

TEXTO PARA DISCUSSÃO/Nº 240

**Um Modelo
Macroeconômico para o
Nível de Atividade:
Previsões e Projeções
Condicionais**

Ajax Reynaldo Bello Moreira
Elcyon Caiado Rocha Lima
Hélio dos Santos Migon

DEZEMBRO DE 1991

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

O Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA
é uma Fundação vinculada ao Ministério da Economia,
Fazenda e Planejamento

PRESIDENTE

Roberto Brás Matos Macedo

DIRETOR TÉCNICO

Lísio Fábio de Brasil Camargo

DIRETOR TÉCNICO ADJUNTO

Marcos Reginaldo Panariello

DIRETOR DE ADMINISTRAÇÃO E FINANÇAS

Renato Moreira

COORDENADOR DE DIFUSÃO TÉCNICA E INFORMAÇÕES

Antonio Emílio Sendim Marques

COORDENADOR DE POLÍTICA AGRÍCOLA

Adelina Teixeira Baena Paiva

COORDENADOR DE POLÍTICA INDUSTRIAL E TECNOLÓGICA

Luis Fernando Tironi

COORDENADOR DE POLÍTICA MACROECONÔMICA

Eduardo Felipe Ohana

COORDENADOR DE POLÍTICA SOCIAL

Luiz Carlos Eichenberg Silva

COORDENADOR REGIONAL DO RIO DE JANEIRO

Ricardo Varsano

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar
resultados de estudos desenvolvidos no IPEA, informando
profissionais especializados e recolhendo sugestões.

Tiragem: 200 exemplares

DIVISÃO DE EDITORAÇÃO E DIVULGAÇÃO

Brasília:

SGAN Q. 908 - MÓDULO E - Cx. Postal 040013

CEP 70.312

Rio de Janeiro:

Av. Presidente Antonio Carlos, 51 - 17º andar

CEP 20.020

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO
 2. METODOLOGIA
 3. IMPLEMENTAÇÃO DO MODELO ARV BAYESIANO
 - 3.1-Definição da distribuição *a priori*
 - 3.2-Especificação do modelo
 4. MODELO ESTRUTURAL: IDENTIFICAÇÃO E ESTIMAÇÃO
 5. ANÁLISE DA FUNÇÃO RESPOSTA A IMPULSOS
 6. QUALIDADE PREDITIVA
 7. PREVISÃO DE REFERÊNCIA
 8. SIMULAÇÕES
 - 8.1-Simulação do impacto de um choque cambial
 - 8.2-Simulação do impacto de um aumento do preço agrícola
 - 8.3-Simulação do impacto da redução do preço do combustível
 - 8.4-Simulação do impacto de um aumento da taxa de juros
 - 8.5-Simulação do impacto de um choque de oferta
 - 8.6-Simulação do impacto de um choque de demanda
 9. CONCLUSÃO
- BIBLIOGRAFIA
- ANEXO
-

**UM MODELO MACROECONÔMICO PARA O NÍVEL
DE ATIVIDADE: PREVISÕES E PROJEÇÕES
CONDICIONAIS***

Ajax Reynaldo Bello Moreira^{}**
Elcyon Caiado Rocha Lima^{}**
Hélio dos Santos Migon^{*}**

*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 dos dados.

^{**}Da Coordenadoria Regional do IPEA - Rio de Janeiro

^{***}Do Instituto de Matemática da UFRJ.

1. INTRODUÇÃO

Este artigo apresenta um modelo macroeconômico de curto prazo (trimestral) para o nível de atividade da indústria brasileira. O principal objetivo é fazer uma caracterização detalhada da interdependência estatística e dinâmica entre a produção industrial e um conjunto de variáveis macroeconômicas relevantes. Além disso, procura-se também identificar 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 Autoregressivo Vetorial (ARV) - foram realizadas previsões condicionais para o conjunto das variáveis do modelo. Adicionalmente, utilizando o mesmo na forma estrutural (ARV Estrutural) foram estimados os impactos do que se identificou como alterações de política econômica.

