

## Um modelo macroeconômico para o nível de atividade: previsões e projeções condicionais\*

Ajax Reynaldo Bello Moreira\*

Elcyon Caiado Rocha Lima\*\*

Hélio dos Santos Migon\*\*\*

Um modelo macroeconômico de curto prazo (trimestral), para o *índice da produção industrial* brasileira, é discutido neste artigo. Previsões condicionais são obtidas a partir de um modelo auto-regressivo vetorial (ARV) na forma reduzida e impactos de política econômica são estimados a partir de hipóteses de identificação da forma estrutural, as quais são amplamente discutidas. A metodologia dos modelos ARV bayesianos e sua implementação computacional são cuidadosamente descritas.

A capacidade preditiva do modelo multivariado é comparada com a de modelos univariados através dos erros absolutos de previsão, do terceiro trimestre de 1978 ao primeiro trimestre de 1991. Projeções são realizadas a partir do quarto trimestre de 1991 e a dinâmica das respostas a impulso, implícitas no modelo, é ilustrada graficamente.

*1. Introdução; 2. Metodologia; 3. Implementação do modelo ARV bayesiano; 4. Modelo estrutural: identificação e estimação; 5. Análise da função resposta a impulsos; 6. Qualidade preditiva; 7. Previsão de referência; 8. Simulações; 9. Conclusão.*

### 1. Introdução

Este artigo apresenta um modelo macroeconômico de curto prazo – trimestral – para o nível de atividade da indústria brasileira. O nosso principal objetivo é fazer uma caracterização detalhada da interdependência estatística e dinâmica da produção industrial com um conjunto de variáveis

\* Este trabalho contou com apoio de Ana Beatriz Soares Monteiro e Hedibert Freitas Lopes na implementação dos métodos estatísticos utilizados, e de Ingrid S. V. Estevez na coleta de dados.

\* Do IPEA-RIO.

\*\*Do IPEA-RIO e Universidade Santa Úrsula.

\*\*\*Do Instituto de Matemática da UFRJ

macroeconômicas relevantes. Além disso, é também identificado um modelo estrutural a partir da imposição de restrições sobre as relações contemporâneas entre as variáveis, como em Bernanke (1986) e Sims (1986).

Utilizando o modelo na forma reduzida, Modelo Auto-regressivo Vetorial (ARV), são realizadas previsões condicionais para o conjunto das variáveis do modelo. Adicionalmente, utilizando o modelo na forma estrutural (ARV – estrutural) foram estimados os impactos do que se identificou como alterações de política econômica.

Infelizmente não há um único modelo teórico de curto prazo que relacione o nível da atividade econômica a algumas variáveis macro-relevantes. De fato os modelos de ciclos de negócios podem ser divididos em três correntes principais:

Aqueles onde a política monetária afeta o nível de atividade econômica devido à dificuldade dos agentes em separar ou reagir, no curto prazo, às fontes nominais e reais dos choques nos preços (Lucas, 1972; Fischer, 1977; Gray, 1978; e Taylor, 1980);

Os que consideram o crédito ao setor privado como a variável relevante (*the credit view*) devido às imperfeições no mercado financeiro. Nesses modelos o crédito é parcialmente endógeno e a moeda é puramente endógena e a correlação entre moeda e renda é na verdade resultante de duas outras correlações, a entre renda e crédito e a entre crédito e moeda (Friedman, 1983 e King, 1984; Bernanke, 1986);

E por último, os modelos do “ciclo real de negócios” nos quais a correlação entre moeda e renda reflete uma resposta passiva da moeda às alterações na renda, provocadas exclusivamente por choques reais, como por exemplo modificações nas preferências dos consumidores ou nas tecnologias de produção (Black, 1982; Kydland & Prescott, 1982 e Long & Plosser, 1983).

No caso brasileiro, os modelos de curto prazo são ainda mais controversos devido ao processo inflacionário persistente e elevado, combinado com surtos de hiperinflação, choques heterodoxos e uma grande parcela de preços administrados pelo governo. O modelo adotado contém características que o aproximam da primeira e terceira visões do “ciclo de negócios” mencionadas acima. Postulou-se que a atividade econômica é determinada simultaneamente com os “preços” considerados chaves na economia brasileira: os índices de preço do combustível e do produto agrícola; o índice do salário; e as taxas de câmbio e de juros. Esses preços foram deflacionados pelo índice geral de preços no conceito oferta global.

Como na verdade os preços administrados – combustível, câmbio e, talvez, a taxa de juros de curto prazo – são fixados em termos nominais, o uso de valores nominais facilitaria a identificação de alterações exógenas nas políticas de fixação desses preços. Entretanto, a forte instabilidade estrutural detectada em modelos que incluíam variáveis nominais nos levou a incluir apenas variáveis nominais deflacionadas.

Este artigo discute a seguir: a metodologia adotada na construção e estimação do modelo; a implementação do modelo ARV bayesiano; os pressupostos da identificação das suas relações estruturais contemporâneas e o resultado da sua estimação; a dinâmica das respostas a impulsos implícitas no modelo; a capacidade preditiva do modelo: algumas projeções realizadas a partir do quarto trimestre de 1991; e, finalmente, as conclusões.

## 2. Metodologia

Esta seção apresenta uma breve descrição do modelo adotado, do método de estimação e alguns comentários sobre a construção da função de resposta a impulso, e da previsão condicionada. Para uma discussão mais rigorosa desses temas ver Sims (1982), Doan et alii (1984), West & Harrison (1989). O modelo auto-regressivo vetorial estrutural – ARV estrutural – pode ser representado por:

$$B Y_t + \Gamma X_t = \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N [ 0, \Omega ] \quad (1)$$

onde:

$Y_t$  é um vetor  $m \times 1$  de variáveis observáveis no tempo  $t$ ;

$X_t$  é o vetor das variáveis de  $Y$  defasadas, e outras variáveis;

$B$  é a matriz dos  $m \times m$  parâmetros das variáveis contemporâneas;

$\Gamma$  é a matriz dos parâmetros das variáveis definidas em  $X$ ;

$\varepsilon$  é um vetor  $m \times 1$  de erros observacionais, supostos normais de média zero e matriz de covariância diagonal  $\Omega$ , assumindo-se ainda que os erros são serialmente independentes.

O mesmo modelo na forma reduzida pode ser representado por:

$$Y_t = \Phi X_t + v_t \quad v_t \sim N [0, \Sigma ] \quad (2)$$

onde:

$\Phi$  é a matriz dos parâmetros da forma reduzida;

$v$  é um vetor  $m \times 1$  de erros observacionais, supostos normais de média zero e matriz de covariância  $\Sigma$  que descreve a estrutura de dependência contemporânea entre as variáveis.

