TEXTOS PARA DISCUSSÃO INTERNA

Nº 67

"A Economia Brasileira: Uma Interpretação Econométrica".

Versão IV

Cláudio Roberto Contador

Março de 1984

Versões Anteriores

I - Março de 1982

II - Setembro de 1982

III - Março de 1983

Tiragem: 100 exemplares

Trabalho elaborado em: Março de 1984

Instituto de Pesquisas do IPEA
Instituto de Planejamento Econômico e Social
Avenida Presidente Antonio Carlos, 51 - 13º/17º andar
20.020 Rio de Janeiro RJ
Tel.: (021) 210-2423

Este trabalho é da inteira e exclusiva responsabilidade de seu autor. As opiniões nele emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Secretaria de Planejamento da Presidência da República.

A ECONOMIA BRASILEIRA: UMA INTERPRETAÇÃO ECONOMÉTRICA*

Cláudio R. Contador**

I - INTRODUÇÃO

O final da década de 60 e os anos 70 foram profícuos em trabalhos versando sobre a modelagem econométrica da economia brasileira, desde esquemas muito simples de formas reduzidas, restritas a umas poucas equações - inicialmente com a abordagem Harrod-Domar e depois na visão monetarista de Saint-Louis -, até sistemas de grande porte, na tradução de Tinberger e Klein-Goldberger. Uma lista parcial dos modelos contém os estudos de Baer e Kerstenetzky,[1] Sahota,[2] Leão e outros,[3] IPEA,[4] Tintner e outros,[5]

---

*Este trabalho contou com o apoio financeiro da FINEP. Agradeço os úteis comentários e sugestões recebidos no Seminário Externo promovido pelo Instituto de Pesquisas do IPEA/SEPLAN, em janeiro de 1983, e as críticas a uma versão resumida no Encontro sobre Modelos Macroeconômicos e Setoriais, patrocinado pela Sociedade Brasileira de Econometria (SBE) e pelo Centro de Ciências Sociais da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, em outubro de 1983. Sou igualmente grato ao auxílio computacional de Moacir Sancovschi. Naturalmente, os erros são de responsabilidade exclusiva do autor.

**Professor do Programa de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração COPPEAD/UFRJ.

[1] W. Baer e I. Kerstenetzky, "Patterns of Brazilian Economic Growth", Cornell University, mimeo, abril de 1966.

[2] Gian Singh Sahota, Brazilian Economic Policy: An Optimal Control Theory Analysis (New York, Praeger pub. 1975), e também "Causas e Efeitos de Inflação no Brasil", Revista Brasileira de Economia, vol. 26, outubro/dezembro de 1972, pp. 257-294.

[3] A.S.C. Leão e outros, "Matriz de Insumo-Produto do Brasil", Revista Brasileira de Economia, vol. 27, julho/setembro de 1973, pp. 3-10.

[4] IPEA (antigo EPEA - Escritório de Pesquisa Econômica Aplicada), Bases Macroeconométricas do Plano Decenal, Rio, mimeo, 1966.

[5] G. Tintner, I. Consiglieri e J.T.M. Carneiro, "Um Modelo Econométrico Aplicado à Economia Brasileira", Revista Brasileira de Economia, vol. 24, janeiro/março de 1970, pp. 5-17.

Naylor e outros,[6] Rato e Figueiredo,[7] Fundação IBGE,[8] Lemgruber,[9] Assis,[10] Wharton,[11] Rijckeghen,[12] Cardoso e Taylor,[13] Lysy e Taylor,[14] e outros.[15]

Infelizmente, a experiência com modelos macroeconométricos não tem sido das melhores, não apenas no Brasil como no exterior. Esta questão tem inclusive gerado um acalorado debate nos EUA. Em 1978, Lucas e Sargent[16] expressaram a opinião de que os

---

[6]T. H. Naylor e outros "A Simulation Model of the Economy of Brazil", em Nancy D. Ruggles (ed.) The Role the Computer in Economic and Social Research in Latin America. New York, NBER 1974.

[7]Maria Helena C. Rato e José B. Figueiredo, Modelo IBGE-OIT, Relatório IBGE, Rio, 1973.

[8]IBGE, Atividades de Simulação na Área Econômica-Demográfica no IBGE, Série de Estudos e Pesquisas, nº 3, 1979.

[9]A. C. Lemgruber, "O Modelo Econométrico de St. Louis Aplicado no Brasil", Revista de Administração de Empresas, jan./fev. 1975, reimpresso em Inflação, Moeda e Modelos Macroeconômicos: O Caso do Brasil, (Rio, Ed. FGV, 1978).

[10]Milton P. Assis, Um Modelo Macroeconométrico de Política a Curto Prazo para o Brasil, Rio, IPEA/INPES, 1981.

[11]Wharton Econometric Forecasting Associates Inc Brazilian Model; Version II, 1975; Version III, 1978, Philadelphia, EUA.

[12]Willy van Rijckeghen, "An Intersectorial Consistency Model for Economic Planning in Brazil", em H. S. Ellis (ed.) The Economy of Brazil (Berkeley, University of California Press, 1969).

[13]Eliana A. Cardoso e Lance Taylor, "Theoretical Framework for Identy-Based Planning", em Lance Taylor e outros, Models of Growth and Distribution for Brazil, (New York, Oxford University Press, 1980).

[14]Frank J. Lysy e Lance Taylor, "The General Equilibrium Income Distribution Model" e "Formal Statement of the General Equilibrium Model", em Taylor e outros, op.cit.

[15]Uma revisão dos modelos anteriores a 1973 é encontrada em J. A. Souza e J. V. Monteiro, "Models of the Brazilian Economy", em Ruggles (ed.), op. cit.

[16]Robert E. Lucas e Thomas J. Sargent, "After Keynesian Macroeconomics", After the Phillips Curve: Persistence of High Inflation and High Unemployment, Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series nº 19, Junho de 1970, p. 69. Parte das críticas já havia aparecido em Robert E. Lucas, "Econometric Policy Evaluation: A Critique", The Phillips Curve and Labor Markets, Carnegie-Rochester Conference, Suplemento de Journal of Monetary Economics, editado por K. Brunner e A. H. Meltzer, 1976.

modelos macroeconométricos existentes eram incapazes de auxiliar a formulação da política econômica, devido aos fracassos e erros substanciais e, também, à falta de base teórica e mesmo econométrica. Os erros seriam tão sérios que mesmo com grandes aperfeiçoamentos não haveria uma melhoria significativa no desempenho dos modelos. Porém, em resposta a esta opinião desanimadora, Modigliani,[17] Solow,[18] Gordon,[19] e Poole[20] argumentaram que o problema não estava nos erros dos modelos, mas sim nas dificuldades encontradas pelos formuladores da política econômica em controlar o mundo real.

A origem das falhas dos modelos incorpora as mais variadas características: variáveis que se tornam importantes não incluídas no modelo; a estrutura incompleta de alguns ou, ao contrário, demasiadamente complexa de outros; a dificuldade de operacionalizar simulações; ou a despreocupação com o rigor econométrico. O fato paupável é que houve desestímulo a novos desenvolvimentos e o aparecimento de dois comportamentos: a descrença no instrumental; e a reformulação completa do enfoque e estrutura básica, no sentido da análise de formação de preços ou da hipótese de expectativas racionais. Um exemplo da nova safra no Brasil é o estuto de Guedes e Mascolo.[21]

O presente estudo ambiciona cobrir basicamente três aspectos. O primeiro é aprofundar o conhecimento da economia brasileira e aperfeiçoar o desempenho preditivo, incorporando choques de oferta - fato esquecido nos modelos construídos antes da crise

---

[17] Franco Modigliani, "Discussion", em <u>After the Phillips Curve</u> ... <u>Ibid</u>, p. 195.