Infelizmente, não há um modelo teórico de curto prazo que seja aceito pelos economistas e que relacione o nível da atividade econômica a algumas variáveis macro relevantes. De fato, os modelos de ciclo de negócios podem ser divididos em três correntes principais:

a) Modelos 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), Fisher (1977), Gray (1978), e Taylor (1980)];

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

c) Modelos do "ciclo real de negócios" nos quais a correlação entre moeda e renda reflete uma reposta passiva da moeda às alterações na renda, provocadas exclusivamente por choques reais, como, por exemplo, as modificações nas preferências dos consumidores ou nas tecnologias de produção [Black (1982), Kydland e Prescott (1982) e Long e 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 visão 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.

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 destes 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, apresenta 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 destes temas ver Sims(1982), Doan *et alii* (1984), West e 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: vetor mX1 de variáveis observáveis no tempo t;
X: o vetor das variáveis de Y defasadas e outras variáveis;
B: a matriz dos mXm, parâmetros das variáveis contemporâneas;
Γ: a matriz dos parâmetros das variáveis definidas em X;
ε: vetor mX1 de erros observacionais, supostos normais de média zero e matriz de covariância diagonal Ω, admitindo-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:

Φ: matriz dos parâmetros da forma reduzida;
v: vetor mX1 de erros observacionais, supostos normais de média zero e matriz de covariância Σ 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:

$$\Phi = - B^{-1} \Gamma$$

$$B v_t = \varepsilon_t \quad (3)$$

Então: $B \Sigma B' = \Omega$

Sob certas condições o modelo (1) pode 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 (Σ) dos erros das equações da forma reduzida é utilizada para estimar os parâmetros livres das matrizes B e Ω . Mais formalmente o problema de estimar B , Γ e Ω consiste em maximizar a verossimilhança do modelo na forma estrutural $L(B, \Gamma, \Omega | D_t)$. Este problema pode ser resolvido como foi dito acima [ver a este respeito Fackler (1988)]. No primeiro passo estima-se Φ e Σ através da maximização da verossimilhança do modelo na forma reduzida $L(\Phi, \Sigma | D_t)$, e no segundo passo estima-se os parâmetros das relações contemporâneas B e Ω , maximizando-se $L(B, \Omega | \Sigma)$.

Este procedimento utiliza a teoria econômica para identificar, apenas, as 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:

$$\Phi_t = \Phi_t + \omega_t, \quad \omega_t \sim N(0, W_t) \quad (4)$$

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 Ω , fixando-se, por exemplo, em zero alguns dos seus componentes. Em Σ há sempre $m(m+1)/2$ parâmetros independentes, portanto este é o número máximo de parâmetros livres a estimar em B e Ω para que o modelo possa ser identificado. Frequentemente é conveniente trabalhar-se com modelos sobreidentificados nos quais o número de parâmetros livres é inferior ao máximo.

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) desta 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.

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

e ϕ_i é a submatriz de Φ 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: $p(y_t, \dots, y_{t+h} | D_t, \text{restrições})$. A trajetória projetada é a que maximiza esta 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. Um, no qual nenhuma restrição é imposta às inovações das equações estruturais - portanto, utiliza-se exclusivamente o modelo na forma reduzida - e outro, no qual estas restrições são impostas, tipo que permite a análise das alterações de política.

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

a) os componentes de Φ são conjunta e normalmente distribuídos, e independentes;

b) a média de Φ é 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 Φ (hiperparâmetros) são determinados segundo a expressão:

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

onde:

ζ : parâmetro de decaimento com as defasagens indicadas por L;

γ_{ij} : desvio-padrão não normalizado da primeira defasagem da variável j na equação i;

σ_i : desvio-padrão dos erros observacionais estimados numa regressão auto-regressiva de cada equação. Servem para equalizar as escalas das variáveis envolvidas.

Este 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 ζ foi considerado igual a 1 e os parâmetros γ foram escolhidos dentro do conjunto de valores {10,100} por um procedimento de busca que considerou com função critério a qualidade preditiva do modelo.