O modelo em (2) relaciona-se com a forma estrutural descrita em (1) fazendo-se:

$$\Phi = - B^{-1} \Gamma \quad (3)$$

$$B v_t = \varepsilon_t$$

Então:  $B \Sigma B' = \Omega$ .

Sob certas condições o modelo (1) poder ser estimado em dois estágios, conforme proposto por Sims (1986). No primeiro estágio estima-se a forma reduzida do modelo (2) sem impor nenhuma restrição sobre a estrutura de defasagem em cada equação, exceto pela fixação do número máximo de defasagens. No segundo estágio a matriz de covariância contemporânea estimada ( $\hat{\Sigma}$ ) dos erros das equações da forma reduzida é utilizada para estimar os parâmetros livres das matrizes  $B$  e  $\Omega$ . Mais formalmente o problema de estimar  $B$ ,  $\Gamma$  e  $\Omega$  consiste em maximizar a verossimilhança do modelo na forma estrutural  $L(B, \Gamma, \Omega, | D_t)$ , onde  $D_t$  representa as observações até o período  $t$ . Esse problema pode ser resolvido como foi dito acima (ver a esse respeito Fackler, 1988). No primeiro passo estimam-se  $\Phi$  e  $\Sigma$  através da maximização da verossimilhança do modelo na forma reduzida  $L(\Phi, \Sigma | D_t)$ , e no segundo passo estimam-se os parâmetros das relações contemporâneas  $B$  e  $\Omega$ , maximizando-se  $L(B, \Omega, | \Sigma)$ .

Esse procedimento utiliza a teoria econômica para identificar apenas relações contemporâneas entre as variáveis. A forma reduzida é estimada de forma irrestrita já que, em geral, a teoria econômica tem pouco a declarar sobre as defasagens das variáveis nas diversas equações. Portanto, é possível estimar vários modelos estruturais consistentes com uma mesma forma reduzida. Vale ressaltar que este é um método de estimação simultâneo.

A descrição da estimação bayesiana de um modelo ARV é encontrada em Broemelling (1985). A solução apresentada supõe a normalidade dos resíduos e baseia-se em distribuições conjugadas, permitindo a estimação seqüencial dos parâmetros.

A abordagem bayesiana, além de contornar a falta de parcimônia inerente aos modelos ARV, admite diversas facilidades que não foram utilizadas ainda neste modelo. Por exemplo, o aspecto seqüencial do método bayesiano torna fácil incorporar ao modelo (2) parâmetros variando no tempo. Para isso é suficiente incluir uma equação extra que descreva, por exemplo, uma dinâmica markoviana para os parâmetros:

$$\Phi_t = \Phi_{t-1} + \omega_t, \quad \omega_t \sim N(0, W_t) \quad (4)$$

A natureza subjetiva da distribuição *a priori* permite que mudanças estruturais sejam sinalizadas através da equação (4). A forma mais simples de intervenção subjetiva será fazer o valor de  $W$ , no instante da mudança estrutural, bastante grande, permitindo que os parâmetros variem consideravelmente e incorporem a nova informação de imediato. Na literatura encontram-se medidas de influência e de determinação de pontos de mudança estrutural, utilizando-se resíduos recursivos que enfatizam os aspectos preditivos do modelo.

A identificação do modelo estrutural é obtida impondo-se restrições sobre os componentes de  $B$  e  $\Omega$ , por exemplo, fixando-se em zero alguns dos seus componentes. Em  $\Sigma$  há sempre  $m(m+1)/2$  parâmetros independentes, portanto este é o número máximo de parâmetros livres a estimar em  $B$  e  $\Omega$  para que o modelo possa ser identificado. Frequentemente é conveniente trabalhar-se com modelos sobre-identificados – nos quais o número de parâmetros livres é inferior ao máximo – por serem mais parcimoniosos.

As funções de resposta a impulso são obtidas fazendo-se substituições sucessivas dos valores defasados de  $Y$  na equação (1), obtendo a representação de médias móveis. Os elementos de  $R_L$ , definidos abaixo, descrevem a função de resposta a impulso. O elemento  $(i, j)$  dessa matriz permite computar a resposta da variável  $i$  a uma inovação na variável  $j$ , para  $L$  períodos à frente. Esta função descreve a relação dinâmica entre variáveis no modelo, sendo uma ferramenta útil para analisar o seu desempenho e, eventualmente, o resultado de alterações inesperadas de política econômica.

$$y_t = \sum_{L=0}^L R_L \varepsilon_{t-L}, \text{ onde } R_L = \sum_{i=1}^L R_{L-i} \phi_i B^{-1}, R_0 = I \quad (5)$$

e  $\phi_1$  é a submatriz de  $\Phi$  dos parâmetros das variáveis endógenas com defasagem  $i$ .

A previsão condicional consiste em obter-se a distribuição das observações futuras, condicionadas nos dados passados e nas restrições às trajetórias futuras de algumas das variáveis ou nas inovações estruturais, isto é:  $p(y_{t+h}, \dots, y_{t+1} | D_t, \text{restrições})$ . A trajetória projetada é a que maximiza essa verossimilhança.

Neste artigo as alterações de política econômica e os outros choques estruturais são identificados com as inovações nas suas respectivas equações estruturais. Há dois tipos de previsões condicionais. Uma na qual apenas se utiliza o modelo na forma reduzida (i.e., nenhuma restrição é imposta às inovações das equações estruturais) e outra na qual se utiliza o modelo na forma estrutural (i.e., onde restrições são impostas). Este último tipo permite a análise das alterações de política e depende da identificação contemporânea das relações entre as variáveis. Ver a esse respeito Doan; Litterman & Sims (1984).

### 3. Implementação do modelo ARV bayesiano

Embora tenha sido apresentado na seção 2 um modelo ARV multivariado, para fins práticos, foi utilizada a estimação por equação devido à complexidade computacional, decorrente do grande número de parâmetros e estimar conjuntamente. Ainda que seja reconhecido que a estimação conjunta de todas as equações promova um ganho em eficiência.

### 3.1 Definição da distribuição *a priori*

A seguir serão discutidos a estrutura de *priori* proposta por Litterman (1986) e os critérios de fixação dos seus parâmetros. Este critério implica um compromisso entre a otimização *a priori* e sua escolha completamente subjetiva.

