

COPPEAD/UFRJ

RELATÓRIO COPPEAD Nº 202

UM MODELO MACROECONOMÉTRICO
TRIMESTRAL PARA O BRASIL

Claudio R. Contador *

Dezembro de 1987

* Professor de Economia da COPPEAD/UFRJ. O autor agradece o apoio financeiro da IBM Brasil para a realização deste projeto e os não menos importantes comentários e sugestões de Lourdemir Carvalho da IBM.

I - INTRODUÇÃO

A década de 80 tem sido pródiga em flutuações cíclicas na economia brasileira. Focalizando apenas as flutuações mais agregadas, assistiu-se em 1981-84 uma recessão econômica clássica - algo desconhecido no pós-guerra - uma recuperação até 1986 nos moldes da época do "milagre" de 1968-73 e o retorno de crescimento insatisfatório em 1987 e 1988. No processo inflacionário, a instabilidade foi mais acentuada ainda; a inflação anual explodiu dos dois dígitos aos patamares de três dígitos, desabou para próximo de zero com o Plano Cruzado e retornou com impetuosidade aos 300-350 % em 1987. E no setor externo evoluiu-se de uma situação confortável em reservas cambiais, para níveis negativos em 1982, novamente uma recomposição, novo desastre cambial em 1986, até o lento processo de recuperação a partir do segundo semestre de 1987. Ou seja, em poucos anos conviveu-se com as mais diferentes fases cíclicas nas mais diferentes variáveis, e em todas elas - engendradas por choques intensos de oferta ou por políticas macroeconómicas - a economia brasileira reagiu da forma esperada e com uma rapidez surpreendente. Lamentavelmente, o futuro parece propício a novas flutuações, também intensas.

Perante estas mudanças, o amanhã não menos incerto e o reconhecido dinamismo dos ajustes, muitos perguntam sob a viabilidade prática das previsões macroeconómicas, em particular aquelas baseadas em modelos macroeconóméticos com parâmetros estimados com a experiência passada. Afinal de que adianta a

experiência histórica do passado remoto se o dinamismo da economia brasileira tende a modificar os parâmetros de comportamento?

A resposta para esta pergunta é que não só estes modelos são úteis, como a própria variedade de flutuações facilita a montagem de sistemas de previsões. No linguajar apropriado, para que a relação entre variáveis seja estimada através de parâmetros é necessário que as variáveis envolvidas tenham variância. E se o passado remoto não serve para prever o futuro, atenção especial deve ser dada então ao período mais recente, desde que seja possível dispor dos graus de liberdade necessários.

A literatura brasileira compreende um número razoável de modelos macroeconométricos, desde esquemas muito modestos, de formas reduzidas ou da abordagem Harrod-Domar, até os sistemas de grande porte, na tradição de Tinbergen e Klein-Goldberger. Para reforçar esta afirmativa, uma busca não exaustiva na nossa literatura forneceu uma lista de pelo menos 17 modelos desenvolvidos desde o ano 1965 em sua maioria lamentável e inexplicavelmente, abandonados.(1)

Porém, o ponto comum em todos estes experimentos é a base anual dos dados, uma séria restrição ao desenvolvimento de modelos com periodicidade mais curta e uma vulnerabilidade à

(1) Parte da lista é citada em CONTADOR (1984).

crítica da irrelevância dos parâmetros baseados no passado muito remoto. A riqueza das flutuações econômicas dentro do ano é simplesmente ignorada com a agregação anual. Neste sentido, a montagem de modelos trimestrais esbarra em dois grupos de dificuldades no Brasil; nos dados estatísticos e no aspecto técnico. As dificuldades nos dados estatísticos são de três tipos: (a) a inexistência virtual de variáveis importantes em base trimestral; (b) a disponibilidade de séries confiáveis apenas no passado mais recente, limitando os graus de liberdade e impedindo a aplicação de técnicas de estimação mais sofisticadas; e (c) os erros na apuração e levantamentos das estatísticas. Por outro lado, no aspecto técnico, a experiência mostra que a desagregação temporal tende a ampliar os erros de medida, nem sempre com distribuição serialmente independente.

Alguns pesquisadores procuram contornar as deficiências dos dados através de variáveis "proxy", porém com atualização e divulgação comprometidas ao interesse de quem as produz e sempre sujeitas a críticas. Neste sentido, a principal deficiência é nas Contas Nacionais, levantadas em base anual pela Fundação Getúlio Vargas até 1986 e desde então pela Fundação IBGE. Recentemente, esta lacuna foi preenchida, embora sem o respaldo oficial, por pesquisadores trabalhando independentemente. Em julho de 1986, a empresa Macrométrica publicou uma série do Produto Interno Bruto real desde 1975 (2).

(2) Macrometrica, Boletim Mensal no. 18. A metodologia está descrita em LOPES & MODIANO (1985).

No inicio de 1987, outro estudo (3) apresentou outra série trimestral desde 1973. Portanto, embora sem o reconhecimento oficial, dispõe-se hoje de estatísticas razoáveis para o PIB trimestral e para a sua decomposição setorial desde a década de 70. A própria Fundação IBGE deve divulgar em breve as estatísticas oficiais em base trimestral.

Este estudo apresenta um modelo macroeconométrico em bases trimestrais para o Brasil, utilizando as novas séries do PIB trimestral e incorporando diversos choques de oferta. A estimação empírica compreende o período 1975-1985, sendo os trimestres posteriores utilizados para o teste do desempenho preditivo "ex-ante" do modelo. O modelo pretende atingir quatro objetivos. Primeiro, testar a qualidade dos dados trimestrais; segundo, o conhecimento mais detalhado da estrutura de retardos e avanços das variáveis do modelo possibilitado pela periodicidade trimestral; terceiro, o maior número de graus de liberdade com dados trimestrais permite concentrar atenção no passado mais recente e contorna a crítica da irrelevância de parâmetros estimados para a média de várias décadas; e quarto, uma vez concluído, o modelo será utilizado para a simulação de medidas de política macroeconômica.

(3) Publicado em CONTADOR & SANTOS FILHO (1987a) e em Pesquisa e Planejamento Econômico, dez. 1987. A atualização para 1986 foi apresentada pelos mesmos autores em CONTADOR & SANTOS FILHO (1987b).

A seção II apresenta a estrutura e as principais características do modelo. Em seguida, a seção III discute os dados para a estimação empírica, que é feita na seção IV. Algumas simulações são reproduzidas na seção V. A seção VI conclui o trabalho.

II - A ESTRUTURA DO MODELO

1 - Os Módulos

A Figura 1 reproduz a estrutura modular, onde as setas mostram as interligações entre módulos com as respectivas variáveis. Os códigos das variáveis são explicados no texto a seguir. Os seis módulos (Oferta Real e Produto Potencial; Demanda Agregada Nominal; Energia; Setor Monetário-financeiro; Setor Externo; e Governo) agrupam 27 variáveis endógenas, 7 instrumentos e 6 dados exógenos em 15 equações de comportamento, 12 definições, 9 relações técnicas e 2 inequações. As variáveis endógenas são o produto efetivo real; o produto potencial real; o hiato do produto; o índice geral de preços; a taxa de juros; o consumo nacional de petróleo; as exportações totais, em valor e em quantum; as importações decompostas em petróleo e outras, também em valor e em quantum; a receita tributária da União; e respectivas transformações.

Os instrumentos de política macroeconómica estão divididos em três variáveis de controle da demanda agregada (a oferta de moeda; os gastos da União; e o estoque de títulos da dívida pública federal) e em quatro de administração dos preços relativos (a taxa de câmbio; o salário mínimo; o preço médio doméstico dos derivados do petróleo; e a participação da produção nacional no consumo aparente de petróleo). Os dados exógenos, sobre os quais a economia brasileira não tem controle a curto prazo são a produção agropecuária; os preços internacionais dos produtos exportados e importados (petróleo e demais produtos importados) pelo Brasil; e o PNB real dos Estados Unidos.

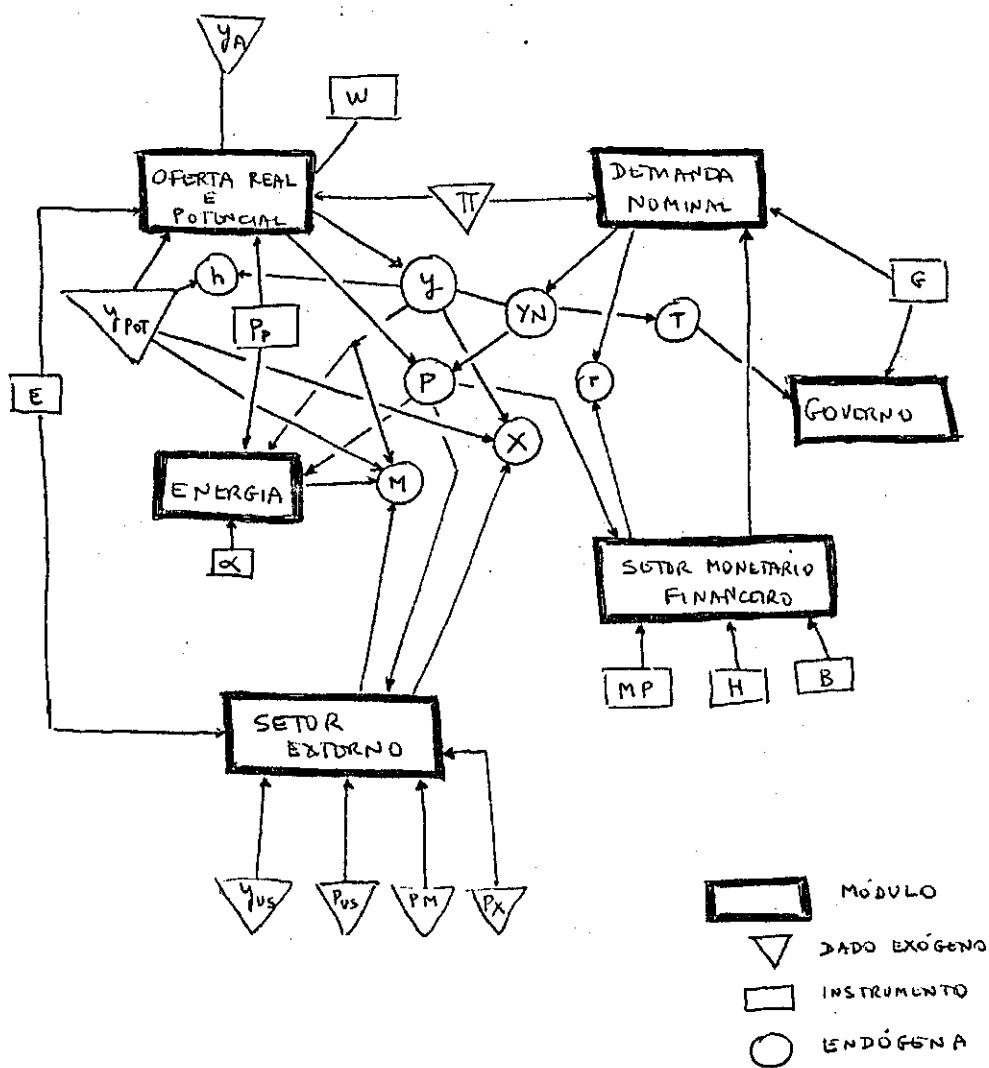


Figura 1
A Estrutura do Modelo

2 - O Funcionamento do Modelo

O modelo assume que os desvios e variações não esperadas na política macroeconómica causam flutuações temporárias nas variáveis reais, tais como o PIB real, o grau de ociosidade agregada, as contas do governo e a balança comercial, enquanto os mesmos choques e variações autônomas podem modificar permanentemente os valores nominais. As variáveis endógenas do modelo são afetadas por medidas de administração da demanda agregada e por mudanças nos preços relativos. O modelo filia-se a corrente néo-clássica, e em essência segue a estrutura e o enfoque apresentado em 1984. (4)