[18] Robert M. Solow, "Summary and Evaluation", <u>Ibid</u>, pp. 203-204.

[19] Robert J. Gordon, "Can Econometric Policy Evaluation Be Salvad? A Comment", <u>The Phillips Curve and Labor Markets</u>...<u>op.cit</u>.

[20] William Poole, "Summary and Evaluation", <u>After the Phillips Curve: Persistence</u>... <u>op. cit</u>.

[21] Paulo Guedes e João Luis Mascolo, "Expectativas Racionais em Modelos Macroeconométricos para a Economia Brasileira", <u>Revista de Econometria</u>, Ano I, nº 2, novembro de 1981, pp. 41-75.

de energia - num modelo macroeconômico de porte relativamente simples. Os choques reais considerados são de cinco tipos: os aumentos do preço dos derivados do petróleo, os reajustes salariais, as quebras de safras agrícolas, as desvalorizações cambiais e a taxa de juros.

Em segundo lugar, embora não se filie à hipótese de expectativas racionais, o enfoque neoclássico do modelo assume que os desvios e variações não esperados na política econômica causam flutuações temporárias em variáveis reais - como o produto real, o emprego, o saldo real do orçamento público - e valores em variações autônomas podem modificar permanentemente variáveis nominais.

Finalmente, o modelo está redigido numa linguagem acessível, destinada a ilustrar o funcionamento da economia brasileira com a esperança de um aproveitamento didático. Um esforço paralelo envolve o desenvolvimento de um modelo de simulação e a montagem de jogos didáticos.

A Seção II descreve a estrutura teórica do modelo e as suas equações básicas. A estimação empírica é o assunto da Seção III. O desempenho preditivo e algumas simulações do modelo são discutidas na Seção IV. Finalmente, a Seção V conclui o estudo. Os códigos das variáveis e as equações do modelo são reproduzidos em apêndices.

II - ESTRUTURA DO MODELO

II.1 - Os Módulos

O modelo está estruturado em seis módulos:

1 - Demanda Nominal;

2 - Oferta Real;

3 - Governo (União);

4 - Setor Monetário-Financeiro;

5 - Setor Externo; e

6 - Setor Energético.

Ao todo, o modelo é formado por 48 equações, sendo 24 comportamentais, 23 definições e uma inequação (restrição). As variáveis endógenas estão divididas em variáveis-meta e endógenas secundárias. Embora a diferenciação entre os dois grupos não seja nítida, por variável-meta pressupomos todas aquelas contidas numa lista de prioridades. Algumas variáveis-meta típicas são: a taxa de inflação; o Produto Interno Bruto Real e a sua taxa de crescimento; o saldo do Setor Público; o valor em dólares e quantum das exportações e das importações; o balanço de serviços; e os saldos comercial e em transações correntes. As variáveis exógenas ou dados, em número de oito, são: o preço em dólares do petróleo importado; os preços dos demais bens importados; o preço médio das nossas exportações; a inflação mundial; a taxa internacional de juros; a renda real do resto do mundo; a produção agrícola doméstica; e a dívida externa do início do período.

Finalmente, os instrumentos de política compreendem os gastos públicos da União, a oferta de moeda, a base monetária, a colocação líquida de títulos da dívida pública, os reajustes salariais, os impostos e subsídios sobre importações e exportações, e os preços administrados e a produção do combustível nacional. Ao todo, o modelo compreende 65 variáveis, sendo 48 endógenas, nove instrumentos e oito dados.

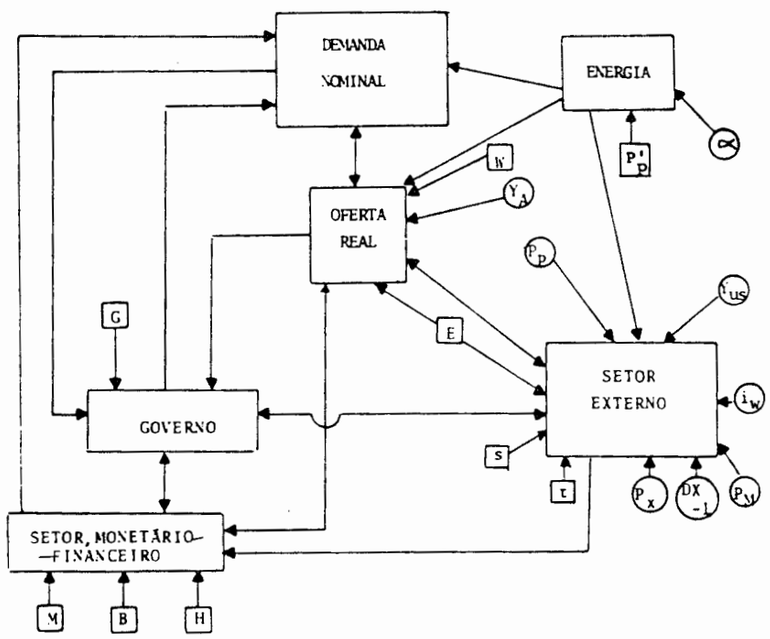
A Figura 1 resume a estrutura do modelo, decomposta nos seis módulos. As setas indicam relações que interligam os módulos; as variáveis dentro de círculos representam os dados exógenos, enquanto as que aparecem dentro dos quadrados indicam os instrumentos de política.

II.2 - Descrição Teórica

O núcleo do modelo é formado pelos módulos da demanda e da oferta agregada. Embora as equações retratem fenômenos distintos, a iteração da oferta e demanda agregada determina a taxa de inflação e o produto real (e o seu crescimento). Choques reais deslocam a oferta agregada, enquanto as medidas de política monetária e de gastos públicos afetam a demanda.

FIGURA 1

Estrutura do modelo



NOTAÇÃO

○ Dados Exógenos

□ Instrumentos de Política

A oferta agregada é descrita por uma equação em que a inflação observada depende das expectativas, da capacidade ociosa e dos choques de oferta:

$$\frac{\Delta P}{P} = \Pi + \alpha(y^P - y) + \beta\Delta C \qquad (1)$$

onde $\Delta P/P$ é a taxa de inflação observada, Π as suas expectativas, y^P o nível do produto potencial, y o produto efetivo e ΔC os choques de oferta. Por hipótese, $\alpha < 0$ e $\beta > 0$.

A demanda agregada, por sua vez, depende do nível da demanda do período anterior, das variações autônomas na demanda e da inflação não esperada:

$$y = y_{-1} + \Theta\Delta D + \gamma\left(\frac{\Delta P}{P} - \Pi\right) \qquad (2)$$

sendo y_{-1} o nível defasado e ΔD os deslocamentos da demanda, causados por medidas de política econômica. Por hipótese, $\Theta > 0$ e $\gamma < 0$

Por construção, o produto potencial cresce à mesma taxa que a tendência da demanda, igual à taxa de crescimento histórico $\dot{y}_n$, ou seja:

$$\frac{\Delta y^t}{y} = \frac{\Delta y^P}{y} = \dot{y}_n \qquad (3)$$

e a diferença entre os níveis retrata a ociosidade natural da economia h*, um conceito análogo ao da taxa natural de desemprego de Friedman:[22]

$$y^P \equiv (1 + h^*)\, y^t \qquad (4)$$

ou, para o produto em logaritmos:

$$h^* = y^P - y^t \qquad (4')$$

---

[22] M. Friedman, "The Role of Monetary Policy", The American Economic Review, vol. nº 1, março de 1968, pp. 1-17.