- a) os componentes de  $\Phi$  são conjunta e normalmente distribuídos, e independentes;
- b) a média de  $\Phi$  zero para todos os componentes, exceto para a primeira defasagem da variável dependente de cada equação, que tem o valor 1.
- c) os desvios padrões de  $\Phi$  (hiperparâmetros) são determinados segundo a expressão:

$$\delta_{ij}^L = \gamma_{ij} (\sigma_i / \sigma_j) / L^\zeta$$

onde:

$\zeta$  = parâmetro de decaimento com as defasagens, indicadas por  $L$ ;

$\gamma_{ij}$  = desvio padrão não-normalizado da primeira defasagem da variável  $j$  na equação  $i$ ;

$\sigma_i$  = desvio padrão dos erros observacionais estimados numa regressão auto-regressiva de cada equação. Servem para equalizar as escalas variáveis envolvidas.

Esse procedimento estrutura a distribuição *a priori*, reduzindo a falta de parcimônia dos modelos ARV, pois supõe que todas as variáveis seguem em média um passeio aleatório independente, mas é suficientemente não-informativo, pois não exclui nenhuma variável.

O parâmetro  $\zeta$  foi considerado igual a 1 e os parâmetros  $\gamma$  foram escolhidos dentro do conjunto de valores  $\{10,100\}$  por um procedimento de busca que minimiza a estatística Theil-U.

### 3.2 Especificação do modelo

Nesta aplicação foi especificado um modelo ARV bayesiano envolvendo defasagens de ordem 3 e estimado com dados trimestrais, em logaritmos, relativo ao período 73,1 a 91,1. A escolha de defasagens de ordem 3 parece-nos justificável pelas seguintes razões: durante a estimação do modelo foi observado que o incremento no número de defasagens reduzia sua capacidade preditiva medida pela estatística Theil-U; e a escolha de um ARV de ordem 3 permite modelar dinâmicas relativamente complexas.

A estimação de cada equação da forma reduzida foi feita de forma recursiva usando métodos bayesianos de previsão, com parâmetros fixos no tempo e distribuição *a priori* estruturada como mencionado anteriormente.

A definição dessas variáveis e suas respectivas fontes encontram-se descritas em anexo.

A forma reduzida a ser estimada envolve, além das variáveis defasadas, um termo constante para cada uma das seis equações, num total de 19 parâmetros por equação, exceto no caso do produto da indústria e dos salários que têm componentes sazonais para as quais foram acrescentados indicadores sazonais. Logo, mais três parâmetros serão considerados em cada uma dessas equações. Assim, existem ao todo 120 parâmetros a estimar na forma reduzida, além das variâncias do erro de cada equação.

#### **4. Modelo estrutural: identificação e estimação**

A identificação do impacto das inovações nas diversas variáveis que constam do modelo sobre a produção industrial é uma questão complexa e envolve, quase sempre, um elevado grau de arbitrariedade. Nesta seção procuramos explicar como essa identificação é obtida, considerando apenas as relações contemporâneas entre as variáveis (isto é, impondo apenas restrições nas relações contemporâneas entre as variáveis), sem nenhuma restrição nos coeficientes dos valores defasados das variáveis em cada equação estrutural (exceto pela especificação do número máximo de defasagens, com os quais as diversas variáveis entram nas diversas equações, e pelas restrições impostas pelo método bayesiano de estimação).

Foram identificadas as seguintes equações estruturais: de oferta agregada – normalizada no índice da produção industrial – e demanda agregada – normalizada no salário real – dos produtos do setor industrial; de determinação dos preços agrícolas reais; de determinação da taxa de juros real; e as que especificam a regra de fixação, pelo governo, do preço do combustível e da taxa de câmbio. As variáveis nominais, ou seja, todas exceto o produto da indústria, são consideradas em termos reais, o que será omitido no decorrer deste artigo.

Considerou-se que a oferta de produtos da indústria era afetada contemporânea e negativamente pelo preço dos seus insumos básicos. Foram consideradas as seguintes variáveis: o preço do combustível (preço da energia); a taxa de câmbio (preço dos insumos importados); o salário; e o preço agrícola.

Quanto à demanda agregada por produtos da indústria (normalizada no salário) foi considerada afetada contemporaneamente pelo salário (*proxy* para alterações de renda), pela taxa de câmbio (que afeta a demanda de exportações), pelo preço agrícola e pela taxa de juros. Esperamos que as duas primeiras apresentem um efeito positivo e a taxa de juros um efeito negativo.

O preço agrícola foi considerado afetado no mesmo trimestre apenas por alterações da taxa de câmbio – que afeta diretamente o preço dos produtos

agrícolas exportáveis – e da taxa de juros – efeito dos juros sobre o custo de carregamento dos estoques – com sinais, respectivamente, positivo e negativo.

A taxa de juros real é afetada por alterações contemporâneas da produção industrial e da taxa de câmbio – ambas com sinal positivo. Racionalizadas, respectivamente, pelo aumento do nível de atividade pressionando a demanda de recursos, e pela interligação entre os mercados financeiros internos e externos.

Admitindo-se que as autoridades monetárias tenham como meta o controle da taxa de juros nominal de curto prazo (e consigam controlá-la) e interpretando as inovações da taxa de juros nominal como alterações exógenas da política monetária, as inovações na taxa de juros real podem estar captando as alterações exógenas da política monetária. Essa interpretação é válida se o nível geral de preços não responde imediatamente às alterações nos juros nominais ou se o governo possui um bom grau de informação a respeito da taxa de inflação corrente. Nesse caso, pode-se admitir que o governo tenha um certo grau de controle sobre a taxa de juros real. A mesma justificativa apresentada aqui pode ser utilizada para racionalizar a hipótese do controle, por parte do governo, da taxa de câmbio real e do preço real do combustível.

As inovações na taxa de juros real podem também estar antecipando, simplesmente, as previsões do comportamento real da economia. Essa interpretação é consistente com a visão “real” do ciclo de negócios (ver a respeito dessas interpretações Sims, 1991).

Quanto às regras de fixação do câmbio e do preço do combustível, foi imposta a restrição de que na determinação da política do governo, para estes preços em cada trimestre, não se leve em conta as informações sobre o valor contemporâneo das demais variáveis que constam do modelo.

Os resultados da estimação dessas equações são apresentados a seguir.<sup>1</sup> Note-se que as equações abaixo correspondem a (3). No que se segue, as variáveis UY, U0, UC, US, UA e UJ são, respectivamente, os resíduos do modelo VAR, para: índice de produção da indústria, índice de preço do combustível, taxa de câmbio, salário, índice de preço do produto agrícola e taxa de juros (*over*).

Equação de oferta agregada da indústria

$$UY_t = -0,61 UO_t - 0,13 UC_t - 1,51 US_t - 0,25 UA_t + \varepsilon_{1t}$$

(2,96)                    (1,63)                    (2,30)                    (1,85)

<sup>1</sup> Os valores entre parênteses são valores absolutos das estatísticas t.

