66	94,41	79,11	75,47	102,76	94,75	64,11	107,78	84,69	85,10	53,94	59,21	74,35
1998:09	95,16	100,71	83,16	96,33	113,71	104,55	84,34	114,31	76,69	104,37	97,80	63,97	131,82	84,31	79,54	52,92	67,76	74,62
1998:10	94,61	110,63	81,65	88,23	112,45	107,83	84,62	71,68	71,95	103,58	96,41	57,67	101,09	107,24	130,59	62,68	64,67	75,05
1998:11	94,49	97,21	82,01	95,35	115,07	94,17	104,89	85,73	70,85	125,80	84,29	64,54	99,34	81,52	74,81	57,84	69,02	77,83
1998:12	106,76	115,95	92,16	100,06	124,67	99,47	89,83	84,35	77,87	115,83	96,14	65,10	108,41	83,18	86,73	64,33	61,18	72,27
1999:01	89,61	98,34	78,75	96,33	124,18	101,77	50,68	195,72	65,97	115,34	90,61	59,80	112,60	89,71	86,72	61,82	54,39	71,86
1999:02	97,76	102,63	84,77	98,12	113,27	98,09	83,35	70,43	58,98	168,70	95,56	59,78	98,82	80,73	76,47	57,94	73,86	69,07
1999:03	95,93	102,23	89,88	103,00	126,11	93,34	115,79	175,44	72,32	92,89	85,33	112,70	131,52	72,52	81,09	50,42	57,33	72,55
1999:04	101,04	96,02	89,69	107,82	122,19	93,15	89,95	141,35	64,48	107,77	83,31	58,94	99,66	79,15	80,33	38,98	52,87	71,65
1999:05	92,74	104,69	80,56	94,40	119,28	91,13	91,35	93,95	57,02	102,96	93,53	62,14	103,85	74,20	81,91	41,30	52,79	71,47
1999:06	100,42	117,77	88,69	98,70	131,72	84,26	93,06	83,38	59,91	168,80	82,58	50,98	122,67	72,50	78,90	43,51	58,44	69,18
1999:07	103,04	106,07	90,65	93,50	131,21	93,95	113,48	100,90	56,80	101,86	81,62	58,31	103,33	74,65	80,11	51,73	60,92	67,29
1999:08	92,95	106,90	89,55	101,32	125,75	92,67	91,04	94,64	58,08	67,72	87,95	53,92	97,51	72,38	80,96	48,80	62,89	82,39
1999:09	101,22	108,93	91,76	111,03	117,50	90,35	117,02	103,21	58,70	63,02	85,62	56,08	100,11	73,05	78,93	58,60	48,36	74,66
1999:10	104,42	103,71	90,84	98,45	118,83	90,99	91,08	99,29	59,94	89,03	88,03	58,57	93,37	75,17	78,21	51,08	48,68	75,10
1999:11	93,62	114,84	83,71	93,89	114,80	93,09	107,75	93,93	58,53	87,43	94,93	55,33	93,79	94,47	86,73	62,87	65,91	73,15
1999:12	94,55	113,37	89,95	100,83	107,08	93,91	108,65	113,36	65,16	90,82	90,06	64,73	89,63	83,01	93,85	51,03	42,56	75,15
2000:01	101,43	103,07	95,16	103,30	105,10	95,19	102,16	98,27	64,67	99,99	92,77	70,45	79,94	83,81	92,59	45,58	61,98	76,31
2000:02	101,12	102,65	96,65	99,76	106,16	91,58	103,63	108,00	71,39	117,03	92,68	92,54	88,50	86,79	97,91	57,38	63,33	76,39
2000:03	99,92	106,32	91,94	102,85	96,06	94,72	86,34	81,68	68,27	131,84	92,74	65,27	92,05	89,91	97,12	65,75	71,60	78,73
2000:04	98,36	106,66	92,60	99,16	98,83	94,69	82,88	111,59	71,44	136,64	100,04	73,00	79,36	86,16	136,69	85,49	68,92	76,19

Tabela A1 – cont.