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-I a 91-I. 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 destas 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 destas 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 explicitar como esta identificação é feita 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 várias 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) de demanda agregada (normalizada no salário real) do produto do setor industrial; de determinação dos preços agrícolas reais; de determinação da taxa de juros real; e, por último, as equações estruturais 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, foram consideradas em termos reais.

A oferta de produtos da indústria foi considerada como sendo 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. Já a demanda agregada por produtos da indústria - normalizada no salário - foi considerada como sendo afetada contemporaneamente pelo salário -

proxy para alterações de renda - pela taxa de câmbio (que afeta a demanda por exportações) pelo preço agrícola e pela taxa de juros. A expectativa era a de que as duas primeiras apresentassem um efeito positivo e a taxa de juros um efeito negativo.

O preço agrícola foi considerado como 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 positivo e negativo, respectivamente.

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 por 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. Esta 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. Neste 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. Esta interpretação é consistente com a visão "real" do ciclo de negócios [Sims (1991)].

Quanto às regras de fixação do câmbio e do preço do combustível, foi imposta a restrição de que a política governamental para estes preços não levasse em conta as informações sobre o valor contemporâneo das demais variáveis que constam do modelo.

Os resultados da estimação destas equações são apresentados a seguir.¹ Note que as equações abaixo correspondem a (3). No que se segue, as variáveis UY, UO, UC, US, UA e UJ são respectivamente os resíduos do modelo ARV, para o índice de produção da indústria, índice de preço do combustível, taxa de câmbio, salário, índice de preço do produto agrícola e taxa de juros.

¹Os valores entre parênteses são os valores absolutos das estatísticas t.

Equação de Oferta Agregada da Indústria

$$UY_t = -0.61 UO_t - 0.13 UC_t - 1.51 US_t - 0.25 UA_t + \epsilon_{1t}$$

(2.96) (1.63) (2.30) (1.85)

Equação de Demanda Agregada da Indústria

$$US_t = 0.99 UY_t - 0.03 UC_t - 0.11 UA_t + 1.88 UJ_t + \epsilon_{2t}$$

(5.86) (0.39) (1.91) (3.91)

Equação de Determinação dos Preços Agrícolas Reais

$$UA_t = 0.40 UC_t - 0.46 UJ_t + \epsilon_{3t}$$

(3.98) (1.32)

Equação de Determinação dos Juros Reais

$$UJ_t = 0.37 UY_t + 0.17 UC_t + \epsilon_{4t}$$

(3.19) (4.82)

Regra de Fixação Pelo Governo do Preço Real do Combustível

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

Regra de Fixação Pelo Governo da Taxa de Câmbio Real

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

Deve ser ressaltado que todos os coeficientes apresentam os sinais esperados. Alguns, no entanto, denotam um valor pequeno para a estatística t, como o coeficiente da taxa de câmbio na equação da demanda agregada e da taxa de juros na equação de determinação do preço agrícola. As equações acima foram estimadas utilizando-se os resíduos "suavizados". Por outro lado, os resultados de estimações alternativas utilizando-se os resíduos "recursivos" com dados amostrais até 89-IV ou 91-I apresentaram valores semelhantes e não serão apresentados aqui.

5. ANÁLISE DA FUNÇÃO RESPOSTA A IMPULSOS

A respostas das variáveis que constam do modelo, às inovações nas equações estruturais encontram-se no conjunto de gráficos I, onde cada um dos gráficos pequenos representa a resposta - de 1 a 8 passos, da variável especificada na linha em que o gráfico se encontra - ao choque (inovação) na variável especificada na coluna à qual o gráfico pertence. Os gráficos especificados em uma mesma linha foram construídos dentro de uma mesma escala vertical para que possam ser comparadas as magnitudes das respostas de determinada variável, às inovações em si próprias e nas demais variáveis.

Analisando a primeira linha do conjunto de gráficos 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.

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. Apresenta 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.