A partir do ambiente determinado pelas variáveis exógenas (capacidade ociosa agregada no início do período; expectativas domésticas de inflação e outras; oferta doméstica de alimentos; e conjuntura internacional) assinaladas por triângulos na Figura 1, os instrumentos de política macroeconómica (em retângulos) determinam as principais variáveis agregadas (em círculos). O núcleo central do modelo é formado pelos módulos da Oferta Real e da Demanda Nominal, que definem diretamente o nível do produto real efetivo y e o nível geral de preços P , e indiretamente, o PIB nominal YN e a nova capacidade ociosa agregada h . Choques reais, vale dizer mudanças não esperadas na oferta agropecuária y_A , na taxa de câmbio E , nos salários W , e no preço médio dos combustíveis P_p , deslocam a oferta agregada, enquanto as medidas clássicas de política económica (a oferta de

(4) CONTADOR (1984), op. cit.

moeda MP, a base monetária H, gastos públicos G e o estoque de títulos públicos B) deslocam a demanda agregada.

Numa economia experimentando simultaneamente crescimento econômico autosustentado e inflação, num dado momento to os níveis dos preços em geral P_o e dos produtos efetivo y_o e do potencial y_{po} retratam os valores de equilíbrio. No período seguinte, na ausência de choques de oferta e de mudanças na estratégia macroeconômica, tanto os níveis de produto como do índice de preços variaram: os dois primeiros à taxa de crescimento do produto potencial y_n , e o último, à taxa esperada de inflação. Portanto, quaisquer desvios de P_o , y_o e y_{po} , resultantes de deslocamentos das curvas de oferta e/ou de demanda agregadas, devem ser interpretados como variações adicionais à inflação esperada e à tendência do produto real.

Fatores que estimulam a despesa agregada, como a política monetária e os gastos públicos, deslocam a demanda agregada para cima, que, dependendo da inclinação da oferta agregada, geram efeitos diferenciados no produto real e nos preços. Utilizando uma exposição anterior (5), a Figura 2 mostra que o deslocamento da demanda agregada para $D' D'$ aumenta o produto real para y_1 , o que vale dizer que a taxa de crescimento de y_{to} para y_1 é maior do que a histórica y_n , a ociosidade agregada diminui de $y_p - y_t$ para $y_p - y_1$, e os preços de P_o para P_1 causam uma inflação maior do que a esperada $\tilde{\pi}$. Na estimação

(5) CONTADOR (1984), op.cit.

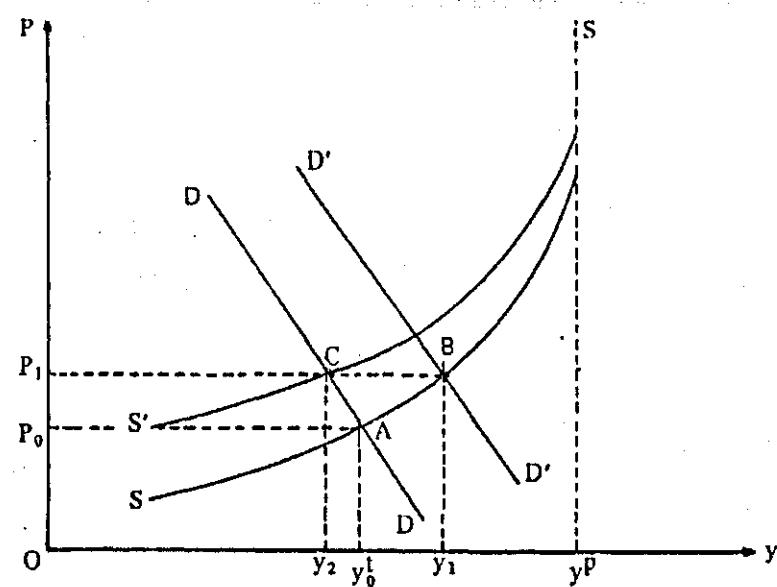


Figura 2
Oferta e Demanda Agregada

empírica, as pressões da demanda agregada nominal compreendem as variações autônomas da oferta de moeda e dos gastos públicos. Cabe aqui uma ressalva. O correto seria considerar o impacto dos gastos agregados do setor público, inclusive das estatais, porém esta estatística continua indisponível. Os gastos da União assumem portanto o papel de "proxy" para os gastos públicos agregados. Por outro lado, partindo ainda do equilíbrio natural inicial, novos choques de oferta deslocam a oferta agregada para cima de $S'S'$ para $S''S''$. Para uma dada demanda agregada, os choques de oferta geram uma inflação maior do que a esperada e um crescimento do produto real inferior ao histórico y_n .

Determinadas as variáveis endógenas destes módulos centrais (PIB real, índice geral de preços e capacidade ociosa), elas são alimentadas nos demais módulos

O módulo Governo está restrito às contas agregadas da União, em particular a sua execução financeira. A Receita Tributária Nominal T resulta do PIB real y, do índice geral de preços P e da arrecadação de períodos anteriores. Por diferença com os Gastos G (instrumento de política) obtém-se o Saldo da União SU.

O módulo Setor Monetário-Financeiro compreende a demanda por moeda, a relação base monetária-moeda e a formação da taxa de juros, estimada pela composição dos ativos emitidos pelo governo.

O módulo de Energia - extremamente simplificado pois resume-se ao mercado de derivados de petróleo - define o nível de consumo aparente de petróleo em resposta ao PIB real e aos preços médios reais dos combustíveis. Em confronto com a produção nacional projetada pelo governo - através da sua participação no consumo doméstico a - o módulo gera as necessidades de importação de petróleo. Finalmente, o módulo do Setor Externo determina as quantidades das exportações e importações de bens a partir de dados exógenos (preços em dólares dos produtos exportados Px; do petróleo Pm e de outras importações Pmo; dos preços Pus e do Produto real Yus dos EUA); da taxa de câmbio, dos salários, do PIB real, da capacidade ociosa, e das importações necessárias de petróleo. O valor das exportações e importações em dólares é obtido com a multiplicação do quantum pelo respectivo preço em dólares.

III - OS DADOS

As variáveis para as quais não existem estatísticas oficiais disponíveis ou por exigirem cuidados prévios para a sua construção estão descritas a seguir. As principais variáveis nestas condições são o produto real trimestral, o potencial trimestral, a expectativa de inflação e as variações autônomas.

1 - O Produto Real Trimestral

A metodologia do cálculo do PIB trimestral real está descrita com detalhes em CONTADOR & SANTOS FILHO (1987a). Com a divulgação das séries revisadas das Contas Nacionais pela FUNDAÇÃO IBGE (1987) houve necessidade de recalcular os dados trimestrais até 1985. As estimativas trimestrais de 1986 seguem a descrição do artigo mais recente (6). A Figura 3 reproduz o PIB trimestral com dados originais e desazonalizados, com base em 1980 e a Tabela 1 lista as séries.

O raciocínio implícito no modelo assume que o crescimento da produção agrícola no ano é exógeno e que também independe da capacidade ociosa da economia. Ou seja, o produto real administrável pela política econômica é sujeito a choques não inclui o produto agrícola. Desta forma, foi necessário estimar o que poderia ser denominado de "produto não-agropecuário". Considerando que a Agropecuária participava com 12,1 % para o valor do Produto Interno Bruto a custo de fatores

(6) CONTADOR & SANTOS FILHO (1987b), op. cit.

em 1980, a série de Produto Não-agropecuário é obtida com a expressão;

$$yna(t) = 1,137 * y(t) - 0,137 * ya(t) \quad (1)$$

onde yna representa o Produto real Não-agropecuário; y , o PIB; e ya , o Produto Agropecuário. A Figura 4 e a Tabela 2 reproduzem a série do Produto Não-agropecuário, também com base em 1980, com e sem sazonalidade.

2 - Produto Potencial

A inelasticidade da curva de oferta agregada no pleno emprego impõe a restrição de que o produto real efetivo não pode superar o produto potencial. Isto exige então o cálculo do que seria o nível potencial de produção. A estimativa do nível do produto potencial suscita uma polêmica interminável. Para simplificar, optou-se por identificar o processo de geração do produto real efetivo trimestral $ynap$ através de um modelo ARIMA, para o período 1973-86;

$$(1 - L^4)(1 - 0,0330 L) * \text{Log } yna(t) = 0,0403 + \\ (3,64) \quad (7,91) \quad (2)$$
$$(1 - 0,9685 L) u(t) \\ (7,03)$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0,9601 \\ SE &= 0,0366 \\ DW &= 2,01 \\ F &= 27,55 \end{aligned}$$

onde yna representa o produto real não-agropecuário, obtido com a expressão (1). Os números entre parênteses abaixo dos parâmetros correspondem ao teste "t" de Student. Em seguida, o produto potencial foi obtido interligando os níveis de pico da