As equações (1), (2) e (4') compreendem sete variáveis: $\frac{\Delta P}{P}$, Π, y^P, y, y_{-1}, ΔC e ΔD, sendo dois dados (Π e y_{-1}) e dois choques exógenos (ΔC e ΔD). Isto significa que podemos expressar $\Delta P/P$ e y em função das outras quatro variáveis:

$$\frac{\Delta P}{P} = \frac{\alpha}{1+\alpha\gamma}(h_{-1} + \dot{y}_n) - \frac{\alpha\Theta}{1+\alpha\gamma}\Delta D + \frac{\beta}{1+\alpha\gamma}\Delta C \qquad (5)$$

sendo h_{-1} a capacidade ociosa disponível no início do período.

Simplificando a notação:

$$\frac{\Delta P}{P} = \Pi + \lambda_o (h_{-1} + \dot{y}_n) + \lambda_1 \Delta D + \lambda_2 \Delta C \qquad (6)$$

onde $\lambda 0 < 0$, $\lambda_1 > 0$ e $\lambda_2 > 0$.

Para o produto real, escrevemos, após alguma manipulação algébrica:

$$y - y_{-1} = \frac{\gamma\alpha}{(1+\gamma\alpha)}(h_{-1} + \dot{y}_n) + \frac{\Theta}{(1+\gamma\alpha)}\Delta D + \frac{\gamma\beta}{(1+\gamma\alpha)}\Delta C \qquad (7)$$

e, como o produto y está em logaritmos, simplificamos para:

$$\frac{\Delta y}{y} = \emptyset_o (h_{-1} + \dot{y}_n) + \emptyset_1 \Delta D + \emptyset_2 \Delta C \qquad (8)$$

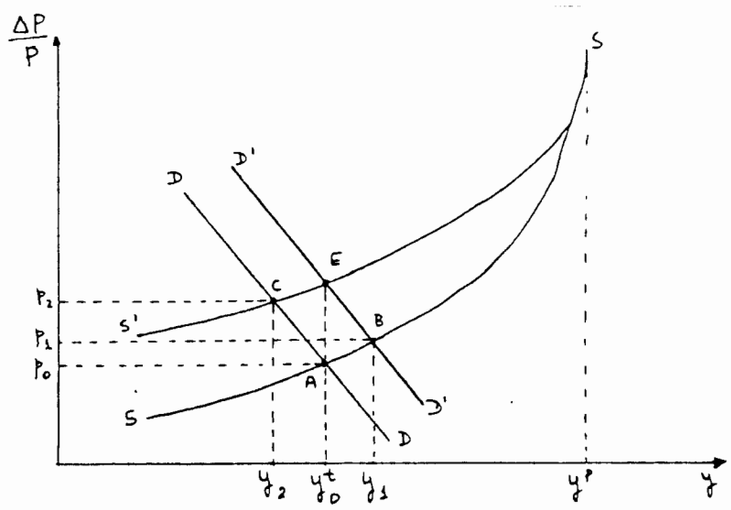
Na Figura 2, a curva de demanda agregada está representada por DD, com a inclinação dada por $\gamma < 0$, e a curva de oferta por SS, que tem inclinação positiva ($\alpha < 0$). À medida que a economia aproxima-se do pleno emprego, identificado por y^P, a curva de oferta torna-se cada vez mais inelástica.[23] Em condições de equilíbrio, subentendendo-se aí que os efeitos de todo o qualquer distúrbio ou de choques já foram absorvidos, o produto observado é y^t, identificado como produto "natural". A diferença entre y^P e y^t representa a "capacidade ociosa natural" da economia ou "hiato natural".

---

[23] Uma descrição mais detalhada é encontrada em Cláudio R. Contador, "Notas Didáticas sobre Demanda e Oferta Agregadas". Relatório Técnico nº 38, COPPEAD/UFRJ, abril de 1982.

FIGURA 2

OFERTA E DEMANDA AGREGADAS



Fatores que estimulam o dispêndio agregado, como a política monetária, os gastos públicos, etc., deslocam a demanda agregada para D'D'. Dependendo da inclinação da oferta, os deslocamentos da demanda tem efeitos diferenciados no produto real e nos preços. Nas condições descritas na Figura 2, o deslocamento de DD para D'D' causa o aumento do produto real para y_1 (ou seja, a taxa de crescimento de y_o^t para y_1 é maior do que o histórico $\dot{y}_n$), a ociosidade geral diminui de $y^P - y_o^t$ para $y^P - y_1$ e a inflação aumenta para p_1.

Por outro lado, partindo ainda da mesma posição e do equilíbrio natural A, choques de oferta, como quebras de safras, reajustes salariais reais acima de ganhos de produtividade, aumentos nos preços reais de insumos, etc., deslocam a oferta agregada para cima, de SS para S'S. Considerando a demanda agregada DD, os choques de oferta causam uma inflação maior do que a esperada e uma queda do produto real de y_1 para y_2, ou um crescimento inferior ao histórico $\dot{y}_n$.

Estes movimentos são de curto prazo quando a capacidade ociosa e o desemprego diferem da ociosidade natural e quando a in

flação observada é diferente da esperada. A longo prazo, porém, quando os ajustes são completos, a inflação observada se iguala à esperada e a ociosidade e o crescimento do produto retornam às taxas de equilíbrio.

Por ora, os efeitos no produto e nos preços dependem das inclinações da oferta e demanda e seus deslocamentos, causados pelas medidas de política econômica e pelos choques de oferta. É de se esperar que, quanto maior a capacidade ociosa, mais elástica será a curva de oferta. Por isso, em condições de grande ociosidade, deslocamentos de demanda agregada afetam mais o produto real do que a inflação, enquanto os deslocamentos da oferta influenciam principalmente os preços. No pleno emprego - no caso oposto -, deslocamentos da demanda afetam apenas os preços. Portanto, a capacidade ociosa da economia deve figurar nas equações.

Note-se que a capacidade ociosa disponível já constava das equações reduzidas (5) e (8). No entanto, o objetivo da sua inclusão não era especificamente capturar o formato da curva de oferta. Como a oferta não é linear, reescrevemos as equações reduzidas com o formato mais geral:

$$\frac{\Delta y}{y}(t) = F\left[\overset{+}{\dot{y}_n},\ \overset{+}{h}(t),\ \overset{+}{\Delta D}(t),\ \overset{+}{\frac{\Delta y_A}{y_A}}(t),\ \Delta\bar{S}(t),\ \bar{r}(t)\right] \qquad (9)$$

$$\frac{\Delta P}{P} = N\left[\overset{+}{\Pi}(t),\ \overset{-}{h}(t),\ \overset{+}{\Delta D}(t),\ \frac{\Delta\bar{y}_A}{\bar{y}_A}(t),\ \overset{+}{\Delta S}(t),\ \overset{?}{r}(t)\right] \qquad (10)$$

inclusive já incorporando os efeitos de safras agrícolas $\frac{\Delta y_A}{y_A}$ e das taxas reais de juros r (os sinais acima das variáveis indicam o sentido esperado).