2000:05	102,67	101,46	96,97	100,56	99,55	89,52	101,18	131,73	72,95	134,39	90,45	64,19	90,53	85,37	100,26	78,30	75,23	85,03
2000:06	102,27	104,29	99,06	100,78	91,76	88,46	109,41	163,58	98,89	110,62	103,63	74,57	104,24	90,21	106,10	75,40	77,88	77,24
2000:07	103,69	103,21	98,81	101,28	93,25	75,70	100,19	75,15	91,48	125,36	87,45	69,57	104,37	92,33	110,24	72,77	78,65	83,27
2000:08	103,16	94,78	98,13	92,66	99,70	85,94	101,85	124,83	88,18	133,43	88,78	65,21	112,49	97,66	109,59	304,26	75,53	80,12
2000:09	101,16	98,52	95,90	96,62	97,56	91,74	101,34	105,95	76,89	165,24	92,18	64,51	99,84	97,49	125,68	54,37	76,23	86,83
2000:10	103,46	104,70	103,46	104,03	87,22	87,34	106,20	113,09	95,03	157,10	125,20	69,30	128,85	94,89	122,92	81,83	82,56	97,14
2000:11	104,70	100,46	103,73	100,87	95,40	85,47	104,46	142,53	118,45	141,83	102,09	66,28	115,62	96,16	110,60	69,17	79,06	71,76
2000:12	101,70	92,22	100,48	98,25	92,57	90,05	83,47	107,55	98,81	144,50	79,75	68,60	84,28	111,20	104,67	78,83	98,95	88,85
2001:01	104,35	103,19	103,70	98,48	98,78	95,48	115,99	133,37	105,19	113,59	93,35	81,69	63,84	100,44	107,11	87,17	85,51	88,25
2001:02	100,91	104,30	101,96	100,02	97,42	101,47	108,45	106,71	104,71	87,75	89,46	78,32	93,43	101,20	105,79	106,58	89,58	87,18
2001:03	105,98	99,64	102,31	99,59	97,28	89,87	88,94	91,53	109,53	98,91	99,38	52,67	85,80	98,97	102,65	86,65	85,80	89,14
2001:04	100,59	97,37	102,25	99,69	98,41	101,15	103,40	96,47	99,84	91,45	103,80	85,59	110,65	113,73	99,69	91,60	101,80	99,48
2001:05	104,41	94,28	101,82	101,98	100,62	99,44	105,12	93,94	109,32	115,21	93,20	93,24	131,99	99,34	98,75	102,17	91,34	93,16
2001:06	98,16	95,05	98,71	101,81	99,70	104,76	81,50	86,95	101,67	115,00	91,63	88,93	94,66	102,55	106,19	87,15	94,83	105,00
2001:07	93,45	90,26	96,56	99,28	95,41	101,78	124,10	82,69	101,51	116,55	104,42	160,72	85,42	96,81	98,49	143,09	91,22	102,33
2001:08	97,80	112,16	98,04	99,27	94,36	101,56	81,89	99,60	106,86	108,08	98,34	77,35	124,98	98,27	99,75	63,73	126,89	108,36
2001:09	97,61	100,66	96,55	98,72	96,88	100,64	73,92	86,96	75,92	97,79	93,37	93,08	93,63	99,14	96,65	71,06	118,41	108,13
2001:10	96,85	99,59	97,69	99,25	104,91	100,61	107,45	99,34	94,44	111,28	100,45	129,50	68,70	96,71	93,06	140,50	115,24	118,26
2001:11	99,36	104,64	98,32	102,97	119,11	104,00	98,67	120,78	100,71	84,24	116,77	101,21	113,50	96,61	95,88	88,07	97,75	106,50
2001:12	100,53	101,42	100,91	98,83	97,92	100,41	115,32	106,97	93,19	64,83	130,79	92,85	117,58	96,36	96,80	99,41	99,64	91,95
2002:01	98,25	105,28	96,12	96,65	101,22	89,56	102,03	90,18	112,83	93,52	248,19	145,26	96,74	89,05	94,08	134,13	91,78	96,26
2002:02	97,85	103,67	91,07	101,15	103,22	87,75	106,17	103,79	94,34	58,90	115,13	91,85	128,33	98,09	102,13	82,85	83,41	101,70
2002:03	103,57	97,95	103,50	99,30	104,03	94,73	131,85	159,89	87,15	102,12	102,39	101,77	117,48	104,42	109,43	104,77	80,78	103,82
2002:04	106,38	104,34	115,02	111,91	106,94	81,93	102,30	101,20	113,63	141,45	132,53	111,78	123,23	93,46	105,04	106,92	81,33	105,80
2002:05	104,11	104,09	104,81	110,99	105,94	98,24	93,10	100,67	103,24	84,55	128,48	91,64	134,29	110,09	119,18	91,46	82,20	103,84
2002:06	102,30	92,98	103,71	106,05	101,32	87,88	89,28	125,67	100,91	105,77	116,76	131,14	103,91	106,31	117,46	122,54	77,95	103,53