### Equação de demanda agregada da indústria

$$US_t = -0,99 UY_t - 0,03 UC_t - 0,11 UA_t + 1,88 UJ_t + \varepsilon_{2t}$$

(5,86)                      (0,39)                      (1,91)                      (3,91)

### Equação de determinação dos preços agrícolas reais

$$UA_t = 0,40 UC_t - 0,46 UJ_t + \varepsilon_{3t}$$

(3,98)                      (1,32)

### Equação de determinação dos juros reais

$$UJ_t = 0,37 UY_t + 0,17 UC_t + \varepsilon_{4t}$$

(3,19)                      (4,82)

### Regra de fixação pelo governo do preço real do combustível

$$UO_t = \varepsilon_{5t}$$

### Regra de fixação pelo governo da taxa de câmbio real

$$UC_t = \varepsilon_{6t}$$

Deve ser ressaltado que todos os coeficientes apresentam os sinais esperados. Alguns coeficientes, no entanto, apresentam um valor pequeno para a estatística t: como o coeficiente da taxa de câmbio na equação da demanda e da taxa de juros na equação de determinação do preço agrícola. As equações acima foram estimadas utilizando-se os resíduos “suavizados”, isto é, obtidos a partir do uso de toda a amostra. Os resultados de estimações alternativas utilizando-se resíduos “recursivos” com dados amostrais até 4-89 ou 1-91 apresentaram valores semelhantes e não serão apresentados aqui.

## 5. Análise da função resposta a impulsos

A resposta das variáveis que constam do modelo às inovações nas equações estruturais encontra-se no conjunto de figuras I, onde cada uma das figuras pequenas representa a resposta, de 1 a 8 passos, da variável especificada na linha em que a figura se encontra, ao choque (inovação) na variável especificada na coluna à qual a figura pertence. As figuras especificadas em uma mesma linha foram construídas dentro de uma mesma escala vertical para que possam ser comparadas as magnitudes das respostas, de determinada variável, às inovações em si própria e nas demais variáveis.

Analisando a primeira linha do conjunto de figuras I, podemos concluir que a produção industrial é “significativamente” afetada por choques em todas as variáveis que constam do modelo. O que pode estar indicando que a nossa seleção de variáveis relevantes foi adequada. Se construíssemos intervalos de confiança para as funções de resposta a impulso e estes não contivessem o valor “0” para todos os passos à frente, poderíamos falar de forma rigorosa da significância estatística dos efeitos. Esses intervalos podem ser construídos através de integração de Monte Carlo (ver a esse respeito Kloek & van Dijk, 1978).

Os choques de oferta de produtos industriais têm impactos permanentes na produção industrial, um impacto positivo e persistente no preço do combustível e no salário, e positivo e não-permanente na taxa de juros. Apresentam ainda um impacto negativo e não-permanente no índice de preço do produto agrícola que é consistente com o aumento (não-permanente) da taxa de juros.

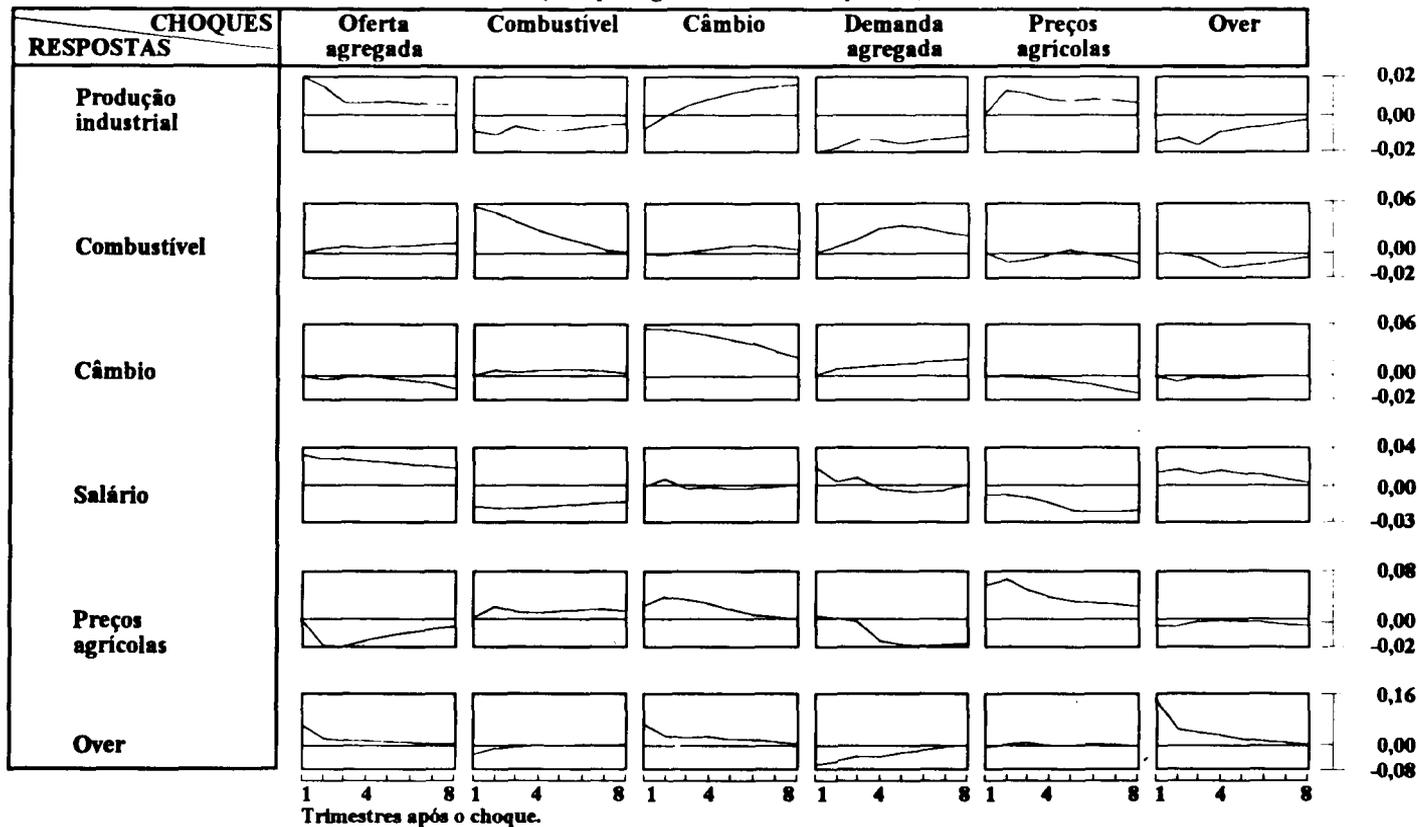
As inovações estruturais no preço do combustível têm um impacto não-persistente no preço do combustível e impacto significativo na produção industrial (redução), salário (redução) e preços agrícolas (aumento). A queda observada no salário é consistente com a seguinte interpretação: o aumento do preço do combustível, acompanhado de uma política monetária passiva (note-se que a taxa de juros real decresce) provoca uma aceleração inflacionária que, acompanhada de alguma rigidez dos salários nominais, provoca queda dos salários reais.