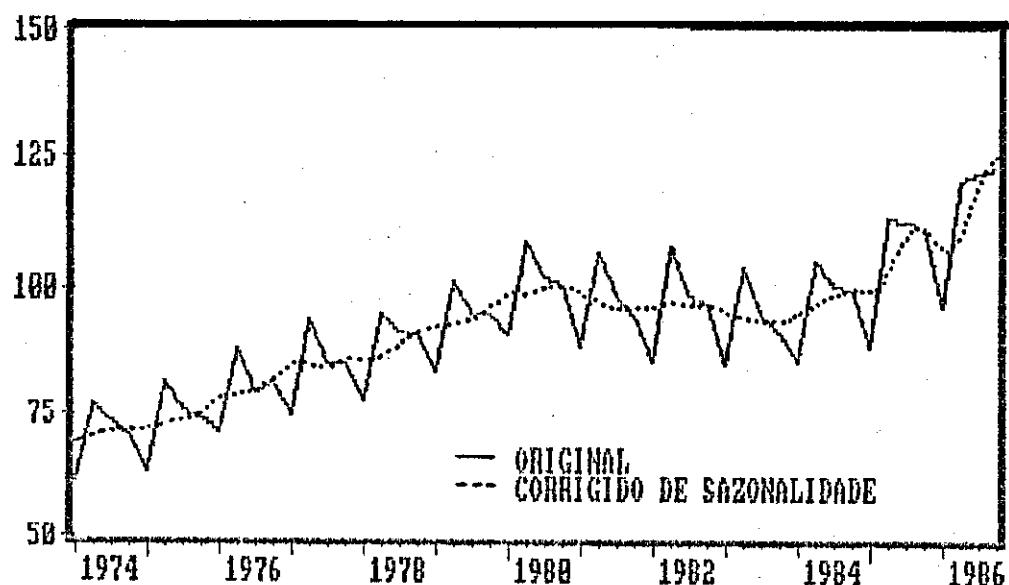


Figura 3
Produto Interno Bruto Real
Base: 1980=100

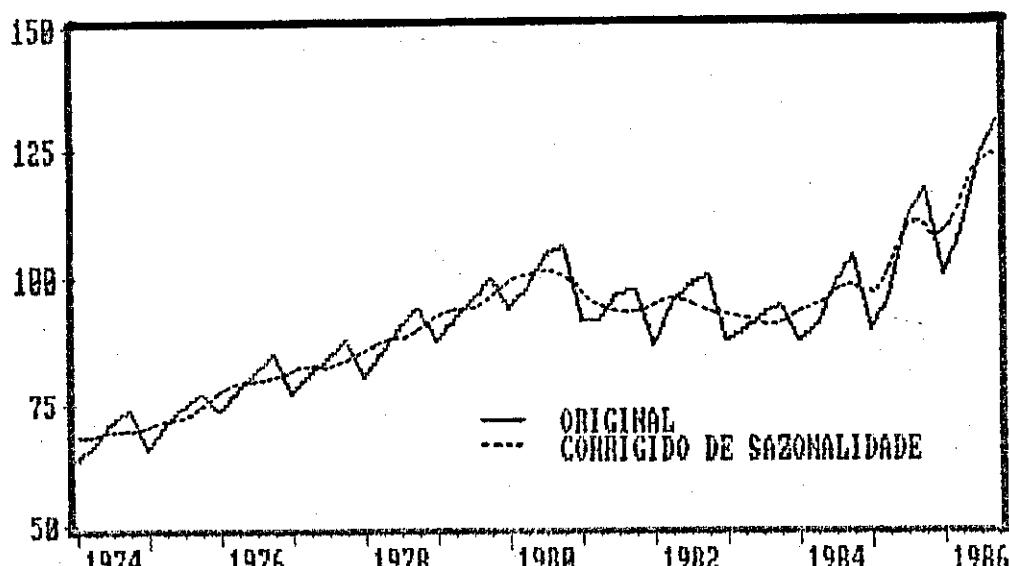


Figura 4
Produto Real Não-Agronegocuário
Base: 1980=100

série trimestral com os valores estimados pelo modelo ARIMA. Os níveis de pico são, por hipótese, identificados como os próximos ao "pleno emprego".

A metodologia acima torna o nível de pleno emprego independente das flutuações sazonais e, portanto, a estimativa desejada é do produto potencial obedece as restrições climáticas, institucionais de jornadas de trabalho etc. A Figura 5 mostra o produto potencial não-agropecuário, corrigido de sazonalidade para facilitar a visualização e, a julgar pelas estimativas, a economia brasileira teria esgotado a capacidade ociosa (exclusive agropecuária) no final de 1985.

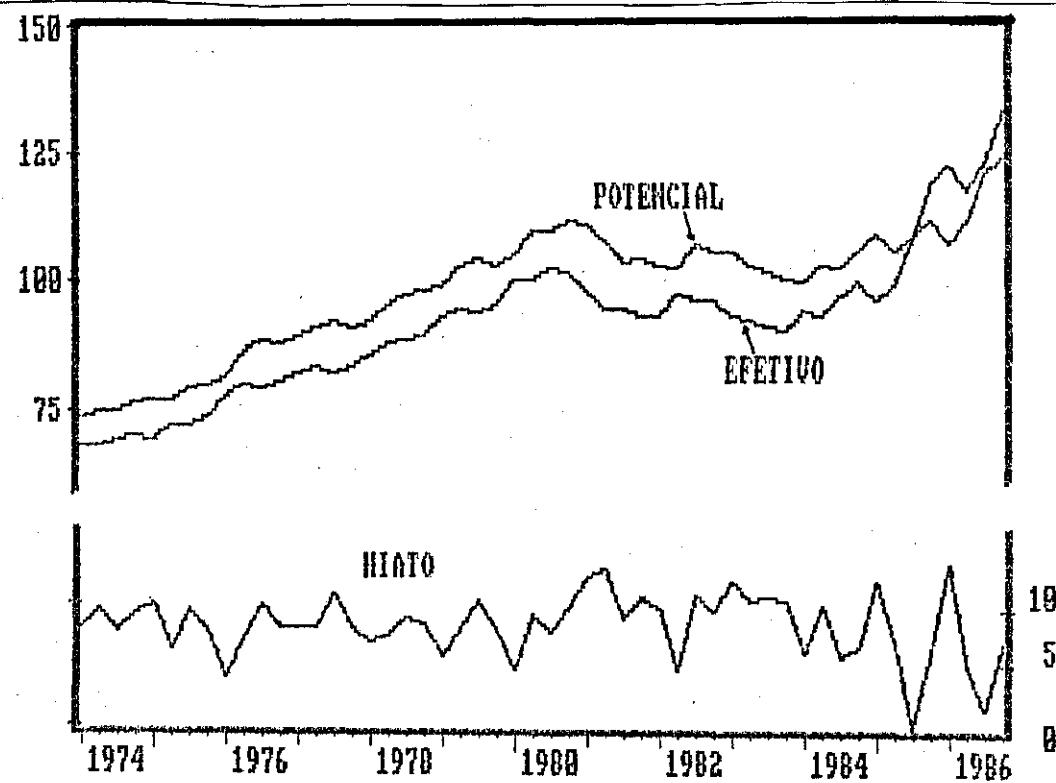


Figura 5
Produto Real Não-Agropecuário
Corrigido de Sazonalidade
Base: 1980=100

TABELA 1
PRODUTO INTERNO BRUTO REAL
BASE : 1980 = 100

PERÍODO	ORIGINAL	DESAZONALIZADO	POTENCIAL	HIATO
1974.1	61,13	68,55
.2	76,35	69,48	78,86	3,28 %
.3	72,73	71,63	75,74	4,13 %
.4	69,86	70,39	76,77	9,88 %
1975.1	63,42	71,12	67,02	5,66 %
.2	81,03	73,74	82,86	2,25 %
.3	75,23	74,09	80,82	7,42 %
.4	73,69	74,25	76,13	3,31 %
1976.1	70,86	79,46	70,86	0 %
.2	87,72	79,83	92,98	5,99 %
.3	78,83	77,64	84,91	7,71 %
.4	80,87	81,48	81,03	0,20 %
1977.1	74,30	83,32	80,78	8,72 %
.2	93,18	84,79	95,90	2,92 %
.3	84,40	83,12	87,71	3,93 %
.4	83,95	84,59	90,25	7,51 %
1978.1	76,36	85,83	81,23	6,37 %
.2	93,93	85,47	100,24	6,72 %
.3	90,05	88,69	90,17	0,13 %
.4	89,07	89,75	93,48	4,95 %
1979.1	81,98	91,94	84,90	3,55 %
.2	100,16	91,14	104,53	4,35 %
.3	94,25	92,82	100,27	6,38 %
.4	94,25	94,97	97,72	3,68 %
1980.1	89,39	100,25	90,89	1,67 %
.2	109,03	99,22	112,76	3,42 %
.3	101,65	100,11	106,62	4,89 %
.4	99,93	100,69	105,73	5,80 %
1981.1	87,72	98,37	99,13	1,30 %
.2	105,48	95,99	113,17	7,28 %
.3	97,66	96,19	105,04	7,55 %
.4	93,24	93,96	102,61	10,04 %
1982.1	83,98	94,18	88,38	5,23 %
.2	107,01	97,38	107,50	4,56 %
.3	98,64	97,15	104,71	6,14 %
.4	95,98	96,72	99,58	3,74 %
1983.1	84,30	94,54	91,19	8,17 %
.2	103,73	94,40	112,93	8,86 %
.3	94,88	93,44	102,13	7,64 %
.4	90,45	91,15	98,69	9,10 %
1984.1	83,97	94,17	85,60	1,93 %
.2	105,65	96,14	108,93	3,10 %
.3	99,72	98,21	102,07	2,35 %
.4	98,91	99,67	99,61	0,71 %
1985.1	87,08	97,66	95,43	9,59 %
.2	112,41	102,29	114,34	1,72 %
.3	110,81	109,13	110,81	0 %
.4	110,78	111,63	113,51	2,46 %

TABELA 2
PRODUTO REAL NAO-AGROPECUARIO
BASE : 1980 = 100

PERÍODO	ORIGINAL	DESAZONALIZADO	POTENCIAL	HIATO
1974.1	62,56	67,82	71,89	12,97 %
.2	69,20	68,03	70,76	2,20 %
.3	71,18	69,50	72,72	2,21 %
.4	71,80	69,47	77,24	7,03 %
1975.1	64,58	70,02	70,26	8,08 %
.2	73,70	72,45	77,72	5,17 %
.3	74,07	72,33	79,94	7,33 %
.4	75,95	73,48	80,64	5,82 %
1976.1	72,20	78,27	72,54	0,46 %
.2	81,09	79,71	82,77	2,02 %
.3	80,12	78,23	83,19	3,69 %
.4	83,06	80,36	85,30	0,26 %
1977.1	75,57	81,92	81,09	6,81 %
.2	84,76	83,32	91,08	6,93 %
.3	83,94	81,96	89,99	6,72 %
.4	86,13	83,33	93,29	7,67 %
1978.1	78,54	85,15	84,87	7,45 %
.2	87,63	86,14	95,20	7,94 %
.3	89,57	87,47	94,28	4,98 %
.4	91,57	88,59	96,74	5,33 %
1979.1	84,62	91,74	88,21	4,07 %
.2	93,63	92,04	98,42	4,86 %
.3	94,45	92,23	100,61	6,12 %
.4	97,44	94,27	102,85	5,25 %
1980.1	91,89	99,62	95,04	3,31 %
.2	101,19	99,48	105,16	3,77 %
.3	103,10	100,68	106,08	2,81 %
.4	103,80	100,43	109,44	5,15 %
1981.1	89,91	97,47	103,21	12,88 %
.2	95,28	93,66	113,65	16,16 %
.3	96,74	94,46	115,80	16,46 %
.4	95,93	92,82	116,58	17,71 %
1982.1	85,17	92,34	100,98	15,65 %
.2	97,99	96,33	107,01	8,43 %
.3	98,60	96,28	108,65	9,25 %
.4	98,49	95,29	107,74	8,59 %
1983.1	85,95	93,18	95,66	10,15 %
.2	94,06	92,47	110,06	14,53 %
.3	93,71	91,50	110,74	15,38 %
.4	92,74	89,73	110,62	16,16 %
1984.1	85,87	93,10	96,53	11,04 %
.2	95,33	93,72	105,65	9,76 %
.3	98,76	96,43	105,24	6,16 %
.4	101,80	98,49	104,16	2,27 %
1985.1	88,30	95,73	96,45	8,45 %
.2	100,55	98,84	107,07	6,09 %
.3	110,02	107,43	110,92	0,81 %
.4	114,33	110,62	114,33	0 %