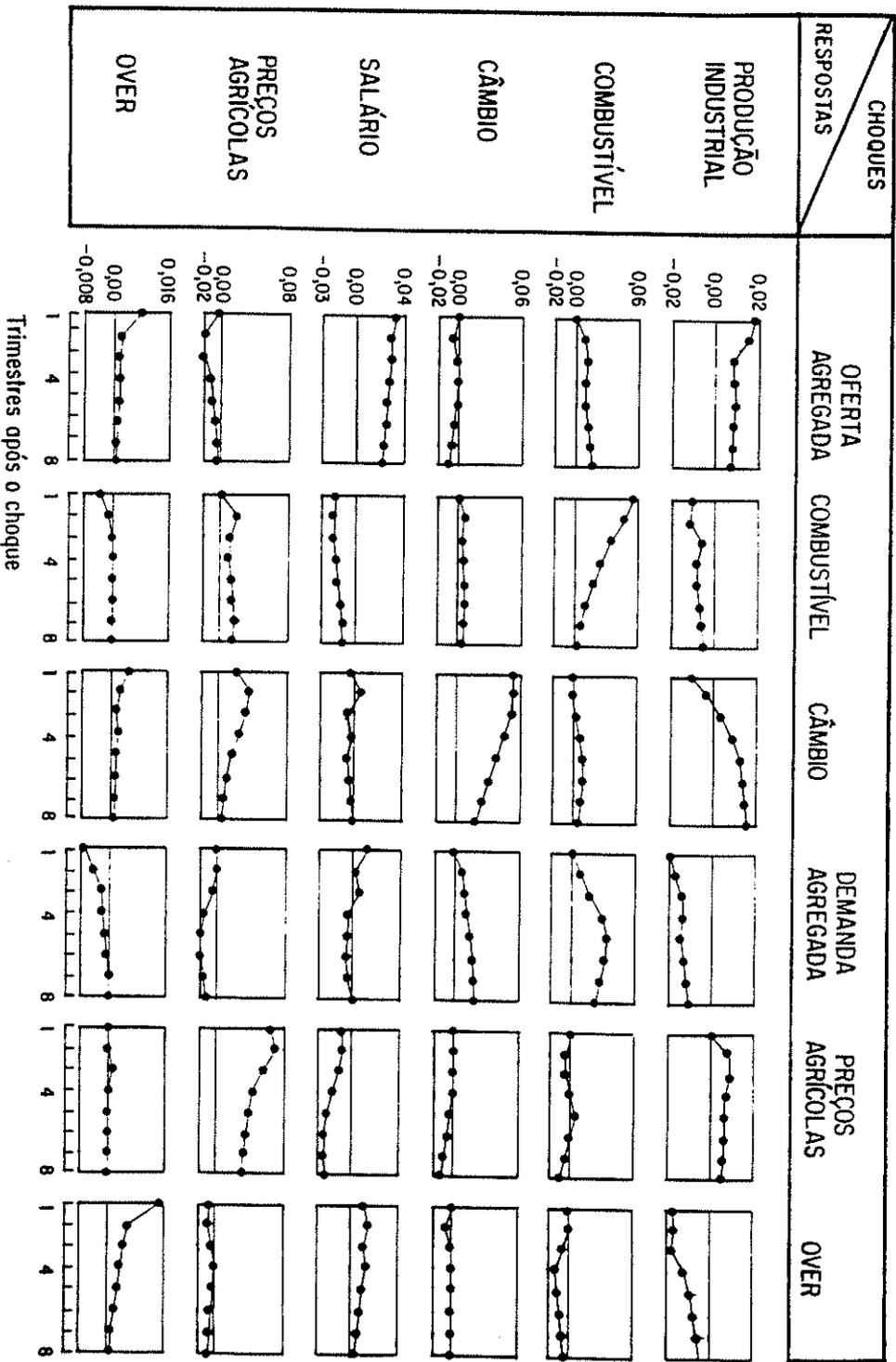
As inovações estruturais no preço do combustível têm um impacto não persistente no preço do combustível e um impacto significativo na produção industrial (redução), salário (redução) e preços agrícolas (aumento). A queda observada no salário é consistente com a seguinte interpretação: o aumento do preço 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 uma 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 positiva passando a negativa 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 por produtos da 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.