As pressões de demanda nominal ΔD compreendem as variações autônomas da oferta de moeda e dos gastos públicos, enquanto os choques de oferta ΔS incluem o salário mínimo, a taxa de câmbio e o preço doméstico dos derivados de petróleo. Duas outras variáveis merecem comentários: a taxa real de juros e o crescimen

to da produção agrícola. Mudanças na taxa real de juros afetam, simultaneamente, a demanda e a oferta agregada. Por exemplo, um aumento na taxa real de juros tem o efeito de inibir o consumo e o investimento e, portanto, desloca a demanda agregada para baixo. Ao mesmo tempo, atua como pressão de custos, deslocando a oferta para cima. O resultado é uma queda no produto real, mas nada pode ser dito a priori sobre o efeito líquido na inflação, que depende das inclinações e deslocamentos das duas curvas. O efeito da taxa de juros é, portanto, definido sobre o crescimento econômico (negativo) e indeterminado quanto à inflação. A análise empírica pretende solucionar esta última dúvida.

Na especificação que temos em mente, o crescimento do produto agrícola independe da capacidade ociosa existente na economia. No modelo, a produção agrícola é um dado exógeno, determinado por decisões de agricultores e por variações climáticas, e por isso pode ser incluído como uma variável isolada na estimação empírica. Se o produto agrícola é um dado exógeno no modelo, a equação (9) deve retratar apenas o comportamento do produto não agrícola, ou seja, a produção industrial e os serviços. Desta forma, o crescimento do PIB real é uma média ponderada do crescimento dos dois setores:

$$\frac{\Delta y}{y}(t) = \xi \frac{\Delta y_A}{y_A} + (1 - \xi) \frac{\Delta y_o}{y_o} \qquad (11)$$

onde ξ corresponde à participação do produto agrícola no PIB e y_o é o produto não agrícola, obtido pela diferença entre o PIB e o produto agrícola. Com isto, o crescimento do produto y_o assume o formato:

$$\frac{\Delta y_o}{y_o}(t) = F'\left[\dot{y}_n,\ h(t),\ \Delta D(t),\ \frac{\Delta y_A}{y_A}(t),\ \Delta S(t),\ r(t)\right] \qquad (12)$$

onde y_n identifica a taxa média de crescimento histórico de y_o.

No nosso raciocínio, apenas variações não esperadas causam divergências a curto prazo na inflação e no crescimento do produto, respectivamente em relação à expectativa π e ao crescimento histórico $\dot{y}_n$. Por este motivo, o formato das equações (10)

e (12) é uma generalização do modelo monetarista popularizado por Lucas,[24] Sargent e Wallace,[25] Barro[26] e outros, ampliado aqui para outros efeitos, além da política monetária.

Outra questão importante - infelizmente não considerada[27] no modelo - diz respeito à chamada curva de Phillips "quebrada". Dadas a rigidez à queda da taxa de inflação e a maneira com que os indivíduos formam as expectativas de inflação, é possível que uma política de combate à inflação tenha efeitos mais severos no desemprego e no crescimento do produto real, enquanto a influência da expansão da demanda agregada se faça sentir mais na inflação do que nas quantidades. Para testar esta hipótese, seria necessário separar as variações das variáveis em valores positivos e negativos, o que é deixado para outra ocasião.

É de se esperar que, na ausência de distúrbios das políticas monetária e fiscal e de choques de oferta, o crescimento do produto real y_o seja igual ao crescimento histórico $\dot{y}_n$ e que a inflação observada seja idêntica à expectativa Π. Por isso, o parâmetro de Π na equação (10) e de $\dot{y}_n$ na equação (12) devem ser unitários. Quanto às mudanças na demanda agregada, nada pode ser

---

[24] Robert E. Lucas, "Expectations and the Neutrality of Money", Journal of Economic Theory, vol. 4, abril de 1973, pp. 103-124.

[25] T.J. Sargent e N. Wallace, "Rational Expectations and Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule", Journal of Political Economy, vol. 83, abril de 1975, pp. 241-254.

[26] Robert J. Barro, "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy", Journal of Monetary Economics, vol. 2, janeiro de 1976, pp. 1-39 e "Unanticipated Money Growth and Economic Activity in the United States", em R.J. Barro, Money, Expectations and Business Cycles: Essays in Macroeconomics (New York, Academic Press, 1981).

[27] Resultados interessantes que sugerem este comportamento são fornecidos por Antonio Carlos Lemgruber, "Expectativas Racionais e o Dilema Produto Real/Inflação no Brasil", Revista Brasileira de Economia, vol. 34, outubro/dezembro de 1980, pp. 497-539.

afirmado a priori sobre as magnitudes dos efeitos das políticas monetária e fiscal.[28]

As especificações das equações reduzidas para o crescimento econômico e a taxa de inflação devem ainda atender as condições de que, quanto mais próximo do produto potencial a economia operar, maior será o efeito de deslocamentos da demanda nos preços e menor no produto. Por outro lado, quanto maior a capacidade ociosa, maior será o efeito da demanda nas quantidades. Estas condições são atendidas com as especificações simplificadas:

$$\frac{\Delta y}{y} = \dot{y}_n + a\, f(h)\, \Delta D - b\, [1 - f(h)]\Delta S \qquad (13)$$

e:

$$\frac{\Delta P}{P} = \Pi + c\, [1 - f(h)]\Delta D + d\, f(h)\Delta S \qquad (14)$$

onde as demais variáveis foram ignoradas e os parâmetros a, b, c e d são positivos. Por definição, a equação f(h) é não linear e atende às restrições f(0) = 0 e f(1) = 1. É fácil notar que, no pleno emprego, h = 0, e:

$$\frac{\Delta y}{y} = \dot{y}_n - b\Delta S \qquad (15)$$

$$\frac{\Delta P}{P} = \Pi + c\Delta D \qquad (16)$$

ou seja, os deslocamentos da demanda afetam os preços, mas não as quantidades e por outro lado, os deslocamentos da oferta afetam as quantidades, mas não os preços. No caso de desemprego maciço, $f(h) \cong 1$, e obtemos:

$$\frac{\Delta y}{y} = \dot{y}_n + a\Delta D \qquad (17)$$

$$\frac{\Delta P}{P} = \Pi + d\Delta S \qquad (18)$$

---

[28] Ou seja, os parâmetros das políticas monetárias e de gastos públicos dependem de um conjunto de condições que não interessam no momento. Fazendo uma analogia com o enfoque hicksiano IS/LM, o parâmetro dos gastos públicos será tanto maior que o da política monetária quanto maior for a sensibilidade da demanda de moeda à taxa de juros, e vice-versa. Na prática, as condições são bem mais complexas, e este tipo de afirmativa tem pouco valor. Este aspecto será novamente abordado na ocasião dos testes empíricos.

Em qualquer caso, na ausência de choques reais e de deslocamentos da demanda, o crescimento do produto real é simplesmente igual à taxa histórica $\dot{y}_n$ e a inflação é igual à sua expectativa Π.