Tabela A2

Componentes principais: Matriz de correlação

	Comp 1	Comp 2	Comp 3	Comp 4	Comp 5
Raízes Características	5.75	2.9	1.58	1.21	1.10
Var. Prop. Explicada	32%	16%	9%	7%	6%
Var. Prop. Acumulada	32%	48%	57%	64%	70%

Vetores das raízes características:

Variável	Vetor 1	Vetor 2	Vetor 3	Vetor 4	Vetor 5
X01	0.331219	-0.273957	-0.002648	-0.004043	0.054413
X02	0.194778	-0.333445	-0.211681	-0.337492	-0.010343
X03	0.386293	-0.146459	0.039154	-0.004753	0.001880
X04	0.280142	-0.225116	0.077565	-0.253428	-0.077449
X05	-0.225034	-0.292258	0.276232	-0.206942	-0.155992
X06	-0.128462	0.281437	-0.333521	-0.087702	-0.533700
X07	-0.104046	0.250519	0.344180	-0.106832	0.388877
X08	0.065931	-0.158115	0.478118	0.290350	-0.179888
X09	0.181445	0.243293	0.387931	0.280602	-0.058177
X10	0.154084	-0.115057	-0.354381	0.233872	0.458673
X11	0.230755	0.125685	0.148016	-0.452099	0.103788
X12	0.180050	0.360583	0.109846	-0.337450	0.097137
X13	0.116062	-0.125658	0.225038	-0.239681	-0.156438
X14	0.311308	0.056509	0.003147	0.291227	-0.353441
X15	0.321194	0.044918	-0.163195	0.171202	0.114600
X16	0.214668	0.245183	0.077419	0.111009	0.186908
X17	0.343120	0.079627	-0.033986	0.050712	-0.241296
X18	0.150489	0.428427	-0.136208	-0.193485	-0.092296

Obs.: Var. Prop. = Variância Proporcional.

Tabela A2 – cont.

Componentes principais: Matriz de correlação

	Comp 6	Comp 7	Comp 8	Comp 9	Comp 10
Raízes Características	0.89	0.75	0.70	0.61	0.57
Var. Prop. Explicada	5%	4%	4%	3%	3%
Var. Prop. Acumulada	75%	79%	83%	86%	89%

Variável	Vetor 6	Vetor 7	Vetor 8	Vetor 9	Vetor 10
X01	0.138344	0.002056	0.023468	0.019414	-0.194765
X02	0.113220	0.091382	-0.016137	0.384758	0.163363
X03	0.173736	0.021147	0.012946	-0.051878	-0.143195
X04	0.201868	0.187261	0.065746	-0.308835	-0.216757
X05	0.045153	-0.150152	-0.201950	-0.026348	-0.247949
X06	-0.059106	0.145694	-0.148385	0.076186	0.022839
X07	0.206993	0.450975	0.261426	0.336896	-0.088908
X08	-0.044750	0.450648	-0.440430	-0.103394	0.378096
X09	0.002867	-0.340572	0.374462	-0.156937	0.049977
X10	-0.307059	0.126809	-0.116781	-0.402304	0.092168
X11	-0.082558	-0.389836	-0.070086	0.018509	0.565542
X12	0.090656	0.059960	-0.378823	-0.231900	-0.003845
X13	-0.825151	0.161206	0.242941	0.078354	-0.151756
X14	0.093708	-0.006933	-0.011419	0.236415	0.062098
X15	-0.082124	0.134154	0.061758	0.384674	0.206685
X16	-0.193055	-0.224963	-0.520536	0.329888	-0.479956
X17	0.060455	-0.055794	0.138070	-0.134590	-0.122412
X18	-0.008570	0.347139	0.119624	-0.212798	-0.096108

Tabela A3

Índice de atividade econômica de Maringá – IAEMga:
Séries históricas (números índices, média de 2001 = 100)