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

GRÁFICO 1
FUNÇÃO DE RESPOSTA DAS VARIÁVEIS
 (Choques iguais a um desvio - padrão)



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). Estes 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 em função de suas características conceituais, consideradas em seções anteriores, e de sua capacidade preditiva. Esta, por sua vez, pode ser avaliada comparando-se a sua precisão com a de modelos univariados de série temporal - que podem ser tomados como referência face à sua reconhecida confiabilidade para projeções de curto prazo -, medindo-se a precisão das projeções realizadas com 1,2,3 e 4 trimestres de antecipação.

A precisão será medida através do desvio absoluto médio (DAM), do erro-padrão (EP) e do Theil-U. Na tabela a seguir essas estatísticas são apresentadas para o modelo univariado² e para o deste trabalho. Ambas são estimadas utilizando-se os resíduos recursivos, ou seja, 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 78-III/91-I. Vale mencionar que, como 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.

² Modelo Linear Dinâmico com componentes sazonais, tal como descrito em West e Harrison (1989)

Tabela 1

COMPARAÇÃO COM A PRECISÃO DE MODELOS UNIVARIADOS

	DAM(%)		EP(%)		T-U	
	Univ.	Multiv.	Univ.	Multiv.	Univ.	Multiv.
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	0,920

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% superior no modelo multivariado. Este resultado é significativo, pois sugere que este modelo, além de permitir a discussão dos efeitos cruzados e dinâmicos nas variáveis, tem qualidade preditiva superior.

A metodologia implementada não permite, contudo, que se obtenha o intervalo de confiança das previsões. Uma forma indireta de se avaliar a precisão do modelo multivariado é estimar-se a variabilidade do erro de previsão em diferentes horizontes. Para isto estimou-se o mesmo conjunto de estatísticas - DAM, T-U e EP - do erro de previsão para até quatro trimestres à frente no período 78-III/91-I. Nestes casos foram empregados os parâmetros estimados utilizando-se uma amostra completa. Mais formalmente, o erro de previsão com h trimestres de antecipação é a diferença entre o valor observado e o previsto utilizando-se os dados até o período t.

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

Tabela 2

PRECISÃO DO MODELO MULTIVARIADO - DESVIO ABSOLUTO MÉDIO

(Em %)

	Horizonte de Previsão em Trimestres			
	1	2	3	4
Produto Indústria	3,0	4,2	4,5	5,1
Preço do 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 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 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 1 e 4 trimestres de antecipação, valendo aproximadamente os mesmos resultados para a taxa de salários. As demais variáveis apresentam erros médios maiores, o que revela a maior significação da componente não explicada pelo modelo.

Os resultados acima mostram um razoável desempenho do modelo, principalmente levando-se em consideração a quantidade de intervenções que o sistema econômico sofreu no período 1978/91: quatro congelamentos de preço e correspondentes períodos de aceleração inflacionária.

7. PREVISÃO DE REFERÊNCIA

Foram realizadas previsões até o último trimestre de 1992. As tabelas com os resultados da previsão de referência e das simulações (Seção 8 a seguir) apresentam taxas de crescimento trimestrais - trimestre sobre o trimestre anterior - para todas as variáveis exceto para a taxa de juros, o produto da indústria e o salário. Estas duas últimas, que têm sazonalidade, são apresentadas sob forma de taxas de crescimento em relação ao mesmo trimestre do ano anterior e também como taxas de crescimento anual (taxa de variação anual do índice acumulado).

Os resultados apresentados na Tabela 3 são previsões não condicionadas, ou, mais corretamente, previsões condicionadas apenas aos valores preliminares para o terceiro trimestre de 1991 das taxas de câmbio, de juros e de salário, bem como do preço agrícola. Esta previsão corresponde ao que aconteceria se o sistema econômico não sofresse novos choques. Aponta, também, a continuidade da retomada do crescimento do produto da indústria iniciada no segundo trimestre deste ano e sua posterior reversão a partir do terceiro trimestre de 1992. Indica também a redução, em termos reais do índice do salário, da taxa de câmbio e do preço dos produtos agrícolas.