Naturalmente, na prática não devemos encontrar estes casos limites, mas as especificações acima abrangem os casos mais gerais. Por exemplo, a curva de Phillips convencional, com o dilema ortodoxo entre inflação e desemprego (ou crescimento econômico), corresponde a um mundo sem choques de oferta ($\Delta S = 0$), onde, operando com as equações (13) e (14), obtemos:

$$\frac{\Delta y}{y} - \dot{y}_n = \frac{a + f(h)}{c[1 - f(h)]} \left[\frac{\Delta P}{P} - \Pi\right] \tag{19}$$

ou seja, a inflação não-esperada está positivamente associada a taxas de crescimento econômico acima do crescimento histórico (desde que $f(h) < 1$).

Numa síntese apressada, esta é a versão ortodoxa da curva de Phillips. Note-se que dentro deste raciocínio não há lugar para pressões autônomas predominantemente de custo, pois o enfoque convencional pressupõe deslocamentos apenas da demanda agregada sobre uma dada curva de oferta, considerada constante. Assim, os deslocamentos da demanda agregada de DD para D'D' na Figura 2 geram simultaneamente maiores pressões inflacionárias, menor ociosidade (desemprego) e maior taxa de crescimento econômico. Por outro lado, uma política bem-sucedida de combate à inflação impõe deslocamentos na demanda agregada para a esquerda. A queda na inflação é vista como inevitável e ao preço de maior ociosidade, ou seja, de um sacrifício temporário na taxa de crescimento do produto real. Em todo este raciocínio, a curva de oferta agregada permanece estável e inalterável na posição SS.

No entanto, as conclusões são bem diversas se a curva de oferta agregada sofre deslocamentos. Choques de oferta como a crise do petróleo, a quebra de safras agrícolas e os aumentos autônomos nos preços reais de fatores têm o efeito de deslocar a curva de oferta para cima. Assim, com deslocamentos apenas de oferta:

$$\frac{\Delta y}{y} - \dot{y}_n = \frac{b[1 - f(h)]}{d\ f(h)} \left(\frac{\Delta P}{P} - \Pi\right) \tag{20}$$

e o trade-off entre inflação e crescimento econômico é negativo, contrariamente ao que postula a curva de Phillips. Em resumo, a questão sobre o realismo de cenários é predominantemente empírica, e as especificações (13) e (14) - onde as variações da demanda e os choques de oferta figuram multiplicados por uma função do desemprego - são suficientemente gerais para explicar uma gama variada de condições.

Daí a afirmativa de que as equações (9) e (10) fornecem uma versão mais ampla da curva de Phillips. Infelizmente, a segmentação no mercado de trabalho e a existência de emprego informal - características menos visíveis ou inexistentes nas economias industrializadas - dificultam a quantificação do que seja "desemprego" no Brasil. Assim, é mais realista associar inflação à capacidade ociosa de todos os fatores existentes na economia, ou ao "hiato do PIB", conceito identificado como $y^P - y$ na Figura 2.

Neste enfoque, o funcionamento dos mercados de fatores é explicado, além de outras variáveis, pela percepção do preço relativo recebido pelos proprietários dos fatores, ou ainda pelas mudanças nos preços nominais em comparação com as mudanças que eram esperadas. Para o conjunto da economia, a taxa observada de inflação pode diferir das expectativas formadas ex-ante, e esta discrepância é o elemento básico para explicar o trade-off positivo ou negativo a curto prazo entre inflação e capacidade ociosa.

A economia brasileira após 1973 parece estar mais próxima do cenário de flutuações na curva de oferta agregada do que do cenário de pressões apenas de demanda. Isto parece explicar por que a política ortodoxa de controle da demanda agregada tem causado mais desemprego e menor eficiência no combate à inflação do que em períodos passados.[28] Portanto, este raciocínio justifica

[28] Este raciocínio é explorado com detalhes em Cláudio R. Contador, "Inflation and Recession: Fate or Political Choice in Brazil Today?", Conference on the Recent Development and Future Perspectives of the Brazilian Economy, Florida International University, Florida, maio de 1982, e "Efeitos da Política Salarial na Inflação, Emprego e Produto Real", COPPEAD/UFRJ, mimeo, março de 1982.

a inclusão de choques reais na curva de Phillips,[29] e as equações (11) e (12), ampliadas para outras variáveis, em princípio, podem representar satisfatoriamente o mecanismo. A instabilidade da taxa natural de ociosidade é explicada pelos choques de oferta, que provocam o deslocamento esporádico do trade-off a curto prazo.

Escrevemos ainda as definições:

$$y(t) = y(t-1)\ (1 + \frac{\Delta y}{y}(t)) \tag{21}$$

$$P(t) = P(t-1)\ (1 + \frac{\Delta P}{P}(t)) \tag{22}$$

$$Y(t) = P(t)\ .\ y(t) \tag{23}$$

$$P^*(t) = P(t-1)\ .\ [1 + \Pi(t)] \tag{24}$$

e mais a restrição:

$$y(t) \leq y^p(t) \tag{25}$$

onde y corresponde ao PIB nominal, P* é o índice de preços esperado e y^p o PIB potencial.

Os deslocamentos da demanda ΔD combinam mudanças ponderadas nas políticas monetária e fiscal, identificadas através de variações autônomas na oferta de moeda e nos gastos públicos, nos períodos corrente e passado:

$$\Delta D(t) = d[\Delta M^*(t),\ \Delta G^*(t)] \tag{26}$$

onde M* e G* são as variações autônomas da política monetária e fiscal, respectivamente, acumuladas e não ajustadas até o período corrente t.

Por sua vez, os deslocamentos de oferta agregada ΔS são determinados por choques ou mudanças não esperadas na taxa de câm

---

[29] Esta questão foi também examinada empiricamente por J.M.Vasconcellos Filho, "Política de Estabilização na Presença de Choques", Tese de Mestrado, COPPEAD/UFRJ, agosto de 1982.

bio E, nos salários W e no preço doméstico dos combustíveis P'_p, também com efeitos acumulados e não ajustados no período t:

$$\Delta S(t) = S[\Delta E^*(t), \Delta W^*(t), \Delta P^*_p(t)] \quad (27)$$

Os conceitos de variação "autônoma" e de "choques" confundem-se, para os nossos propósitos, com o de "choques" de Sims.[30] Dado o conjunto Ω de informações disponíveis sobre todas as variáveis (pelo menos as contidas no arcabouço teórico imaginado), a "inovação" no processo estocástico de uma variável qualquer corresponde àquela parte da mesma variável que não pode ser prevista com este conjunto de informações.

No seu estudo sobre causalidades, Sims operacionalizou o conceito de inovação através de um filtro sugerido por Nerlove.[31] Porém, para os modelos macroeconométricos, onde a inovação está relacionada aos instrumentos de política econômica, o processo de filtragem de Sims nem sempre é adequado. Um procedimento mais recomendado é obter o componente de inovação através de resíduos ou pseudo-resíduos de regressões contidas no próprio modelo. Por exemplo, as inovações, ou melhor, as variações autônomas da política monetária correspondem ao componente não-demandado da oferta de moeda. Em termos gráficos, na Figura 3 a variação da oferta nominal de M^s para $M^{s'}$ gera um excesso de oferta de moeda igual à distância AB, eliminado através do crescimento da renda real (que desloca para cima a demanda de moeda) e/ou do crescimento dos preços.