Obs.	(1)	(2)	(3)	(4)	Obs.	(1)	(2)	(3)	(4)
	IAEMga	IAEMga Saz	IAEMga SazTend	IAEMga Ciclo		IAEMga Saz	IAEMga SazTend	IAEMga Ciclo	IAEMga
1996:01	82,711	82,667	96,738	98,660	1999:04	87,595	87,439	97,908	97,752
1996:02	90,913	91,221	106,690	99,363	1999:05	83,632	83,910	93,706	96,805
1996:03	83,300	83,141	97,186	99,929	1999:06	88,574	86,738	96,588	95,934
1996:04	78,809	79,565	92,955	100,463	1999:07	87,076	86,563	96,105	95,232
1996:05	90,305	89,936	105,014	100,941	1999:08	83,970	84,856	93,909	94,771
1996:06	92,195	89,090	103,970	101,359	1999:09	85,219	86,546	95,457	94,598
1996:07	84,163	85,482	99,706	101,698	1999:10	84,440	83,729	92,022	94,733
1996:08	87,076	87,742	102,288	101,888	1999:11	87,185	87,686	96,012	95,168
1996:09	87,736	87,893	102,409	101,888	1999:12	87,195	87,698	95,652	95,871
1996:10	84,778	85,370	99,417	101,667	2000:01	88,220	87,663	95,227	96,791
1996:11	87,461	88,423	102,916	101,272	2000:02	92,267	92,203	99,739	97,871
1996:12	89,621	88,401	102,834	100,778	2000:03	89,996	90,588	97,571	99,036
1997:01	85,631	85,607	99,528	100,274	2000:04	94,541	93,874	100,665	100,211
1997:02	86,088	86,265	100,233	99,831	2000:05	94,266	94,770	101,171	101,307
1997:03	84,856	84,800	98,469	99,487	2000:06	97,963	96,601	102,657	102,216
1997:04	83,411	84,035	97,516	99,236	2000:07	92,512	91,126	96,395	102,861
1997:05	84,442	84,277	97,727	99,066	2000:08	104,396	105,556	111,144	103,204
1997:06	80,622	78,014	90,394	98,984	2000:09	96,092	98,141	102,859	103,246
1997:07	92,720	93,856	108,661	99,018	2000:10	102,290	100,882	105,243	103,037
1997:08	87,389	88,130	101,942	99,185	2000:11	99,618	99,924	103,763	102,638
1997:09	85,490	85,812	99,167	99,474	2000:12	96,521	97,820	101,111	102,107
1997:10	86,331	86,772	100,177	99,847	2001:01	99,741	98,918	101,778	101,529
1997:11	84,533	85,314	98,388	100,254	2001:02	98,043	97,827	100,196	100,963
1997:12	79,855	79,038	91,046	100,651	2001:03	94,140	95,138	96,999	100,458
1998:01	87,881	87,783	100,998	101,009	2001:04	99,763	98,628	100,102	100,064
1998:02	86,683	86,761	99,694	101,310	2001:05	100,557	101,058	102,104	99,809
1998:03	91,193	91,294	104,763	101,554	2001:06	98,019	97,055	97,619	99,720
1998:04	88,677	89,008	101,996	101,742	2001:07	104,307	102,393	102,526	99,793
1998:05	89,461	89,577	102,497	101,878	2001:08	99,826	101,020	100,701	99,997
1998:06	91,892	89,388	102,123	101,969	2001:09	95,368	97,592	96,852	100,282
1998:07	88,089	88,347	100,773	102,000	2001:10	104,542	102,960	101,728	100,574
1998:08	86,982	87,760	99,935	101,949	2001:11	102,367	102,381	100,712	100,821
1998:09	89,286	90,121	102,443	101,808	2001:12	99,500	101,119	99,034	101,018
1998:10	90,442	90,360	102,526	101,573	2002:01	108,920	108,013	105,326	101,150
1998:11	87,341	88,007	99,664	101,243	2002:02	96,213	95,819	93,031	101,236
1998:12	91,344	91,152	103,017	100,805	2002:03	104,730	106,257	102,720	101,274
1999:01	90,152	89,849	101,328	100,233	2002:04	107,085	105,672	101,716	101,250
1999:02	88,360	88,349	99,412	99,526	2002:05	103,075	103,502	99,201	101,284
1999:03	94,535	94,841	106,464	98,687	2002:06	104,593	103,802	99,066	101,076

Obs: (1) IAEMga;

(2) IAEMga sem sazonalidade;

(3) IAEMga sem sazonalidade e sem tendência;

(4) IAEMga considerando ciclo revisado.