Uma maneira de interpretar este último resultado é afirmar que estes preços não seriam capazes de acompanhar o ritmo da inflação, sofrendo uma queda de até 26% no seu valor. Embora a inflação esteja ausente do modelo, usaremos o argumento da aceleração inflacionária para justificar a redução dos preços básicos. De resto, numa economia amplamente indexada são as sub (e sobre) indexações que explicam a variação dos preços relativos que, em última análise, determinam o produto neste modelo.

Previsão de Referência - Taxas de Variação (Em %)

	91-IV	92-I	92-II	92-III	92-IV	
Pr. Combustível		6	9	23	22	5
Taxa de Câmbio		0	-9	-6	-1	-3
Prod. Agrícola		0	-11	-25	-20	-5
Prod. Indústria		6	15	-3	-10	-7
Salário		-5	0	-11	-17	-12
Acumulado 4 Trimestres						
Salário		-2	0	-5	-9	-10
Prod. Indústria		2	8	5	-1	-2
Taxa de Juros(%)		-2	-2	-2	-1	0

8. SIMULAÇÕES

As simulações apresentadas a seguir avaliam as respostas de todas as variáveis a um choque exógeno (variação não esperada) do tipo *once and for all*, sobre cada uma delas, implementado 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 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 do modelo estrutural tem uma interpretação econômica, permitindo qualificar o tipo de choque que está sendo feito e avaliar o seu impacto separadamente. São consideradas como sendo alterações exógenas de política os choques na taxa de câmbio, na taxa de juros e no preço do combustível. Além destes são examinados choques exógenos *stricto sensu* no preço agrícola e na oferta e demanda do produto da indústria.

Nos comentários a seguir será sempre utilizada a previsão de referência para efeito de comparação. Nas análises conduzidas adiante o curto prazo diz respeito ao trimestre contemporâneo ao choque - quarto trimestre de 1991 -, e o médio prazo ao último trimestre previsto, o quarto trimestre de 1992.

8.1. Simulação do impacto de um choque cambial

A tabela a seguir apresenta o efeito de uma desvalorização cambial de 20%. Os resultados mais significativos são, de imediato, o aumento do preço agrícola e a queda do produto da indústria relativamente à previsão de referência. No médio prazo, há um aumento no índice do produto da indústria de 2%, bem como do preço do combustível e da taxa de câmbio. O índice do salário é pouco afetado pela desvalorização cambial.

Impacto de uma Desvalorização de 20% do Câmbio Real
Taxas de Variação (Em %)

	91-IV	92-I	92-II	92-III	92-IV
Trim. s/Trim. ano anterior					
Prod. Indústria	3	15	-1	-7	0
Salário	-5	1	-13	-12	-13
Variação Anual					
Salário	-2	0	-5	-8	-10
Prod. Indústria	2	8	4	-1	0

8.2. Simulação do impacto de um aumento do preço agrícola

Neste modelo o preço agrícola é determinado contemporaneamente pelas taxas de juros e de câmbio. Portanto, uma inovação na formação do preço agrícola só pode ser consequência de outras variáveis, por exemplo, escassez de produtos agrícolas, ou, ainda, a expectativa desta escassez. Esta inovação foi implementada mantendo o preço agrícola constante, em termos reais, quando se estimava - pela previsão de referência - uma redução de 20%. O resultado mais notável diz respeito à evolução do 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.

Impacto de Aumento (não esperado) de 20% do
Preço Real Agrícola - Taxas de Variação (Em %)

	91-IV	92-I	92-II	92-III	92-IV
Trim. s/Trim. ano anterior					
Prod. Indústria	6	18	0	-9	-5
Salário	-7	-3	-14	-10	-14
Variação Anual					
Prod. Indústria	2	9	6	2	0
Salário	-2	-1	-6	-11	-13