3 - Expectativa de Inflação

Os modelos mais conhecidos de formação de expectativas adotam o modelo ARIMA. Seria desejável que as expectativas de inflação fossem geradas pelas condições do próprio modelo macro, dando origem às chamadas "expectativas racionais", que incorporam o arcabouço teórico do modelo ao conjunto de informações pertinentes. Desta forma, as expectativas de inflação dependeriam de todos aqueles fatores que o modelo imaginasse como importantes. No nosso caso, a impossibilidade de obter dados estatísticos de todas as variáveis para um período mais longo impede o uso de equações simultâneas, o melhor critério para gerar as expectativas racionais. Optou-se então pelo uso de modelo autoregressivo de primeira ordem com componente sazonal, para o período 1975-1985;

$$(1 - 0,8341 L - 0,1697 L^4) DP(t) = 0,0098 + u(t) \quad (3)$$

(8,97) \quad (1,72) \quad (0,91)

R² = 0,8948
SE = 0,0340
DW = 1,62
F = 183,87

onde DP representa a taxa de inflação medida pelo índice médio trimestral do IGP/DI; L, o operador-retardo; e os parâmetros entre parênteses, o teste "t" de Student. A expectativa de inflação será representada por \hat{Y} .

Na estimação do modelo (3), os dados trimestrais de 1986 não foram incorporados à amostra, uma vez que a mudança do padrão monetário do Plano Cruzado teve o efeito de romper com

as expectativas de inflação. Como o desempenho satisfatório do modelo (3) na formação de expectativas até 1985 foi rompido com o Plano Cruzado, é necessário adotar um critério alternativo para a geração destas expectativas em 1986. A "memória" relativamente curta do modelo (3) mostra que as suas expectativas convergem em um ano para os níveis das taxas trimestrais observadas, e portanto não é necessária nenhuma "calibragem" ou correção externa. Para 1986, por simplicidade adotou-se o mesmo critério da "tablita" do Plano Cruzado, que pressupunha uma inflação mensal projetada de 15 %. Em termos práticos, o componente sazonal na estimativa da inflação esperada com o modelo (3) foi reduzido em 52 % (ou seja a capitalização trimestral de 15 % mensais) no segundo, terceiro e quarto trimestre de 1986, sob a hipótese de que a vigência efetiva das expectativas inflacionárias reduzidas perduraram até novembro de 1986, data do Plano Cruzado II. Para os períodos seguintes, foi mantida a mesma estrutura do modelo sem correções nos valores estimados. Com esta ressalva, as expectativas de inflação ao longo de 1986 assumiram as taxas trimestrais de 39 %, 3 %, 5,8 % e 9,4 %, contra os valores observados de 49 %, 8,3 %, 2,4 % e 4,3 %.

4 - Variações Autônomas

Os instrumentos de política são geralmente impostos nos modelos sob a forma de nível ou de variação relativa nominal. Perante flutuações mais intensas, este tratamento pode conduzir a sérios erros. Por exemplo, a mesma variação nominal de

50 % na oferta de moeda tem impactos totalmente distintos na demanda agregada dependendo se a expectativa de inflação é estável ou se ela se modifica abruptamente. Isto significa que a monetização da economia durante o Plano Cruzado – algo em torno de 410 % de expansão anual do conceito M1 entre fevereiro e dezembro de 1986 – teria efeitos inflacionários explosivos já no final de 1986 e nos primeiros meses de 1987, quando na verdade a queda abrupta da inflação esperada expandiu o estoque desejado de moeda. O importante para a demanda agregada é o excesso de liquidez, que deve necessariamente levar em consideração o efeito da expectativa de inflação.⁽⁷⁾ Assim, em ambientes com grandes mudanças, o emprego de variáveis sob a forma de nível ou de taxas nominais não é o mais adequado.

Alternativamente, o argumento de que apenas variações não esperadas nos instrumentos de política causam flutuações significativas em variáveis reais impõe a necessidade de cuidados prévios no conceito operacional dos instrumentos. Os dois instrumentos básicos para o controle da demanda agregada no nosso modelo são a oferta de moeda e os gastos públicos (resumidos nos gastos da União devido a carência de estatísticas mais abrangentes). No caso da oferta de moeda, o conceito operacional da política correspondeu aos resíduos da equação de demanda de moeda real, que atende tanto à ideia de variação não

(7) O retorno da inflação aos patamares dos 350-400 % no final de 1987 resultou da continua expansão da oferta de moeda muito além da monetização compatível com a estabilidade de preços. Veja a respeito, CONTADOR (1986).

esperada como evita os erros de dimensão causados pela monetização da economia. Para o período 1975-1985, o conceito mais simples de Meios de Pagamentos (8) gerou a seguinte demanda de moeda, em base trimestral e com formato convencional (9);

$$\text{Log} [M1(t)/P(t)] = 6,3816 - 3,9872 \tilde{\pi}(t) + \\ (5,62) (-14,49)$$

$$+ 0,4353 \text{ Log}[y_p(t)] + u_m(t) \quad (4)$$

R² = 0,896
SER = 0,1236
DW = 0,84
F = 186,29

onde os códigos das variáveis M1, P e $\tilde{\pi}$ já são conhecidos; y_p representa o produto agregado potencial, estimado com a mesma técnica da seção III.2 (representando a renda permanente de Friedman); e u_m , a variação autônoma da política monetária. As estimativas e sinais dos parâmetros confirmam as sugestões teóricas e as evidências empíricas disponíveis: a elasticidade-renda é positiva e significante, com valor próximo a 0,5 e o parâmetro da inflação esperada, negativo e altamente significante. A presença de correlação serial nos resíduos tem no nosso caso a explicação de que, em geral, o governo sustenta a mesma política por algum tempo até o seu abandono, a escolha de nova política, e assim por diante. A

(8) A discussão poderia ainda extravasar para outros conceitos de moeda, o que é evitado neste momento.

(9) O tema possui uma literatura abundante no Brasil. Uma excelente resenha que cobre os principais trabalhos até 1978 é fornecida por BARBOSA (1978). Os trabalhos empíricos posteriores a 1978 não modificam o estado da arte do tema.

Figura 6 reproduz a estimativa da variação autônoma da política monetária.

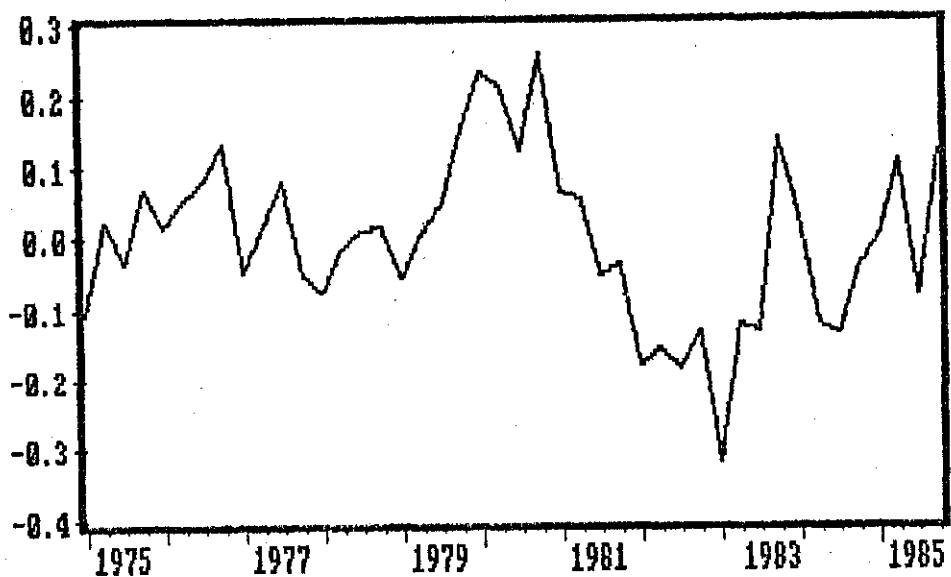


Figura 6
Variações Autônomas da Política Monetária

No tocante aos gastos da União em termos reais, o emprego de um modelo ARIMA mostrou que a sazonalidade autoregressiva é o único componente importante no período 1975-1985;

$$(1 - 0,5037 L^4) \text{ Log } [G(t)/P(t)] = 3,2312 + ug(t) \quad (5)$$

(4,54) \qquad \qquad \qquad (4,50)

R² = 0,313

SER = 0,139

DW = 1,76

F = 20,58

sendo G os gastos da União, e ug, o componente residual identificado como a variação autônoma dos gastos públicos. A Figura 7 mostra as variações autônomas.