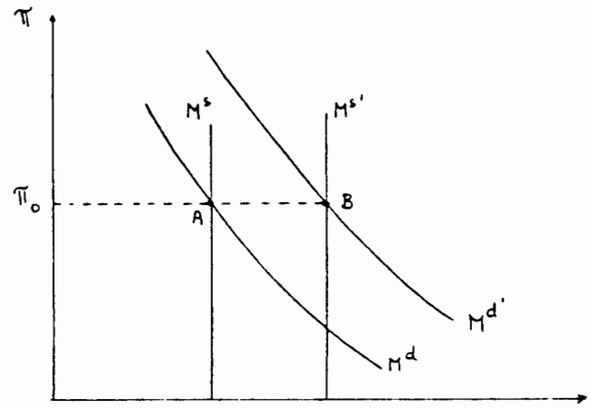
---

[30] Christopher A. Sims, "Money, Income and Causality", American Economic Review, vol. 62, setembro de 1972, pp. 540-552, e também C.W.J. Granger, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", Econometrica, vol. 37, julho de 1969, pp. 424-443.

[31] Marc Nerlove, "Spectral Analysis of Seasonal Adjustment Procedure", Econometrica, vol. 32, julho de 1954, pp. 241-286. Filtros mais adequados para variáveis no Brasil são encontrados em C.R. Contador, "A Exogeneidade da Oferta de Moeda no Brasil", Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 3, agosto de 1978, pp. 475-504.

FIGURA 3

O MERCADO DE MOEDA



A partir de uma equação de demanda convencional, sugerida pela reformulação de Friedman,[32] em que a quantidade real de moeda é determinada pela economia, enquanto o estoque nominal é imposto pelas autoridades monetárias, o estoque real demandado depende basicamente do nível de renda real e dos custos alternativos em reter moeda. Os custos alternativos são de dois tipos: o custo de reter moeda em termos de bens físicos, representado pela expectativa de inflação, e o custo de retornos sacrificados de ativos financeiros, representado pela taxa nominal de juros:

$$\left[\frac{M^d}{P}(t)\right]^d = L\left[y^t(t),\ \Pi(t),\ i(t)\right] \qquad (28)$$

onde $(M/P)^d$ corresponde ao estoque real demandado de moeda, i é a taxa nominal de juros em ativos financeiros substitutos de moeda e y^t a tendência do PIB real, uma proxy para a renda permanente.[33] A variação autônoma da política monetária pode ser definida como:

---

[32] M. Friedman, "The Quantity Theory of Money: A Restatment", The Optimum Quantity of Money and Other Essays (Chicago, Aldine Pub. Co., 1969).

[33] M. Friedman, A Theory of the Consumption Function (Princeton, Princeton University Press, 1957).

$$\Delta M^*(t) = L'\left[M^s(t_j) - P^*(t_j) \cdot \frac{M^d}{P}(t_j)\right] \tag{29}$$

onde M^s é a oferta nominal de moeda e L' um polinômio em retardos da variação autônoma em cada período t_j.

No tocante aos gastos públicos, a equação de comportamento é mais difícil de ser explicitada. Para simplificar uma questão difícil, diremos que os gastos públicos em termos reais G/P dependem dos gastos reais do passado:

$$\frac{G}{P}(t) = g\left[\frac{G}{P}(t_j)\right] \tag{30}$$

e as respectivas variações autônomas têm o formato:

$$\Delta G^*(t) = g'\left\{G(t_j) - P^*(t_j) \cdot g'\left[\frac{G}{P}(t)\right]\right\} \tag{31}$$

onde g' corresponde a um polinômio em retardos.

A hipótese implícita na forma funcional (30) é que os gastos públicos em termos de bens e serviços têm uma certa inércia, ou seja, o dispêndio corrente, em termos reais, depende dos gastos e compromissos dos anos anteriores, acrescidos de uma certa taxa de crescimento. Por hipótese, qualquer desvio em relação a este comportamento representa uma variação autônoma, com efeitos transitórios na demanda agregada nominal. O formato (31), representável por um processo auto-regressivo, atende portanto, ao conceito de inovação de Granger-Sims, onde o conjunto de informações é restrito ao comportamento passado da própria variável G/P.

No tocante aos choques de oferta, foi simplesmente suposto que o distúrbio real corresponde à diferença entre a variação nominal e a expectativa de inflação Π:[34]

---

[34] Na verdade, o cálculo é feito por:

$$\Delta n^*(t) = [(1 + \frac{\Delta N}{N}) / (1 + \Pi)] - 1$$

onde Δn^* é o choque real e $\Delta N/N$ a variação nominal da variável genérica N.

$$\Delta E^*(t) = e' \left[\frac{\Delta E}{E}(t_j) - \Pi(t_j)\right] \tag{32}$$

$$\Delta W^*(t) = w' \left[\frac{\Delta W}{W}(t_j) - \Pi(t_j)\right] \tag{33}$$

$$\Delta P^*_p(t) = p' \left[\frac{\Delta P'}{P'}(t_j) - \Pi(t_j)\right] \tag{34}$$

$$\Delta r^*(t) = r' \left[i(t_j) - \Pi(t_j)\right] \tag{35}$$

e, no caso da produção agrícola, simplesmente a taxa de crescimento do produto agrícola $\Delta y_A/y_A$. As funções e(.), w'(.), p'(.), e r'(.) representam polinômios em retardos.

O módulo seguinte complementa o comportamento do Setor Público. A definição do saldo do balanço do setor público exige que sejam examinadas as equações de gastos e de receitas tributárias e outras. Os gastos reais efetivos assumem o formato da equação (30), enquanto as receitas tributárias T são baseadas na renda nominal observada Y:

$$T(t) = t\,[Y(t)] \tag{36}$$

O saldo nominal do setor público, em geral um déficit, tem que ser coberto por emissões de base monetária e/ou por lançamento de títulos da dívida pública e/ou por empréstimos monetários junto ao setor financeiro:

$$T(t) - G(t) + R_g(t) + D_g(t) \equiv \Delta H(t) + \Delta C(t) \tag{37}$$

onde R_g representa as receitas totais das empresas estatais, D_g as suas despesas totais, H a base monetária, ΔB o saldo de títulos da dívida pública federal e ΔC o saldo de empréstimos do sistema financeiro ao setor público. Infelizmente, a impossibilidade de obtermos séries confiáveis das receitas e despesas das empresas estatais impede uma visão completa do setor público. Isto significa que os tributos, os gastos da União, a base monetária, a colocação de títulos da dívida e o crédito ao setor público podem ser escolhidos como instrumentos, sem violar a igualdade (37).