As alterações inesperadas e positivas na taxa de câmbio provocam resposta pouco persistente da taxa de câmbio e impactam mais fortemente no índice de preço do produto agrícola (positivamente), na produção industrial (resposta inicial negativa passando a positiva no terceiro trimestre após o choque) e na taxa de juros (positivamente). O impacto no preço do combustível é pequeno e positivo a partir do quarto trimestre após o choque. Note-se que a queda inicial da produção industrial pode ser parcialmente explicada pelo incremento inicial (e não-permanente) da taxa de juros.

Um choque inesperado negativo na demanda de produtos de indústria provoca uma forte resposta positiva do preço do combustível a partir do primeiro trimestre após o choque, uma resposta negativa da produção industrial (com alguma persistência), aumento do câmbio (persistente), queda imediata da taxa de juros (embora não-persistente) e queda persistente do preço do produto agrícola a partir do segundo trimestre após o choque. O salário apresenta um pequeno aumento inicial (não-persistente). O aparente paradoxo de um aumento do preço do combustível pode ser parcialmente explicado pelo aumento da taxa de câmbio (provocada possivelmente por uma reação do governo à queda da produção industrial). O aumento do salário pode ser explicado por uma redução da taxa de inflação num contexto de salários nominais parcialmente rígidos.

**Figura 1**  
**Função de resposta das variáveis**  
**(Choques iguais a um desvio padrão)**

Escala vertical



As inovações no preço do produto agrícola resultam em maiores respostas no próprio preço do produto agrícola, da produção industrial (positiva) e do salário (negativa). A resposta negativa do salário pode ser racionalizada como antes: aceleração inflacionária com salários nominais parcialmente rígidos. O impacto positivo na produção industrial pode ser parcialmente explicado pelo impacto positivo de um aumento dos preços agrícolas na demanda agregada e pela redução do salário.

As alterações inesperadas da taxa de juros provocam maiores respostas da taxa de juros (positiva e não-persistente), da produção industrial (negativa e não-persistente), do salário (positiva e não-persistente). Esses resultados são consistentes com a identificação dos choques positivos da taxa de juros com uma política monetária restritiva que leva a uma redução na demanda agregada.

## 6. Qualidade preditiva

A qualidade de um modelo macroeconômico dinâmico pode ser avaliada por suas características conceituais – consideradas em seções anteriores – e por sua capacidade preditiva. Esta pode ser avaliada comparando a sua precisão com a de modelos univariados de série temporal – que podem ser tomados como referência por sua reconhecida qualidade para projeções de curto prazo – e, medindo a precisão das projeções realizadas com um, dois, três e quatro trimestres de antecipação.

A precisão será medida através das estatísticas: desvio absoluto médio (DAM – média do módulo do erro); erro padrão (EP – raiz quadrada da média do erro quadrático); e a medida Theil-U (raiz quadrada da relação entre a soma dos erros quadráticos do modelo em questão e de um modelo de referência que considera como a previsão para o período corrente o valor observado do período anterior). Na tabela abaixo são apresentadas essas estatísticas para o modelo univariado<sup>2</sup> e para o modelo deste artigo, ambas estimadas utilizando-se os resíduos recursivos. Ou seja, é o erro da previsão para o período seguinte, utilizando os dados, e os parâmetros estimados até o período corrente. Para tornar mais comparáveis os resultados, foram utilizados em ambos os casos os erros apurados no período [3-78, 1-91]. Vale mencionar que com o modelo foi ajustado no logaritmo das séries, o erro apurado pode ser interpretado como o erro percentual de cada variável na sua escala original.

<sup>2</sup> Modelo Linear Dinâmico com componentes sazonais, tal como descrito em West & Harrison (1989).

**Tabela 1**  
**Comparação com a precisão de modelos univariados**

	DAM(%)		EP(%)		T-U	
	Uni	Mult	Uni	Mult	Uni	Mult
Produto da indústria	5,6	3,9	7,1	5,4	0,732	0,562
Preço de combustível	9,4	6,4	12,1	8,6	1,486	1,049
Taxa de salários	6,3	5,4	8,5	7,2	0,977	0,814
Preço agrícola	11,5	8,5	15,3	11,8	1,416	1,086
Taxa de câmbio	10,0	6,7	13,4	8,9	1,690	1,139
Taxa de juros	1,9	1,9	2,5	2,8	0,834	0,20

Os resultados acima mostram que o modelo multivariado é mais preciso que o univariado, exceto para a taxa de juros. Neste caso o modelo multivariado apresenta resultados ligeiramente piores. No caso da produção industrial, a precisão medida pelos três critérios é cerca de 30% inferior. Esse resultado é significativo, pois esse modelo, além de permitir a discussão dos efeitos cruzados e dinâmicos nas variáveis, tem qualidade preditiva superior.

A metodologia implementada não permite obter ainda o intervalo de confiança das previsões. Uma forma indireta de avaliar a imprecisão do modelo multivariado é estimar a variabilidade do erro de previsão em diferentes horizontes. Para isso foram estimadas as três estatísticas, já mencionadas, para o período [3-78, 1-91]. As previsões para até quatro trimestres à frente foram utilizadas no cálculo dos respectivos erros de previsão. Nesses casos foram empregados os parâmetros estimados utilizando-se amostra completa. Mais formalmente, o erro de previsão com  $h$  trimestres de antecipação é a diferença entre o valor observado e o previsto, utilizando os dados até o período  $t$ .

$$e_{t+h} = Y_{t+h} - E(Y_{t+h} / D_t)$$

**Tabela 2**  
**Desvio absoluto médio (em %)**

	Horizonte de previsão em trimestres			
	1	2	3	4
Produto da indústria	3,0	4,2	4,5	5,1
Preço combustível	4,7	6,7	7,6	8,9
Taxa de salários	3,6	5,0	5,4	6,2
Preço agrícola	6,1	10,6	12,3	13,3
Taxa de câmbio	4,8	7,6	9,1	10,1
Taxa de juros	1,6	1,6	1,6	1,6