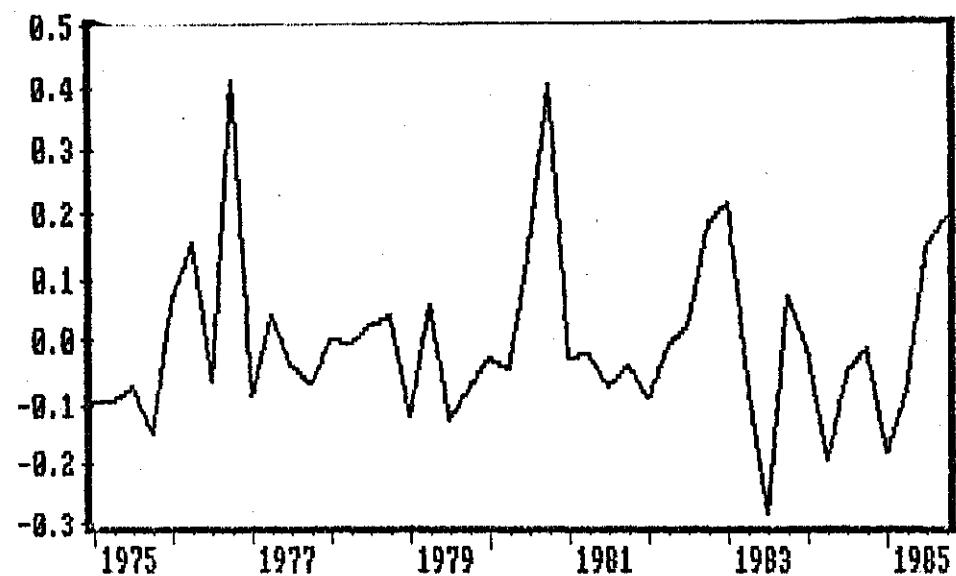


Figura 7
Variações Autônomas dos Gastos Públicos

Além dos instrumentos de política de administração da demanda agregada, as flutuações no produto real e na inflação são explicadas pelos deslocamentos da curva de oferta agregada. A política econômica pode modificar os preços relativos básicos da economia, em particular a taxa real de câmbio, o salário básico real e os preços da energia, dentre outros. Mudanças não esperadas nos preços administrados destes itens geram deslocamentos também não esperados na oferta agregada. Adotando o mesmo conceito operacional, uma variação autônoma destes itens será identificada pela variação não explicada por um modelo ARIMA, ou seja o resíduo da formação estocástica da variável.

A variação autônoma da taxa de câmbio real com dados trimestrais para o período 1975-1985 foi estimada pelo resíduo ue do modelo autoregressivo de segunda ordem;

$$(1 - 1,3106 L + 0,4076 L^2) \text{ Log } [E(t)/P(t)] = 0,4767 + ue(t) \quad (6)$$

(9,22)	(-2,98)	(1,09)
--------	---------	--------

$$\begin{aligned} R^2 &= 0,911 \\ SER &= 0,042 \\ DW &= 1,78 \\ F &= 221,12 \end{aligned}$$

No tocante aos salários reais, a variação autônoma uw foi extraída do salário mínimo básico, média trimestral, do período 1975-1985;

$$(1 - 0,4112 L - 0,6711 L^4) \text{ Log } [W(t)/P(t)] = -0,2074 + uw(t) \quad (7)$$

(3,99)	(5,43)	(-0,97)
--------	--------	---------

$$\begin{aligned} R^2 &= 0,759 \\ SER &= 0,081 \\ DW &= 1,29 \\ F &= 68,79 \end{aligned}$$

E finalmente, dentre os preços relativos, as variações autônomas upp no preço por atacado, oferta global, de combustíveis e lubrificantes sobressaem-se como um dos principais choques de oferta no Brasil pós-1973;

$$(1 - 0,9279 L) \text{ Log } [P_p(t)/P(t)] = 0,0143 + upp(t) \quad (8)$$

(23,28) \qquad \qquad \qquad (1,57)

R² = 0,926
SER = 0,571
DW = 1,56
F = 542,04

Além destas variáveis determinadas a curto prazo pela política econômica, existe ainda a produção agrícola, um dado exógeno não sujeito a administração governamental após as decisões de plantio terem sido tomadas. Considerando a forte sazonalidade da produção agrícola, o melhor modelo assumiu o formato:

$$(1 - 0,9809 L) \text{ Log } [y_a(t)] = 0,1235 + ua(t) \quad (9)$$

(32,96) \qquad \qquad \qquad (0,92)

R² = 0,962
SER = 0,07
DW = 1,65
F = 1086,34

onde o resíduo ua assume o papel de "choque agrícola".

Os choques de oferta podem ser provenientes de muitas outras fontes, porém para efeito do nosso modelo trimestral, eles são restritos às variáveis acima. A Figura 8 reproduz os choques estimados.

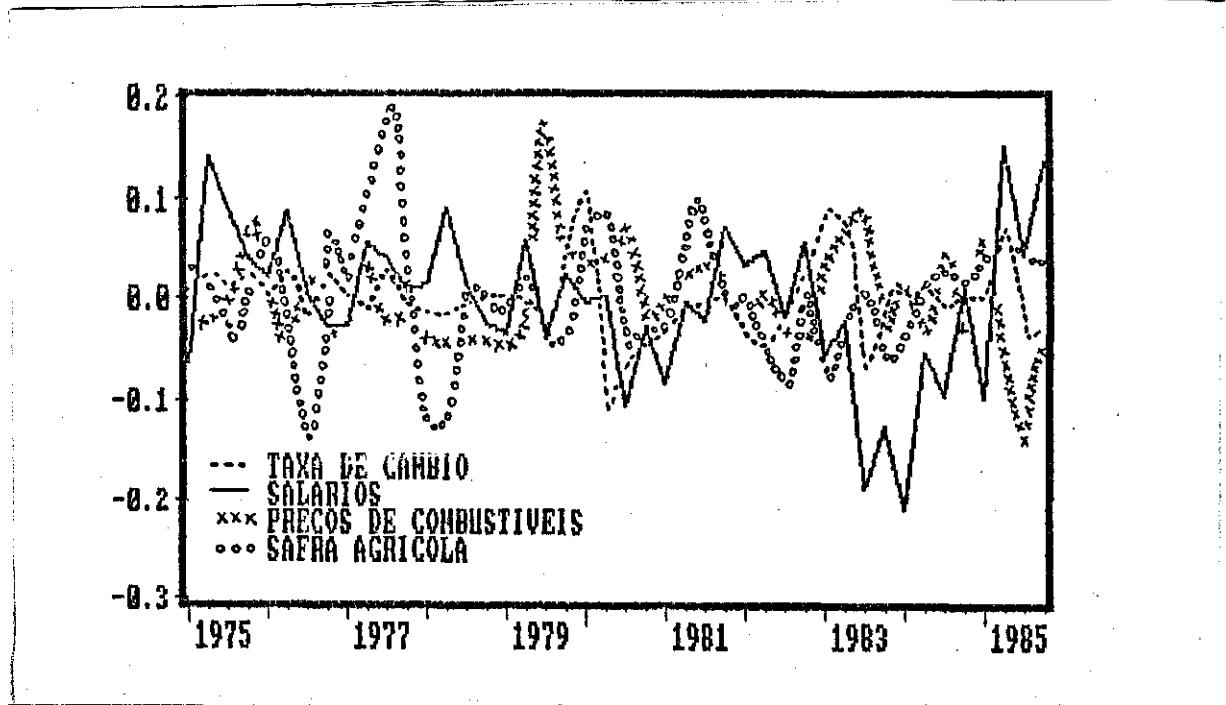


Figura 8
Os "Choques de Oferta" na Economia Brasileira

5 - A Coerência da Política Macroeconômica

O desempenho da política macroeconômica resulta de três condições principais. A primeira é que os objetivos escolhidos sejam viáveis, considerando as restrições impostas. A segunda condição exige coerência dos instrumentos com as metas traçadas, tanto em termos de graus de liberdade como de quantificação dos instrumentos. E a terceira condição é de que a operacionalização dos vários instrumentos sejam consistentes entre si. Esta seção examina a terceira condição através das nossas medidas de variação autônoma.

Estratégias voltadas para o controle da demanda agregada devem adotar medidas de política monetária e de gastos públicos coerentes entre si. Para simplificar uma mensuração

difícil, o grau de consistência será qualificado pela correlação existente entre as variações autônomas da oferta de moeda e dos gastos públicos ao longo do período considerado.

No tocante à administração da oferta agregada, a consistência é menos visível através das correlações, por dois motivos. Primeiro, deslocamentos da oferta agregada podem ocorrer devido a choques de oferta fora do controle do governo, como no caso de safras agrícolas. Este motivo não é importante no nosso caso, uma vez que as variações autônomas estão restritas à taxa de câmbio, salários, e preços domésticos de combustíveis. Ainda assim, existe um segundo motivo para a pouca visibilidade da coerência. O objetivo-meio do governo pode ser simplesmente modificar um preço relativo sem maiores efeitos nos demais. Por exemplo, para melhorar o saldo comercial, o governo pode lançar mão de diversas medidas não mutuamente exclusivas: (a) controlar a demanda agregada para gerar um excedente exportável e reprimir as importações, sem modificar os preços relativos administrados; e/ou (b) desvalorizar a taxa de câmbio em relação aos demais preços da economia; e/ou (c) reduzir os salários reais para baratear as exportações etc. Cada uma destas políticas gera sinais e grau de significância específicas para as correlações entre as variáveis.

É necessário porém alguma cautela com esta metodologia, porque uma perfeita coerência entre as medidas de política gera simplesmente formatos idênticos para as variações autônomas e consequentemente multicolinearidade entre as variáveis independentes do modelo, impedindo a mensuração dos

parâmetros. Até onde a coerência entre instrumentos prejudica a estimação dos parâmetros é a questão empírica examinada a seguir.

O período pós-1975 compreendeu duas fases cíclicas bem definidas em termos de política macroeconômica. De 1975 até 1979, o objetivo oficial foi o de administrar a demanda agregada, sem modificações maiores na taxa de câmbio, nos preços dos combustíveis e nos salários, em termos reais. O ano de 1980 teve uma administração macroeconômica atípica e para efeito da nossa análise serve como um "divisor de águas". De 1981 a 1984, o objetivo básico foi o ajuste externo, com uma política monetária "apertada", desvalorizações cambiais mais acentuadas e salários reais decrescentes.

A Tabela 3 reproduz a quantificação da consistência entre instrumentos. Considerando o pequeno número de correlações significantes, a consistência entre os instrumentos não foi excepcional, apesar da idéia generalizada em contrário. Em princípio deve ficar claro que a provável existência de retardos entre as medidas torna este tipo de teste excessivamente severo. No primeiro período - de 1975 a 1979 - há de fato uma correlação positiva e significante entre as variações autônomas de política monetária e de gastos da União, enquanto que no segundo período, a correlação é negativa e não significante. É possível, porém, que no segundo período, aceitando que o objetivo básico era o ajuste externo, a expansão dos gastos fossem consistentes com a manutenção de juros domésticos elevados como forma de estimular a entrada de capitais externos e desestimular

a saída de capitais domésticos. Se tal for o caso, isto explica a correlação significante e positiva entre a política fiscal e a cambial.