A criação de moeda acima do desejado desloca a demanda agregada, enquanto o financiamento através do lançamento de novos títulos eleva a taxa de juros real, reduzindo o estoque real demandado de moeda e também induzindo pressões na demanda e na oferta agregadas. Estas duas questões são cobertas pelo Módulo Monetário-

Financeiro. A partir da definição da oferta de moeda, através do multiplicador bancário m (não necessariamente constante):

$$M(t) \equiv m(t) \cdot H(t) \tag{38}$$

e do efeito crowding out da mudança da composição do passivo do governo federal na taxa de juros, obtemos a explicação da taxa de juros de títulos governamentais:

$$i_G(t) = s\left[\frac{B}{M}(t),\ \Pi(t)\right] \tag{39}$$

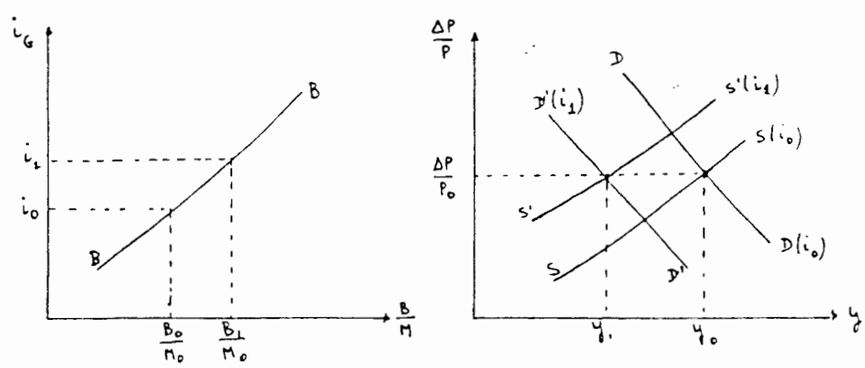
onde i_G, a taxa nominal de juros dos financiamentos dos títulos da dívida pública, define o patamar para as taxas de juros i dos demais ativos emitidos pelo setor privado:

$$i(t) = v'\left[i_G(t)\right] \tag{40}$$

Na Figura 4, a linha BB mostra a reação da taxa de juros de títulos públicos i_G à mudança na composição de títulos e moeda, para uma dada expectativa de inflação. Os respectivos efeitos na oferta e na demanda agregadas são vistos no gráfico da direita. Quanto maior o estoque relativo de títulos, menor o seu preço e, conseqüentemente, maior a taxa de juros, e vice-versa.

FIGURA 4

OS EFEITOS DA POLÍTICA DE "OPEN MARKET"



A composição B_o/N_o define a taxa i_o (para uma dada inflação esperada), acompanhada pela estrutura das demais taxas de juros da economia. Se as autoridades monetárias aumentam o estoque de títulos B, o efeito-portfólio eleva a taxa de juros para i_1. Porém, as taxas de juros mais elevadas deslocam para baixo a demanda agregada DD e, por efeitos nos custos de produção, desviam

para cima a oferta agregada (para S'S'). O resultado final é uma pressão para baixo no nível de produção real. No tocante aos efeitos nos preços, o resultado líquido é incerto, pois depende das inclinações das curvas e dos respectivos deslocamentos.

Note-se que não é imposta a condição de constância no multiplicador bancário m, permitindo que a oferta de moeda e a base monetária tenham taxas de crescimento diferentes, através de medidas políticas que modifiquem o multiplicador, como alterações nas reservas compulsórias dos bancos.

O Módulo de Energia resume-se numa equação com o consumo físico de petróleo, dependente da renda real e do preço doméstico real dos derivados de petróleo P'_p:

$$Q_p^d(t) = c\left[y(t),\ P'_p(t)/P(t)\right] \tag{41}$$

E, finalmente, o Módulo do Setor Externo é formado pelo Balanço de Pagamentos, restrito às Transações Correntes com itens moldados aos nossos propósitos, a saber:

a) Balança Comercial

1 - Exportações

2 - Importações

2.1 - Petróleo

2.2 - Outros

b) Balança de Serviços

1 - Fretes

2 - Viagens

3 - Seguros

4 - Lucros, Dividendos e Royalties

5 - Juros

6 - Serviços Governamentais

(c = a - b) Saldo de Transações Correntes

O modelo engloba equações para a estrutura acima,[35] onde ignoramos itens menores com as Transferências. Adotando a hipótese de participante marginal no comércio mundial, o valor FOB das exportações depende da renda real do resto do mundo e das variáveis que formam o preço real em cruzeiros das exportações. Através de uma manipulação algébrica, pode-se escrever que o quantum das exportações responde a estas mesmas variáveis:

$$Q_x(t) = x\left[y_{us}(t),\ P(t),\ P_x(t)\ E(t)\ s(t)\right] \qquad (42)$$

onde P_x é o índice de preço médio das exportações em dólares, Q_x o quantum das exportações, y_{us} a renda real do resto do mundo, E a taxa média de câmbio (Cr$/US$) e s os subsídios à exportação. Por definição, P_xQ_x (=VX) corresponde ao valor total das exportações FOB, em dólares. Se rejeitamos a hipótese de que o Brasil seja um price taker no mercado mundial, há necessidade de examinar separadamente as magnitudes das elasticidades-preço da oferta e da demanda de exportações. Alguns autores, como Paula Pinto[36] e Braga e Markwald,[37] rejeitam a hipótese de elasticidade-preço infinita para a demanda de exportações brasileiras de manufaturados. Esta consideração ampliaria o modelo, pois seria necessário desagregar a pauta de exportações (e provavelmente a de importações, pela mesma razão) e desenvolver equações simultâneas de oferta e de demanda.

---

[35] Tentativas prévias de construção de modelos econométricos para o setor externo são encontradas em J. V. Monteiro, "Estimação Econométrica do Setor Externo na Economia Brasileira", Pesquisa e Planejamento, volume 1, dezembro de 1971, pp. 373-380; A. C. Lemgruber, "O Balanço de Pagamentos no Brasil: Uma Análise Quantitativa", Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 6, agosto de 1976, pp. 313-352, e A. C. Pastore, J. R. M. de Barros, e D. Kadota, "A Teoria da Paridade do Poder de Compra, Minidesvalorização e o Equilíbrio da Balança Comercial Brasileira", Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 6, agosto de 1976, pp. 237-312.

[36] Maurício Barata de Paula Pinto, "Política Cambial, Política Salarial e o Potencial das Exportações de Manufaturados do Brasil no Período 1954/74", Estudos Econômicos, vol. 10, 1980.

[37] Helson C. Braga e Ricardo A. Markwald, "Funções de Oferta e de Demanda das Exportações de Manufaturados no Brasil: Estimação de um Modelo Simultâneo", Textos para Discussão Interna, INPES/IPEA, nº 37, julho de 1983.

Também é argumentado que, se as exportações correspondem ao excesso de oferta em relação à demanda interna, o mercado externo pode ser considerado uma saída para reduzir a capacidade ociosa existente. Neste caso, a queda da ociosidade das empresas (que reduziriam os custos médios até certo ponto) e o achatamento da demanda agregada por uma política de estabilização seriam estímulos suficientes para o aumento das exportações, dispensando os incentivos fiscais e creditícios e a própria desvalorização do cruzeiro. Nesta hipótese, a equação do quantum das exportações deveria conter alguma medida da capacidade ociosa industrial. Foram feitos alguns experimentos neste sentido com resultados insatisfatórios, razão por que optamos pela equação (42). De qualquer forma, este é um tema ainda polêmico.[38]

As importações, decompostas entre petróleo e outros produtos, recebem um tratamento mais detalhado.[39] As importações físicas de petróleo Q_p^m são definidas como a diferença entre o consumo Q_p^d definido pela equação (41) e a produção doméstica Q_p^s, assumindo variação nula de estoques:

$$Q_p^m(t) = Q_p^d(t) - Q_p^s(t) \qquad (43)$$

A participação da produção doméstica no consumo nacional de petróleo vem crescendo, mas a curto prazo pode ser considerada constante, ou então passível de definição pela política energética. Identificando a participação como z, obtemos:

---

[38] Por exemplo, Paula Pinto, op.cit., conclui que a utilização da capacidade ociosa não tem efeitos significativos sobre as exportações de manufaturados, enquanto Braga e Markwald, op. cit., concluem a favor de efeitos expressivos sobre a oferta de exportações. Nos nossos experimentos, a capacidade ociosa apresentou um efeito negativo.