**Tabela 3**  
**Desvio quadrático médio (em %)**

	Horizonte de previsão em trimestres			
	1	2	3	4
Produto da indústria	3,6	5,1	5,6	6,0
Preço combustível	5,9	8,2	9,5	10,8
Taxa de salários	4,5	6,1	6,9	7,7
Preço agrícola	7,7	13,4	15,5	16,3
Taxa de câmbio	6,3	9,9	11,7	13,2
Taxa de juros	2,2	2,1	2,1	2,2

**Tabela 4**  
**Theil U**

	Horizonte de previsão em trimestres			
	1	2	3	4
Produto da indústria	0,376	0,375	0,508	0,698
Preço combustível	0,729	0,674	0,639	0,655
Taxa de salários	0,512	0,783	0,618	0,721
Preço agrícola	0,715	0,808	0,797	0,791
Taxa de câmbio	0,819	0,848	0,813	0,792
Taxa de juros	0,727	0,723	0,722	0,744

Os erros médios para o índice do produto da indústria geral variam de 3 a 5%, respectivamente, para projeções com um e quatro trimestres de antecipação, valendo, aproximadamente, os mesmos resultados para a taxa de salários. As demais variáveis apresentam erros médios maiores, indicando que é maior a componente não explicada pelo modelo.

Os resultados acima mostram um razoável desempenho do modelo, principalmente se for lembrada a quantidade de intervenções que o sistema econômico sofreu no período 1978-91. Por exemplo: quatro congelamentos de preços e correspondentes períodos de aceleração inflacionária.

## 7. Previsão de referência

Foram realizadas previsões até o último trimestre de 1992, partindo do segundo trimestre do ano corrente (2-91), e condicionando os resultados ao valor observado de algumas das variáveis que, por serem publicadas com mais rapidez, já estavam disponíveis para o terceiro trimestre do ano corrente. Estas são previsões de referência. Além dessas previsões foram realizadas simulações que avaliam o impacto de alterações exógenas de

políticas – que no contexto do modelo ARV são variações não esperadas da taxa de câmbio, da taxa de juros, e do preço do combustível – e alterações exógenas do preço agrícola, e da oferta e demanda do produto da indústria.

As tabelas com os resultados da previsão de referência e das simulações apresentam os índices trimestrais para todas as variáveis, exceto para a taxa de juros (medida em %) e para o produto da indústria e o salário, que têm, ambos, sazonalidade. Para estas duas últimas variáveis são apresentados, além dos índices acumulados nos quatro últimos trimestres, as taxas de variação quadrimestrais – comparação com o mesmo trimestre do ano anterior.

Os resultados apresentados na tabela 5 são previsões condicionadas apenas aos valores preliminares para o terceiro trimestre de 1991 das taxas de câmbio, de juros e de salário, e o preço agrícola. Essa previsão corresponde ao que aconteceria se o sistema econômico não sofresse novos choques, e indica a retomada do crescimento do produto da indústria e sua reversão a partir do terceiro trimestre de 1992. Indica também a redução, em termos reais da taxa de salários, do câmbio e do preço dos produtos agrícolas.

Uma maneira de interpretar este resultado é afirmar que estas variáveis não seriam capazes de acompanhar o ritmo da inflação, sofrendo uma queda de até 26% no seu valor. Embora a inflação esteja ausente deste modelo, usaremos o argumento da aceleração inflacionária para justificar a redução dos preços básicos, pois afinal numa economia quase completamente indexada são as sub e sobreindexações que explicam a variação dos preços relativos, que em última análise estão, neste modelo, determinando o produto.

**Tabela 5**  
**Previsão de referência**

	1-91	2-91	3-91	4-91	1-92	2-92	3-92	4-92
<b>Índices:</b>								
Salário	98	100	99	98	98	95	91	88
Prod. indústria	97	100	101	102	105	105	102	100
Pr. combustível	111	100	99	111	121	123	121	117
Taxa de câmbio	102	100	94	94	93	94	93	91
Pr. agrícola	83	100	92	78	74	75	74	74
Taxa de juros(%)	-3,2	0,7	-2,6	-1,8	-2,2	-1,7	-1	-0,5
<b>Taxa de crescimento</b>								
Prod. indústria	-14,9	13,3	3,1	6,4	15,2	-2,5	-10,3	-7,3
Salário	-9,8	10,1	-1,7	-5,0	-0,4	-11,1	-16,9	-11,9

## 8. Simulações

As simulações a seguir avaliam as respostas de todas as variáveis a um choque exógeno (variações não-esperadas) *once and for all*, em cada uma delas, no quarto trimestre de 1991. As previsões de referência, para o terceiro trimestre de 1991, são tratadas como valores observados. O choque exógeno deve ser interpretado aqui como uma inovação apenas na equação estrutural que determina a variável que está sendo alterada exogenamente. Note-se que neste caso estamos utilizando o modelo ARV estrutural, que identifica as relações contemporâneas entre as variáveis. Cada uma das equações deste modelo tem uma interpretação econômica, permitindo qualificar o tipo de choque que está sendo feito e avaliar o seu impacto separadamente. Nos comentários a seguir será sempre utilizada a previsão de referência para as comparações. Nas análises conduzidas adiante o curto prazo refere-se ao trimestre contemporâneo ao choque – quarto trimestre de 1991 – e o médio prazo ao último trimestre previsto – quarto trimestre de 1992.

### 8.1 Simulação do impacto de um choque cambial

A tabela 6 apresenta o efeito de uma desvalorização cambial de 20% – o índice da taxa de câmbio passa de 94 para 113; os resultados mais significativos são, de imediato, o aumento do preço agrícola e a queda do produto da indústria. No médio prazo, há um aumento de 2%, no índice do produto da indústria e também do preço do combustível e da taxa de câmbio. O índice do salário é pouco afetado pela desvalorização cambial.

**Tabela 6**  
**Simulação dos impactos de um choque cambial**

	1-91	2-91	3-91	4-91	1-92	2-92	3-92	4-92
<b>Índices:</b>								
Salário	98	100	99	98	98	95	91	88
Prod. indústria	97	100	101	102	105	104	102	102
Pr. combustível	111	100	99	111	120	124	123	120
Taxa de câmbio	102	100	94	113	112	112	109	104
Pr. agrícola	83	100	92	84	83	84	80	77
Taxa de juros (%)	-3,2	0,7	-2,6	0,2	-1,3	-0,9	-0,1	0,1
<b>Taxa de crescimento</b>								
Prod. indústria	-14,9	13,3	3,1	3,1	14,9	-0,8	-7,4	-0,2
Salário	-9,8	10,1	-1,7	-5,5	1,5	-12,7	-11,6	-13,0

## 8.2 Simulação do impacto de um aumento do preço agrícola

O aumento do preço agrícola pode ser interpretado como uma redução da oferta agrícola. O preço agrícola foi mantido constante, em termos reais, quando se estimava – pela previsão de referência – uma redução de 20%. O resultado mais notável é para o salário, cuja taxa de crescimento no mesmo trimestre do choque passa de (-5%) para (-7,2%) com uma redução adicional de 2,2%. No médio prazo, projeta-se uma diminuição do índice do salário de 4% e um aumento de 2% no índice do produto da indústria.