TABELA 3

CONSISTÊNCIA DAS MEDIDAS DE POLÍTICA MACROECONÔMICA
MEDIDA PELA CORRELAÇÃO ENTRE VARIAÇÕES AUTÔNOMAS

	MOEDA	GASTOS	CÂMBIO	SALÁRIO
PERÍODO 1975-1985:				
MOEDA	100,0			
GASTOS	24,3	100,0		
CÂMBIO	-6,5	4,4	100,0	
SALÁRIO	10,3	13,4	21,8	100,0
COMBUSTÍVEIS	6,7	-36,7*	-10,2	-41,8**
PERÍODO 1975-1979:				
MOEDA	100,0			
GASTOS	45,8*	100,0		
CÂMBIO	-6,5	-13,8	100,0	
SALÁRIO	-15,2	-20,5	29,9	100,0
COMBUSTÍVEIS	33,9	-29,0	-17,4	-25,5
PERÍODO 1981-1984:				
MOEDA	100,0			
GASTOS	-11,3	100,0		
CÂMBIO	-23,5	62,6**	100,0	
SALÁRIO	-26,9	28,2	15,2	100,0
COMBUSTÍVEIS	-12,8	-37,1	-5,1	-40,7

Correlações assinaladas com dois asteriscos são significantemente diferentes de zero ao nível de 1 %, e com um asterisco, a 5 %. Todas as demais não são significantes.

IV - A ESTIMAÇÃO EMPÍRICA

Além das nove equações acima que abrangem definições (expressão 1); restrições técnicas (expressão 2), a formação de expectativas (equação 3), os conceitos empíricos de variações autônomas da política de controle da demanda agregada (equações 4 e 5), e de choques de oferta administrados (equações 6, 7 e 8) ou não (equação 9) pelo governo, o modelo contempla ainda outras equações de comportamento e definições.(11) Nos módulos centrais, os resultados das regressões acima fornecem o nível de produto real não-agropecuário, dependente de fatores de deslocamento da oferta e da demanda agregada, do produto potencial, e da capacidade ociosa do final do período anterior. Uma forma reduzida para este raciocínio seria,

$$\text{Log}[\text{yna}(t)] = \text{Log}[\text{ynap}(t)] + \beta \text{ hna}(t-1) + F(.) \quad (10)$$

onde yna e ynap representam o produto efetivo e potencial não-agropecuário respectivamente; hna , o hiato; e $F(.)$, a equação linear compreendendo os fatores de deslocamentos da oferta e demanda agregada. Esta especificação tem a vantagem de transformar-se facilmente em taxa de crescimento do produto real. Pela definição do hiato do produto,

$$\text{hna}(t-1) = \text{Log}[\text{ynap}(t-1)] - \text{Log}[\text{yna}(t-1)] \quad (11)$$

que combinado com o operador-retardo em (10) resulta,

(10) O resumo de toda a estrutura do modelo é apresentado no Apêndice A.

$$(1 - L) \text{ Log}[y_{na}(t)] = - (1 - \beta) \text{ Log}[y_{na}(t-1)] + \\ + (1 + L) \text{ Log}[y_{nap}(t)] + F(.) \quad (12)$$

onde o lado esquerdo do sinal corresponde à própria taxa de crescimento do produto real. Para $\beta = -1$, obtém-se,

$$(1 - L) \text{ Log}[y_{na}(t)] = (1 - L) \text{ Log}[y_{nap}(t)] + F(.) \quad (13)$$

ou seja, o crescimento do produto real efetivo é igual a taxa de crescimento potencial acrescido do efeito dos deslocamentos da oferta e demanda e das características funcionais de $F(.)$. Se $F(.)=0$, ou seja, não existem deslocamentos adicionais na oferta e demanda agregadas, a variação do produto efetivo é igual a taxa de crescimento do produto potencial, e o hiato corrente igual ao do período anterior.

A estimação empírica para o período 1975-1985 sem impor a restrição unitária ao coeficiente do produto potencial e com a experimentação exaustiva de diversas estruturas de retardos fornece o resultado,

$$\begin{aligned} \text{Log}[y_{na}(t)] &= 0,1095 - 0,2621 \text{ hna}(t-1) + 0,9618 \text{ Log}[y_{nap}(t)] + \\ &\quad (0,35) \quad (-1,78) \quad (14,30) \\ &+ 0,0337 \text{ um}(t-1) + 0,0482 \text{ ug}(t-6) + 0,2155 \text{ ue}(t-3) + \\ &\quad (2,01) \quad (2,53) \quad (2,04) \\ &+ 0,1094 \text{ uw}(t) - 0,1122 \text{ uw}(t-4) - 0,0946 \text{ upp}(t-1) \quad (14) \\ &\quad (1,81) \quad (-1,89) \quad (-1,94) \end{aligned}$$

R² = 0,915
SER = 0,024
DW = 2,24
F = 60,94

A regressão (14) mostra uma série de resultados muito interessantes. Em primeiro lugar, confirmando todas as evidências empíricas disponíveis, tanto a política monetária como os gastos da União afetam positiva e significantemente o nível de produto real. A política monetária tem um efeito mais rápido no produto, com um trimestre de retardo, do que os gastos, com retardo de seis trimestres, mas em compensação o impacto dos gastos é ligeiramente maior. Em segundo lugar, o parâmetro do hiato é negativo, porém com valor médio bem inferior a um. Isto não exclui a possibilidade de emprego da transformação (13), uma vez que uma das variáveis incluídas em $F(\cdot)$ deve ser a própria inclinação da curva de oferta agregada, que depende da capacidade ociosa. O parâmetro do produto potencial não é unitário, mas não difere显著mente deste valor. Em terceiro lugar, as variações autônomas nos salários têm duplo efeito no produto real; um positivo, com o deslocamento da demanda agregada e outro negativo, com deslocamento da oferta agregada. O efeito líquido é negativo como esperado. Por sua vez, a política cambial tem um efeito positivo e significante no produto real. Apesar de deslocar a oferta agregada, uma desvalorização cambial modifica os preços relativos contra os produtos internacionais, estimulando a demanda por produtos domésticos. Além disto, ao estimular as exportações provoca novo deslocamento na demanda agregada. E em quarto lugar, a variação autônoma da produção agrícola não demonstrou ser significante nem ao nível de 10 % na explicação do produto real não-agropecuário.

A regressão para a taxa de inflação DP medida pela média trimestral do IGP/DI foi estimada também para o período 1975-1985, com o seguinte melhor resultado,

$$\begin{aligned} DP(t) = & 0,0119 + 1,0906 \overline{I}(t) - 0,1349 ua(t) + 0,0790 um(t-2) + \\ & (0,61) \quad (19,49) \quad (-2,36) \quad (2,34) \\ & + 0,0303 ug(t-1) + 0,3539 ue(t-2) + 0,1279 uw(t-3) + \\ & (1,89) \quad (3,34) \quad (1,77) \\ & + 0,2391 upp(t) - 0,3583 h(t-1) \end{aligned} \quad (15)$$

(3,18) \quad (-1,88)

$$\begin{aligned} R^2 &= 0,942 \\ SER &= 0,0246 \\ DW &= 2,13 \\ F &= 80,24 \end{aligned}$$

com todos os parâmetros com sinais corretos e significância de 10 % pelo menos. Em termos de deslocamento da demanda agregada, a política monetária tem um impacto maior e mais rápido na inflação do que os gastos públicos. A taxa de câmbio tem um efeito também importante na inflação por somar os efeitos de deslocamentos da demanda e oferta agregadas. E finalmente quanto maior a capacidade ociosa agregada do período anterior, mais elástica a oferta agregada e menor o impacto de deslocamentos da demanda agregada na inflação.

Por inspiração do modelo anual de 1984 (11), a taxa de juros nominal no "overnight" resulta da expectativa de inflação e do efeito da composição da carteira de ativos emitidos pelo governo federal. Impõe a restrição de que o parâmetro da

(11) CONTADOR (1984), op.cit.

inflação esperada $\bar{\pi}$ é unitário, obteve-se o seguinte resultado para o período 1978-1985,

$$i(t) = -0,0453 + \bar{\pi}(t) + 0,0324 B(t)/M1(t) \quad (16)$$

(-1,59) \qquad \qquad \qquad (1,94)

R2 = 0,63
SER = 0,0276
DW = 1,67
F = 26,59

com o parâmetro da composição da carteira entre títulos da dívida pública mobiliária em poder do público B e oferta de moeda M1 com sinal correto e nível de significância próximo de 5 %. A ausência de informações sobre a taxa nominal de juro anterior a 1978 obrigou a estimativa num período mais curto. Como o objetivo do modelo é a simulação de cenários, o interesse está centrado na magnitude dos parâmetros, e espera-se que eles sejam suficientemente estáveis e pouco dependentes do período da estimativa.

O mesmo modelo de 1984 sugere o formato da demanda de petróleo (em termos do consumo aparente) com dados disponíveis publicamente apenas após 1980,

$$\begin{aligned} \text{Log}[CAP(t)] &= 1,6975 - 0,2579 \text{ Log}[Pp(t)/P(t)] + \\ &\quad (0,70) \quad (-2,34) \\ &+ 0,2982 \text{ Log}[y(t-1)] + 0,7363 \text{ Log}[CAP(t-4)] \quad (17) \\ &\quad (2,26) \qquad \qquad \qquad (3,18) \end{aligned}$$

R2 = 0,724
SER = 0,0448
DW = 2,22
F = 14,11

onde CAP representa o consumo aparente de petróleo, em bases trimestrais, fornecido pelo Conselho Nacional de Petróleo; Pp, o índice de preços por atacado de combustíveis e lubrificantes; e y, o PIB real efetivo. Todas as variáveis da regressão estão expressas em logaritmos, o que permite interpretar os parâmetros como elasticidades. Por estes resultados, o consumo doméstico de petróleo é inelástico ao preço real (elasticidade igual a -0,26) e à renda real (0,3).

Para compor o orçamento da União é preciso acrescentar uma equação para a receita T (basicamente tributária). Para o período 1975-1985, a receita real foi satisfatoriamente explicada pelo PIB real com dois trimestres de retardo e pela receita real do trimestre anterior,

$$\begin{aligned} \text{Log}[T(t)/P(t)] = & 2,2401 + 0,5072 \text{ Log}[y(t-2)] + \\ & (2,84) \quad (3,96) \\ & + 0,3068 \text{ Log}[T(t-1)/P(t-1)] \quad (18) \\ & (2,40) \end{aligned}$$

R2 = 0,446
SER = 0,1009
DW = 1,59
F = 17,93

onde todas as variáveis estão expressas em logaritmos. O saldo da União SU é o resultado da receita tributária T e dos gastos G,

$$SU(t) = T(t) - G(t) \quad (19)$$

As equações finais do modelo dizem respeito ao comportamento das exportações e importações. O quantum das exportações QX depende da relação cambio-salario E/W multiplicada

pelos preços em dólares das nossas exportações Px; da capacidade ociosa exclusive agropecuária hna; da renda real do resto do mundo, identificada pelo PNB real dos Estados Unidos yus; e de um componente sazonal. O período 1975-1985 fornece o resultado,

$$\begin{aligned} \text{Log}[QX(t)] = & -8,3936 + 0,1363 \text{ Log}[E(t).Px(t)/W(t)] + \\ & (-2,25) \quad (1,91) \\ & + 1,5320 hna(t-2) + 1,1118 \text{ Log}[yus(t-3)] + 0,7156 \text{ Log}[QX(t-4)] \\ & (2,27) \quad (2,08) \quad (6,40) \end{aligned} \quad (20)$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0,925 \\ SER &= 0,097 \\ DW &= 1,68 \\ F &= 106,74 \end{aligned}$$

com as variáveis expressas em logaritmos. Os índices quantum e de preços em dólares são disponíveis na revista Conjuntura Econômica.