8.3. Simulação do impacto da redução do preço do combustível

O preço do combustível é fixado pelo governo arbitrando o conflito entre o impacto inflacionário em decorrência de seu ajuste e as necessidades de financiar os custos de produção. Uma inovação, neste caso, deve ser entendida como uma variação inesperada do preço, por exemplo, sua redução (atraso) num certo trimestre. Assim como nas demais simulações, os trimestres seguintes são projetados de acordo com as relações dinâmicas verificadas no passado. Nesta simulação, o preço do combustível foi mantido igual ao trimestre anterior numa situação em que a expectativa - dada pela previsão de referência - era de um aumento de cerca de 10%. O resultado mais relevante é o aumento, no médio prazo, de 4% no índice do salário. Ocorre também uma redução do preço agrícola. No curto prazo a taxa de crescimento do salário aumenta em 3% e a do produto da indústria em 2%.

Impacto da Redução (não esperada) de 10% do
Preço Real do Combustível Taxas de Variação (Em %)

	91-II	92-I	92-II	92-III	92-IV
Trim. s/Trim. ano anterior					
Prod. Indústria	8	18	-2	-9	-8
Salário	-2	-3	-8	-14	-12
Variação Anual					
Salário	-1	2	-2	-5	-8
Prod. Indústria	3	10	6	2	-2

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

A taxa de juros, neste modelo, é determinada contemporaneamente pelo nível da atividade econômica e pela taxa de câmbio. Um aumento inesperado da taxa de juros que não seja consequência destas duas variáveis pode ser interpretado como o resultado de uma política monetária ativa, ou devido a mudanças das expectativas dos agentes. Nesta simulação, considerou-se um aumento de 4% na taxa de juros real - aumento de -1,8 % para 2,2% -, resultando, no curto prazo, na queda do produto da indústria e no aumento do salário real - este último como consequência da desaceleração da inflação. No médio prazo, o modelo aponta a continuidade dessa mesma tendência: queda do índice do produto da indústria - cerca de 4% -, e da taxa de câmbio, e aumento do índice de salário - cerca de 4%.

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 leva à 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 e seu escopo deverá ser ampliado para incluir variáveis do setor externo da economia brasileira.

BIBLIOGRAFIA

- BERNANKE, B.S. Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 25, p.49-100, 1986.
- BLACK, Fischer. General equilibrium and business cycles. NBER, 1982 (Working Paper, 950).
- DOAN, T., LITTERMAN, R., SIMS, C. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric Reviews*, v. 3, n.1, p.1-100, 1984.
- FACKLER, P.L. Vector autoregressive techniques for structural analysis. *Revista de Análise Econômica*, v. 3, n.2, 1988.
- FISCHER, Stanley. Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, v. 85, p.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*, n.86, 1978.
- KING, S. Interest rates and the transmission of monetary fluctuations to output and prices. Manuscript, Northwestern University, 1982.
- KYDLAND, F., PRESCOTT, E. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, n.50, p.1345-1370, 1982.
- LITTERMAN, R.B. Forecasting with bayesian vector autoregressions-five years of experience. *Journal of Business Economic Statistics*, v. 4, n.1, 1986.
- LONG, J., PLOSSER, C. Real business cycles. *Journal of Political Economy*, v. 91, p.39-69, 1983.
- LUCAS Jr., R. Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, n.4, p.103-124, 1972.
-

SIMS, C. Policy analysis with econometric models. **Brookings Papers on Economic Activity**, n.1, p.107-152, 1982.

_____. Are forecasting models usable for policy analysis. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, p.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**, n.88, p.1-23, 1980.

WEST, M., HARRISON, J. Bayesian forecasting and dynamic models. **Springer Verlag**, 1989.

_____. Dynamic linear model diagnostics. **Warwick Univ. Research Report**, 1990.

ANEXO

Y:prod.indústria : índice geral do produto da indústria IBGE
A:preço agrícola : IPA - OG do produto agropecuário FGV
O:preço combustivel : 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 o seu valor médio.

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

A taxa de juros foi apurada como a taxa líquida do over até fevereiro de 1991, a partir desta data foi utilizada a TRD.

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. Este procedimento foi testado para 1975 e estimado um erro médio para as projeções para todo este ano.