**Tabela 7**  
**Simulação do impacto de um aumento do preço agrícola**

	1-91	2-91	3-91	4-91	1-92	2-92	3-92	4-92
<b>Índices:</b>								
Salário	98	100	99	98	97	94	88	85
Prod. indústria	97	100	101	102	106	106	103	102
Pr. combustível	111	100	99	111	119	121	122	117
Taxa de câmbio	102	100	94	94	93	94	93	90
Pr. agrícola	83	100	92	92	88	86	82	81
Taxa de juros (%)	-3,2	0,7	-2,6	-1,9	-2,1	-1,5	-0,9	-0,4
<b>Taxa de crescimento</b>								
Prod. indústria	-14,9	13,3	3,1	6,0	18,0	-0,3	-8,8	-5,5
Salário	-9,8	10,1	-1,7	-7,2	-2,6	-13,8	-10,4	-14,4

## 8.3 Simulação do impacto da redução do preço do combustível

Uma redução inesperada do preço dos combustíveis tanto pode ser causada por ganho de eficiência da Petrobrás, como pela redução do preço do petróleo importado, ou devida a uma política do governo de absorção parcial dos custos. O preço do combustível foi mantido igual ao trimestre anterior numa situação em que a expectativa – dada pela previsão de referência – era um aumento de cerca de 10%. O resultado mais relevante é o aumento, no médio prazo, de 4% no índice do salário, e a redução do preço agrícola. No curto prazo, a taxa de crescimento do salário aumenta em 3%, e a do produto da indústria, em 2%.

**Tabela 8**  
**Simulação do impacto da redução do preço do combustível**

	1-91	2-91	3-91	4-91	1-92	2-92	3-92	4-92
<b>Índices:</b>								
Salário	98	100	99	99	100	98	94	91
Prod. indústria	97	100	101	103	107	106	103	101
Pr. combustível	111	100	99	99	110	115	116	113
Taxa de câmbio	102	100	94	94	92	93	92	90
Pr. agrícola	83	100	92	78	71	73	72	71
Taxa de juros (%)	-3,2	0,7	-2,6	-1,1	-2	-1,6	-1	-0,5
Taxa de crescimento								
Prod. indústria	-14,9	13,3	3,1	8,4	17,7	-1,6	-9,0	-7,7
Salário	-9,8	10,1	-1,7	-1,9	-3,2	-7,8	-14,2	-12,1

#### 8.4 Simulação do impacto de um aumento da taxa de juros

A taxa de juros representa, neste modelo, a política monetária ou as expectativas dos agentes. O resultado de um aumento de 4% na taxa de juros real – passou de -1,8% para 2,2% – foi, no curto prazo, a queda do produto da indústria e o aumento do salário real – consequência da desaceleração da inflação. No médio prazo – com o mesmo argumento, mas agora numa situação menos defensável – o modelo indica também a queda do índice do produto da indústria – cerca de 4% -, da taxa de câmbio, e o aumento no índice do salário – cerca de 4%. Vale mencionar que em todos os casos anteriores o produto da indústria tem um desempenho medíocre, se levarmos em conta que a economia está numa recessão. Também o salário diminui em relação ao nível atual (3-91).

**Tabela 9**  
**Simulação do impacto de um aumento da taxa de juros**

	1-91	2-91	3-91	4-91	1-92	2-92	3-92	4-92
<b>Índices:</b>								
Salário	98	100	99	99	100	98	94	91
Prod. indústria	97	100	101	101	103	101	98	96
Pr. combustível	111	100	99	111	120	121	117	113
Taxa de câmbio	102	100	94	94	92	94	93	91
Pr. agrícola	83	100	92	77	72	74	74	73
Taxa de juros (%)	-3,2	0,7	-2,6	-2,2	-0,6	-0,4	0,1	0,3
Taxa de crescimento								
Prod. indústria	-14,9	13,3	3,1	1,7	10,3	-7,0	-13,2	-5,4
Salário	-9,8	10,1	-1,7	-1,8	-3,7	-8,5	-14,1	-12,6

## 8.5 Simulação do impacto de um choque de oferta

Este modelo relaciona apenas os preços básicos da economia com a atividade econômica, e portanto a retomada efetiva do crescimento – que corresponde à retomada dos investimentos – está representada por um choque de oferta, ou seja, um aumento inesperado da produção não motivado pela demanda ou pelos preços relativos. Ainda que seja uma forma um tanto indireta de sinalizar esse efeito, a produção foi aumentada, em relação aos resultados tendenciais, em 10%. O resultado é o aumento, no médio prazo, dos índices do produto da indústria em 5%, e do salário em 1%. Vale notar que este foi o único caso em que os salários aumentaram em relação aos valores correntes.

**Tabela 10**  
**Simulação do impacto de um choque de oferta**

	1-91	2-91	3-91	4-91	1-92	2-92	3-92	4-92
Índices:								
Salário	98	100	99	103	106	107	106	101
Prod. indústria	97	100	101	105	110	111	109	105
Pr. combustível	111	100	99	111	126	130	128	123
Taxa de câmbio	102	100	94	94	91	93	93	92
Pr. agrícola	83	100	92	77	67	68	69	70
Taxa de juros (%)	-3,2	0,7	-2,6	1,8	-1,1	-1	-0,4	0,1
Taxa de crescimento								
Prod. indústria	-14,9	13,3	3,1	17,2	24,8	1,7	-6,2	-11,9
Salário	-9,8	10,1	-1,7	12,1	15,1	3,0	-4,8	-14,7

## 8.6 Simulação do impacto de um choque de demanda

Para fins de comparação com o exercício anterior, foi calculado um choque que promovia o mesmo aumento do produto da indústria (10%). O resultado é o aumento de 7% no índice do produto da indústria no médio prazo e a estabilidade do índice do salário.