No tocante às importações, elas foram decompostas em dois grupos: petróleo e outras importações. As importações líquidas de petróleo QMP representam o excesso de demanda doméstica não atendida pela produção nacional YPET, ou seja,

$$QMP(t) = CAP(t) - YPET(t) = (1 - \gamma) CAP(t) \quad (21)$$

onde γ representa a participação da produção nacional no consumo doméstico, uma variável instrumento no modelo.

Considerando a participação das importações líquidas de petróleo nas importações totais FOB em torno de 31,7 % em 1977, construiu-se o índice quantum das demais importações QMO,

$$QMO(t) = 1,464 QMT(t) - 0,464 QMP(t) \quad (22)$$

onde QMT é o índice quantum da importações com base em 1977. Esta mesma estrutura é usada para calcular o índice de preços em dólares das demais importações, exclusive petróleo Pmo,

$$Pmo(t) = 1,464 Pmt(t) - 0,464 Pm(t) \quad (23)$$

onde Pmt representa o índice em preços em dólares das importações totais, com base em 1977; e Pm, do petróleo importado, sendo os índices com base em 1977.

O quantum das demais importações QMO depende da relação câmbio-salário multiplicada pelo preço médio em dólares das demais importações Pmo; do PIB real do Brasil; da capacidade ociosa na economia e de um componente sazonal,

$$\begin{aligned} \text{Log}[QMO(t)] = & 3,2575 - 0,2772 \text{ Log}[E(t-2) \cdot Pmo(t-2) / W(t-2)] + \\ & (3,47) \quad (-2,16) \end{aligned} \quad (24)$$

$$+ 0,3092 \text{ Log}[y(t-1)] - 0,9216 h(t-2) + 0,4341 \text{ Log}[QMO(t-4)] \\ (2,15) \quad (-1,89) \quad (3,41)$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0,834 \\ SER &= 0,0876 \\ DW &= 1,67 \\ F &= 44,14 \end{aligned}$$

com os parâmetros com sinais corretos e significância razoável. O período é 1975-1985.

Finalmente, o saldo da balança comercial SB é o resultado de,

$$SB(t) = Px(t) \cdot QX(t) - Pmo(t) \cdot QMO(t) - Pm(t) \cdot QMP(t) \quad (25)$$

V - O DESEMPENHO PREDITIVO DO MODELO

Os parâmetros do modelo foram estimados com dados até 1985, inclusive. A boa regra para o teste do desempenho de modelos é verificar o erro cometido em períodos fora da amostra utilizada para a estimação empírica dos parâmetros. Portanto, o teste poderia utilizar os dados de 1986 e parte de 1987. Os anos 1986 e 1987 são ambos atípicos, com os resultados macroeconômicos afetados de forma radical pelo Plano Cruzado e pelas tentativas infrutíferas, com doses alternadas de heterodoxia e ortodoxia, de estabilização. Embora o modelo conte com choques de oferta e distúrbios de demanda, a natureza do Plano Cruzado, os congelamentos de preços e tabelamentos de juros não têm similar na estimação das equações. Ou seja, o modelo não tem memória ou experiência para simular os efeitos deste tipo de distúrbio. No tocante a 1987, as dificuldades causadas pelos efeitos retardados do Plano Cruzado e pelas tentativas não convencionais de controlar a inflação foram acrescidas da falta de disponibilidade de informações.

O teste do desempenho ficou restrito a algumas variáveis no ano de 1986 e nos dois primeiros trimestres de 1987. Para a simulação do modelo, duas questões devem ser resolvidas. Primeiro, algumas equações básicas – em particular as relativas aos choques de oferta e distúrbios de demanda – utilizam o nível corrente do Índice Geral de Preços no seu cálculo. Entretanto, o nível P é uma variável endógena. Para resolver o problema, evitando a solução simultânea, e ao mesmo tempo sendo fiel ao conceito de inovação, os distúrbios u podem utilizar o índice

esperado de preços $E(P)$, conforme a definição (14-d) do apêndice A.

A Tabela 4 compara os valores observados com as estimativas do modelo para algumas variáveis básicas. Considerando a atipicidade do período, o comportamento preditivo do modelo é claramente satisfatório. Os maiores erros situam-se no terceiro e quarto trimestre de 1986, no tocante ao crescimento do PIB real, e no primeiro trimestre (causado pelo Plano Cruzado) e quarto trimestre de 1986 e no segundo de 1987, para a inflação. Ou seja, apesar da esperada mudança dos parâmetros, o modelo antecipa muito bem as variáveis do módulo central. Da mesma forma, a previsão da taxa nominal de juros não apresenta grandes erros em 1986.

A crise de 1987 afeta naturalmente o desempenho do modelo. A conjuntura de 1987 – em particular do segundo semestre – foi marcada por uma forte propensão inflacionária (explicada por antecipação a novos congelamentos, reajustes de tarifas etc) e desestímulo à atividade produtiva. E este ambiente tornou-se mais visível ainda no segundo semestre de 1987. A falta de estimativas completas retarda o exame da qualidade do modelo neste período, porém é provável que as simulações subestimem a taxa de inflação e superestimem o crescimento do produto real. O efeito deste tipo de erro no restante do modelo depende da sensibilidade das demais variáveis endógenas ao produto real e à inflação.

TABELA 4
DESEMPENHO PREDITIVO DO MODELO.
TESTE COM ALGUMAS VARIÁVEIS EM 1986 E 1987.

	1 I	9 8	8 6	II
	OBSERVADO	PREVISTO	OBSERVADO	PREVISTO
1 - PIB REAL:				
a) Base 1980 = 100	91,06	93,36	119,13	114,73
b) Variação %				
- Anual	4,6	7,2	6,0	2,1
- Trimestral	-17,8	-15,7	30,8	26,0
2 - INFLAÇÃO (IGP/DI):				
a) Anual	251,8	186,4	195,1	145,9
b) Trimestral	49,0	45,4	8,3	7,8
3 - JURO NOMINAL %	35,8	48,4	4,1	7,2
4 - CAPACIDADE OCIOSA	10,8	7,5	2,7	6,2

(CONTINUAÇÃO)

	1 III	9 8	8 6	IV
	OBSERVADO	PREVISTO	OBSERVADO	PREVISTO
1 - PIB REAL:				
a) Base 1980 = 100	118,97	111,94	121,65	110,48
b) Variação %				
- Anual	7,4	1,0	9,8	-0,3
- Trimestral	-0,1	-6,0	2,2	-7,1
2 - INFLAÇÃO (IGP/DI):				
a) Anual	128,6	135,2	72,3	111,6
b) Trimestral	2,4	2,0	4,3	15,1
3 - JURO NOMINAL %	2,5	3,2	5,3	13,1
4 - CAPACIDADE OCIOSA	3,0	6,6	1,7	10,6

(CONTINUAÇÃO)

	1	9	8	7	
	I		II		
	OBSERVADO	PREVISTO	OBSERVADO	PREVISTO	
1 - PIB REAL:					
a) Base 1980 = 100	99,5	98,2	120,4	130,4	
b) Variação %					
- Anual	9,3	7,8	10,1	9,4	
- Trimestral	-18,2	-19,3	21,0	31,0	
2 - INFLAÇÃO (IGP/DI):					
a) Anual	186,4	197,5	157,9	152,1	
b) Trimestral	36,4	35,7	77,1	37,6	
3 - JURO NOMINAL %					
	16,0	23,5	19,7	34,0	
4 - CAPACIDADE OCIOSA					
	4,5	5,6	10,5	2,0	

VI - AS CONCLUSÕES

Este trabalho versou sobre a construção de um modelo macroeconométrico trimestral para a economia brasileira. O modelo é formado por seis módulos com vinte e sete variáveis endógenas, sete instrumentos básicos e seis dados exógenos, em quinze equações de comportamento, doze definições, nove relações técnicas e duas inequações.

O modelo filia-se à corrente néo-clássica e seu núcleo central é formado pelo instrumental corriqueiro da oferta e demanda agregadas. Medidas de política econômica, do tipo monetário ou de gastos públicos deslocam a demanda agregada, enquanto os choques de oferta e as mudanças autônomas de salários, câmbio, tarifas etc deslocam a oferta agregada. Quanto maior (menor) a capacidade ociosa, menor (maior) o efeito dos deslocamentos da demanda na inflação e maior (menor), nas quantidades.

A estimação empírica utilizou estatísticas até 1985, deixando os períodos seguintes para o teste do desempenho preditivo. O período para o teste é particularmente atípico, devido aos tremendos choques causados pelo Plano Cruzado e os sucessivos e infrutíferos programas de estabilização. Ainda assim, o desempenho do modelo nas variáveis básicas pode ser considerado satisfatório.

APÊNDICE A - AS EQUAÇÕES

O modelo é formado pelas seguintes equações, identificadas logo após a numeração pelas letras c, para equações de comportamento; d, para definições; r, para restrições; e t, para relações técnicas.

$$y'(t) = [1,1167; 0,9122; 0,9851; 1,0083] \cdot y(t) \quad (1-t)$$

$$y(t) = 0,121 \cdot y_a(t) + 0,879 \cdot y_{na}(t) \quad (2-t)$$

$$y_{na}'(t) = [1,0621; 1,0232; 0,9754; 0,9498] \cdot y_{na}(t) \quad (3-t)$$

$$\text{Log } \text{syna}(t) \cdot (1 - L) \cdot (1 - 0,033 \cdot L) = 0,0403 + (1 - L) \cdot u(t) \quad (4-c)$$

$$ynap(t) = \exp [\text{Log } \text{syna}(t) + 0,0744] \quad (5-t)$$

$$yp(t) = \exp [0,1019 + 0,7654 * \text{Log } y(t-1) + 0,9712 * \text{Log } y(t-4) - 0,7433 * \text{Log } y(t-5)] \quad (6-t)$$

$$y_{na}(t) < y_{nap}(t) \quad (7-r)$$

$$y(t) < yp(t) \quad (8-r)$$

$$hna(t) = \text{Log } y_{nap}(t) - \text{Log } y_{na}(t) \quad (9-d)$$

$$h(t) = \text{Log } yp(t) - \text{Log } y(t) \quad (10-d)$$

$$YN(t) = 0,6355 * P(t) * y(t) \quad (11-d)$$

$$P(t) = P(t-1) * [1 + DP(t)] \quad (12-d)$$

$$\tilde{P}(t) = 0,0098 + 0,8341 * DP(t-1) - 0,1697 * DP(t-4) \quad (13-c)$$

$$E(P(t)) = [1 + \bar{P}(t)] * P(t-1) \quad (14-d)$$

$$\begin{aligned} um(t) &= \log M_1(t) - \log E(P(t)) = 6,3816 + 3,9872 \bar{P}(t) - \\ &- 0,4353 \log y_p'(t) \end{aligned} \quad (15-c)$$

$$\begin{aligned} ug(t) &= \log G(t) - \log E(P(t)) - \log [G(t-4)/P(t-4)] = \\ &- 3,2312 \end{aligned} \quad (16-c)$$

$$\begin{aligned} ue(t) &= \log E(t) - \log E(P(t)) - 1,3106 * \log [E(t-1)/ \\ &/P(t-1)] + 0,4076 * \log [E(t-2)/P(t-2)] - \\ &- 0,4767 \end{aligned} \quad (17-c)$$

$$\begin{aligned} uw(t) &= \log W(t) - \log E(P(t)) = 0,4112 * \log [W(t-1)/ \\ &/P(t-1)] - 0,6711 * \log [W(t-4)/P(t-4)] + \\ &+ 0,2074 \end{aligned} \quad (18-c)$$

$$\begin{aligned} upp(t) &= \log P_p(t) - \log E(P(t)) = 0,9279 * \log [P_p(t-1)/ \\ &/P(t-1)] - 0,0143 \end{aligned} \quad (19-c)$$

$$ua(t) = \log y_a(t) - 0,9809 * \log y_a(t-4) - 0,1235 \quad (20-c)$$

$$\begin{aligned} yna(t) &= \exp [-0,2621 * hna(t-1) + 0,9618 * \log [ynap(t)] \\ &+ 0,0337 * um(t-1) + 0,0482 * ug(t-6) + 0,2155 * \\ &* ue(t-3) + 0,1094 * uw(t) - 0,1122 * uw(t-4) - \\ &- 0,0946 * upp(t-1) + 0,1095 \end{aligned} \quad (21-c)$$

$$d yna(t) = yna(t)/yna(t-1) - 1 \quad (22-d)$$

$$d ynap(t) = ynap(t)/ynap(t-1) - 1 \quad (23-d)$$

$$d yna(t) = d ynap(t) + 0,7379 * hna(t-1) + F(t) \quad (24-c)$$

$$d y(t) = y(t)/y(t-1) - 1 \quad (25-d)$$

$$\begin{aligned} DP(t) &= 0,0119 + 1,0906 * \bar{P}(t) - 0,1349 * ua(t) + \\ &+ 0,0790 * um(t-2) + 0,0303 ug(t-1) + 0,3539 * \\ &* ue(t-2) + 0,1275 * uw(t-3) + 0,2391 * upp(t) - \\ &- 0,3583 * h(t-1) \end{aligned} \quad (26-c)$$

$$i(t) = -0,0453 + \bar{P}(t) + 0,0324 * B(t)/M_1(t) \quad (27-c)$$

$$CAP(t) = \exp (1,6975 - 0,2579 * \log [Pc(t)/P(t)] + 0,2982 * \log y(t-1) + 0,7363 * \log CAP(t-4)) \quad (28-c)$$

$$T(t) = P(t) * \exp (2,2401 + 0,5072 * \log y(t-2) + 0,3068 * \log [T(t-1)/P(t-1)]) \quad (29-c)$$

$$SU(t) = T(t) - G(t) \quad (30-d)$$

$$QX(t) = \exp (-8,3936 + 0,1363 * \log [E(t)*Px(t)/W(t)] + 1,5320 * hna(t-2) + 1,1118 * \log yus(t-3)) \quad (31-c)$$

$$QMP(t) = (1 - \chi) CAP(t) \quad (32-t)$$

$$\chi(t) = YPET(t)/CAP(t) \quad (33-t)$$

$$QMO(t) = 1,464 * QMT(t) - 0,464 * QMP(t) \quad (34-t)$$

$$Pmo(t) = 1,464 * Pmt(t) - 0,464 * Pm(t) \quad (35-t)$$

$$QMO(t) = \exp (3,2575 - 0,2772 * \log [E(t-2) * Pmo(t-2) / W(t-2)] + 0,3092 * \log y(t-1) - 0,9216 * h(t-2) + 0,4341 * \log QMO(t-4)) \quad (36-c)$$

$$VX(t) = 0,3198 * Px(t) * QX(t) \quad (37-d)$$

$$VM(t) = 0,8069 * Pmo(t) * QMO(t) + 0,000906 * Pm(t) * QMP(t) \quad (38-d)$$

$$SB(t) = VX(t) - VM(t) \quad (39-d)$$

APÊNDICE B - AS VARIÁVEIS

As variáveis do modelo, com respectivos códigos, unidades e fontes estão listadas a seguir. Quando a fonte corresponde a uma equação do modelo, a numeração refere-se àquela do Apêndice A.

y = PIB real, base : 1980 = 100. Fonte : Contador-Wilber

y' = PIB real, corrigido de sazonalidade, base : 1980 = 100. Fonte : obtido de y

yna = Produto real não-agropecuário, base : 1980 = 100. Fonte : expressão (2-t) do modelo.

yna' = Produto real não-agropecuário, corrigido de sazonalidade, base : 1980 = 100. Fonte : obtido de yna.

yp = PIB real potencial. Fonte : expressão (6-t) do modelo.

ynap = Produto real potencial não-agropecuário. Fonte : expressões (4-c) e (5-t).

h = Hiato do PIB real. Fonte : expressão (10-d).

hna = Hiato do Produto real não-agropecuário. Fonte : expressão (9-d).

YN = Produto nominal, base : 1980 = 100. Fonte : expressão (11-d)

P = Índice Geral de Preços, Disponibilidade Interna, base : março de 1986 = 100. Fonte : Fundação Getúlio Vargas (FGV).

E(P) = Índice de Preços IGP/DI esperado. Fonte : expressão (14-d).

DP = Taxa de inflação trimestral, IGP/DI. Fonte : taxa de variação trimestral de P.

$\hat{\pi}$ = Expectativa de inflação, IGP/DI. Fonte : expressão (13-c).

M1 = Meios de Pagamentos, média trimestral, Cr\$ milhões correntes. Fonte : Banco Central (BACEN).

G = Gastos da União, Execução Financeira do Tesouro Nacional, acumulado no trimestre, Cr\$ milhões correntes. Fonte : BACEN.

E = Taxa oficial de câmbio, venda, média trimestral, Cr\$/dólar. Fonte : BACEN.

W = Salário mínimo, média trimestral. Cr\$ correntes. Fonte : FGV.

Pp = Índice de Preços por Atacado, Oferta Global, Combustíveis e Lubrificantes, base : março de 1986 = 100. Fonte : FGV.

ya = Produto real da agropecuária, base : 1980 = 100. Fonte : Contador-Wilber.

i = Taxa nominal de juros, OVER-ADM, média trimestral. Fonte : BACEN.

B = Estoque de títulos federais em poder do público (DTN, LTN e LBC), média trimestral, em Cr\$ milhões correntes. Fonte : BACEN.

CAP = Consumo aparente de petróleo, acumulado no trimestre, em mil barris. Fontes : CNP e FGV.

YPET = Produção nacional de petróleo, acumulado no trimestre, em mil barris. Fonte : Petrobrás.

T = Receita Tributária da União, acumulado no trimestre, em Cr\$ milhões correntes. Fonte : BACEN.

SU = Saldo da União, acumulado no trimestre. Fonte : BACEN.

QX = Índice quantum de exportações totais, média trimestral, base : 1977 = 100. Fonte : FGV.

Px = Índice de preços em US\$ das exportações totais, média trimestral, base : 1977 = 100. Fonte : FGV.

yus = PNB real dos Estados Unidos, em US\$ bilhões de 1980. Fonte : International Financial Statistics (FMI).

X = Participação da produção brasileira no consumo nacional de petróleo. Fonte : expressão (32-t).

QMT = Índice quantum da importação total, média trimestral, base : 1977 = 100. Fonte : FGV.

- QMP = Índice quantum da importação de petróleo, média trimestral, base : 1977 = 100. Fonte : FGV.
- QMO = Índice quantum das outras importações (exclusive petróleo), média trimestral, base : 1977 = 100. Fonte : expressão (34-t).
- Pmo = Índice de preços em US\$ de outras importações (exclusive petróleo), média trimestral, base : 1977 = 100. Fonte : expressão (35-t).
- Pmt = Índice de preços em US\$ das importações totais, média trimestral, base : 1977 = 100. Fonte : FGV.
- Pm = Índice de preços em US\$ das importações de petróleo, média trimestral, base : 1977 = 100. Fonte : FGV.
- VX = Valor FOB da exportações totais, em US\$ milhões correntes. Fonte : BACEN.
- VM = Valor FOB da importações totais, em US\$ milhões correntes. Fonte : BACEN.

BIBLIOGRAFIA

1. BARBOSA, F.H. A demanda de moeda no Brasil: uma resenha da evidencia empirica. *Pesquisa e Planejamento Economico*, 8: 33-82, abril 1978.
2. CONTADOR, C.R. O espaço para o deficit publico em 1986. *Conjuntura Economico*, 40 (4): 46-8, ab. 1986.
3. ———. Um modelo macroeconometrico com choques de oferta. *Revista Brasileira de Economia*, 38 (3): 229-52, jul.set. 1984
4. ——— & SANTOS FILHO, W.A.C. Crescimento economico 86: estimativas trimestrais. *Conjuntura Economico*, 41 (4): 87-90, abril 1987b.
5. ——— & ———. *Produto interno bruto trimestral: bases metodologicas e estimativas*. Rio de Janeiro, COPPEAD/UFRJ, 1987a. (Relatorio de Pesquisa, 68).
6. FUNDAÇÃO IBGE. Indicadores IBGE, v. 6, no. 7, jul. 1987.
7. LOPES, F.L. & MODIANO, E.M. Determinantes externos e internos da atividade economica no Brasil. *Estudos Economicos*, 15 (3): 387-404, set./dez. 1985.