**Tabela 11**  
**Simulação do impacto de um choque de demanda**

	1-91	2-91	3-91	4-91	1-92	2-92	3-92	4-92
<b>Índices:</b>								
Salário	98	100	99	97	96	93	89	88
Prod. indústria	97	100	101	105	110	111	110	107
Pr. combustível	111	100	99	111	116	113	105	99
Taxa de câmbio	102	100	94	94	89	89	87	84
Pr. agrícola	83	100	92	77	74	76	80	80
Taxa de juros (%)	-3,2	0,7	-2,6	1,8	0,2	-0,5	0,2	0,3
<b>Taxa de crescimento</b>								
Prod. indústria	-14,9	13,3	3,1	17,2	25,4	4,1	-4,2	-9,6
Salário	-9,8	10,1	-1,7	-10,6	-1,7	-13,2	-15,9	-4,6

Esses resultados devem ser vistos com cautela. A imprecisão das estimativas, para essas simulações, é da mesma magnitude dos efeitos apurados. Ainda assim o modelo apresentou resultados coerentes, sinalizando de acordo com o esperado as conseqüências das diferentes políticas e outros choques exógenos.

## 9. Conclusão

Este artigo apresenta a versão preliminar de um modelo macroeconômico de curto prazo para o nível de atividade da indústria brasileira.

A metodologia adotada permite a estimação irrestrita da forma reduzida (i. e., independentemente das restrições necessárias à identificação do modelo estrutural), o que propiciou – juntamente com o procedimento bayesiano de estimação – a obtenção de um modelo com desempenho preditivo superior ao de modelos univariados lineares dinâmicos.

A simulação do impacto de alterações exógenas de política econômica apresentou resultados qualitativamente consistentes com o que se esperava *a priori*. Em particular, um choque na taxa de câmbio real tem o efeito de expandir a produção industrial no médio prazo e aumentar o índice de preço real dos combustíveis e dos produtos agrícolas. Um choque positivo na taxa de juros real provoca redução da produção industrial e valorização cambial. Quantitativamente, um aumento de 4% na taxa de juros real, no quarto trimestre de 1991, provoca uma queda de 4% na previsão do índice trimestral da produção industrial no último trimestre de 1992.

Em uma futura extensão deste trabalho deverá ser investigada a ocorrência de mudanças estruturais (ver a esse respeito a seção 2) e seu escopo deverá ser ampliado para incluir variáveis do setor externo da economia brasileira.

### **Abstract**

A quartely macroeconomic model for the Brazilian Industrial Production index is discussed in this paper. Conditional forecasts are obtained from a reduced form VAR model and policy impacts are estimated after imposing identifying restrictions. The Bayesian VAR methodology and its computational implementation are carefully discussed.

The predictive capability of multivariate and univariate models are compared using the mean absolute forecasting error to the period from 78-III up to 91-I. Out of sample forecasts are made starting from 91-IV and the estimated impulse response function is graphically illustrated.

### **Referências bibliográficas**

Bernanke, B.S. Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25:49-100, 1986.

Black, Fischer. General equilibrium and business cycles. NBER Working Paper nº 950. 1982.

Broemelling, L.D. *Bayesian analysis of linear models*. Marcel Dekker, Inc., 1985.

Doan, T, Litterman, R. & Sims, C. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric Reviews*, 3(1): 1.100, 1984.

Fackler, P. L. Vector autoregressive techniques for structural analysis. *Rev. de An. Econo.*, 3(2), 1988.

Fischer, Stanley. Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy* 85:191-205, 1977.

Friedman, Benjamin. The Roles of money and credit in macroeconomic analysis. In: Tobin, James, ed. *Macroeconomics, prices and quantities*. Washington, D.C., Brookings Institution, 1983.

Gray, Jo Anna. On indexation and contract length. *Journal of Political Economy*, 86, 1978.

King, Stephen. Interest rates and the transmission of monetary fluctuations to output and prices. Northwestern University, 1984. (Manuscript)

Kloek, T. & van Dijk, H. K. Bayesian estimates of equation system parameters: an application of integration by Monte Carlo. *Econometrica*, 46:1-20, 1978.

Kydland, Finn & Prescott Edward. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50: 1.345-70, 1982.

Litterman, R.B. Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions-five years of experience. *J. BUS. Econ. Stat.*, 4(1), 1986.

Long, John & Plosser, Charles; Real business cycles. *Journal of Political Economy*, 91:39-69, 1983.

Lucas, Robert, Jr. Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, 4:103-24, 1972.

Sims, C. Policy analysis with econometric models. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:107-52, 1982.

\_\_\_\_\_. Are forecasting models usable for policy analysis. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 1-16, 1986.

\_\_\_\_\_. Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. Artigo apresentado no X Encontro Latino-Americano da Sociedade de Econometria. 1991.

Taylor, J. Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88:1-23, 1980.

West, M & Harrison, J. Bayesian forecasting and dynamic models. *Springer Verlag*, 1989.

\_\_\_\_\_ & \_\_\_\_\_. Dynamic linear model diagnostics. *Warwick Univ. Res. Rep.* 1990.

## **Anexo**

Y: prod. indústria: índice geral do produto da indústria, IBGE.

A: preço agrícola: IPA – OG do produto agropecuário, FGV.

O: preço combustível: IPA – OG combustíveis e lubrificantes, FGV.

C: Taxa de câmbio: valor do último dia do mês (1), Conj. Econ., Jornal do Brasil.

J: taxa de juros: valor médio da taxa de *over* (2), CENÁRIOS.

S: Taxa de salários: salário nominal total/horas pagas (3) Fiesp.  
deflator: IGP-OG, FGV.

As séries foram todas coletadas mensalmente para o período 1972-91. As séries de preço e as das taxas de câmbio, de juros e de salários foram

então deflacionadas convenientemente nos valores apurados mensalmente. Foram então agregadas trimestralmente, tomando-se o seu valor médio.

(1) A taxa de câmbio foi deflacionada pela média geométrica do deflator do mês corrente e o do mês seguinte para dar conta de o deflator estar centrado no dia 15 de cada mês e a taxa de câmbio no último dia.

(2) A taxa de juros foi apurada como a taxa líquida do *over* até fevereiro de 1991; a partir dessa data foi utilizada a TRD. A interligação dos mercados financeiros e o fato de esta taxa ser determinada pelo mercado nos permite considerá-la tão boa quanto qualquer outra para representar as taxas das demais modalidades de empréstimo e captação de recursos.

(3) As estatísticas produzidas pela Fiesp começam em 1975, tornando necessário completar a série com outras informações. Para isto foi utilizada a série de salários produzida pela ABDBI, que começa em 1973. Foi ajustada uma equação que explicava a série da Fiesp com valores futuros desta mesma série, e valores contemporâneos e futuros da série da ABDBI. Ajustado o modelo, é possível projetar para trás a série da Fiesp até 1973. Esse procedimento foi testado para 1975 e estimado um erro médio de 2,5% para as projeções para todo este ano.