[39] Além dos esquemas teóricos com aplicação empírica de Monteiro, Lemgruber, Pastore e outros, existem os trabalhos de M.F. Pombal Dib, "Equações para a Demanda de Importações no Brasil: 1960-79", Revista Brasileira de Economia, vol. 35, outubro/dezembro de 1981, pp. 373-386; e Richard Weisskoff, "Comércio, Protecionismo e a Elasticidade das Importações no Brasil", Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 8, agosto de 1978, pp. 525-544.

$$Q_p^m(t) = (1 - z)\ Q_p^d(t) \tag{44}$$

Em princípio, seria possível incluir a substituição de petróleo importado pelas fontes alternativas domésticas, em particular o aumento da produção interna, os efeitos do PROÁLCOOL,etc., porém isto tornaria o modelo bem mais complexo. De qualquer forma, a participação z já incorpora a substituição da importação de energia.

O restante das importações é expresso em quantidades:

$$Q_M(t) = k\ [y(t),\ P(t),\ P_M(t),\ E(t),\ \tau(t)] \tag{45}$$

onde P_M corresponde a um preço representativo das demais importações em dólares, Q_M é o quantum respectivo e τ os impostos sobre as importações não-petrolíferas.

O valor total das importações VM em dólares FOB é a soma das importações de petróleo e de outros itens:

$$VM(t) \equiv P_P(t)\ Q_P(t) + P_M(t)\ Q_M(t) \tag{46}$$

onde os preços internacionais em dólares de petróleo P_P e das demais importações P_M são exogenamentes dados.

Por definição, o saldo da balança comercial SBC é o resultado das expressões (42) e (46):

$$SBC(t) \equiv P_x Q_x(t) - VM(t) \tag{47}$$

Os itens relativos ao balanço de serviços são, em parte, dependentes da balança comercial e em parte, associados à divisão externa. As despesas em dólares com fretes e com seguros certamente dependem do valor global do nosso comércio exterior:

$$F(t) = n[XM(t)] \tag{48}$$

$$S_g(t) = v[XM(t)] \tag{49}$$

onde F e S_g correspondem às despesas com fretes e g com seguros, respectivamente, e XM é o valor do comércio exterior:

$$XM(t) \equiv P_x Q_x(t) + P_P Q_P(t) + P_M Q_M(t) \tag{50}$$

As despesas com viagens e turismo dependem do seu preço relativo em cruzeiros e da renda doméstica:

$$VT(t) = [P_{us}(t), E(t), P(t), y(t)] \quad (51)$$

onde VT indica os gastos totais em dólares e P_{us} o índice de preços do resto do mundo (representado pelo índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos). A remessa de lucros, de dividendos e de royalties é suposta como dependente da renda doméstica:

$$LD(t) = e\ [y(y)] \quad (52)$$

onde LD representa a soma destes itens em dólares.

O pagamento de juros é uma função do saldo da dívida externa do período anterior, das taxas médias de juros internacionais e de uma série de outros fatores (spread, composição da dívida por origem, etc.). Estas questões certamente exigem um tratamento mais exaustivo, mas impomos apenas a hipótese de que a taxa média de juros pagos é dependente da taxa internacional no EURO-DÓLAR:

$$J(t) = i_{BR}(t)\ .\ DX(t-1) \quad (53)$$

sendo:

$$i_{BR}(t) = i\ [i_w(t)] \quad (54)$$

onde J é o valor em dólares dos juros pagos, i_{BR} a taxa média de juros paga pelo Brasil, DX a dívida externa e i_w a taxa LIBOR.

Finalmente, as despesas no exterior com os serviços governamentais G_x, um item em geral mal explicado e obscuro, dependem dos gastos do período anterior:

$$G_x(t) = S\ [G_x(t-1)] \quad (55)$$

A soma dos itens relativos às equações (46) a (53) representa o saldo do balanço de serviços SBS:

$$SBS(t) = -F(t) - VT(t) - LD(t) - J(t) - G_x(t) \quad (56)$$

Por definição, o saldo em transações correntes STC é o resultado da soma da balança comercial com o saldo da conta de serviços:

$$STC(t) \equiv SBC(t) + SBS(t) \quad (57)$$

Este saldo (cronicamente deficitário) tem que ser compensado pelo movimento de capitais autônomos e pela variação das reservas, itens fortemente condicionados por decisões políticas

domésticas, boa vontade de credores, agências internacionais, empresários e governos de outros países. Devido às sérias dificuldades em especificar todas as variáveis envolvidas, os itens relativos aos movimentos de capitais não são analisados empiricamente.[40]

Enfim, este conjunto de equações sintetiza o modelo macroeconômico. Os detalhes da estimação empírica dos parâmetros são apresentados na próxima seção.

III - ESTIMAÇÃO EMPÍRICA

O período utilizado na estimação empírica varia segundo as regressões, devido à inexistência de dados de certas variáveis para os anos mais distantes, mas todas as regressões terminam em 1981. Esta deficiência limitou o emprego de técnicas de estimação empírica mais refinadas, como por equações simultâneas. O período mais longo cobre de 1957 a 1981, e os anos de 1982 e 1983 são usados para testar o desempenho preditivo do modelo.

Por construção, algumas equações apresentam variáveis endógenas do modelo como explicativas. Para resolver os problemas estatísticos causados pela simultaneidade, sempre que necessário recorreu-se a variáveis instrumentais e à estimação por mínimos quadrados em dois estágios.

III.1 - A Montagem de Algumas Variáveis

Os conceitos para os quais não existem estatísticas disponíveis exigem cuidados prévios para a sua construção. As principais variáveis nestas condições são o produto de pleno emprego, a tendência do produto ou o produto natural, a capacidade ociosa e a expectativa de inflação.

---

[40] Nas versões anteriores, foram apresentadas regressões para os itens dos movimentos de capitais autônomos. Os resultados deficientes e a crise pós-1982 confirmaram a inutilidade dos esforços.

a) Pleno emprego e produto "natural"

O conceito de "pleno emprego", identificado por y^p na seção anterior, estabelece o nível máximo que o PIB pode alcançar a cada momento, que, em conjunto com a taxa natural de ociosidade ou hiato natural, define o produto "natural" real. Estes conceitos teóricos exigem contrapartidas empíricas.

A medição do nível de pleno emprego suscita duas opiniões no meio acadêmico: aqueles que consideram a tarefa impossível e portanto intratável, na prática, e outros que, concordando com a sua complexidade, optam por esquemas simplificados de medição. Preferimos adotar o segundo enfoque, em que o critério mais difundido é aquele adotado pelo Conselho de Consultores Econômicos (Council of Economics Advisors) da Presidência dos Estados Unidos.[41] A diferença entre os produtos potencial e efetivo revela a capacidade ociosa ou "hiato" da produção da economia. A experiência empírica mostra que existe uma relação muito estreita entre o hiato da produção e a taxa de desemprego da economia. Esta associação ficou conhecida na macroeconomia como "Lei de "Okun"[42] e permite identificar o hiato como uma aproximação para a taxa de desemprego. No Brasil, os economistas adotam uma versão um pouco modificada, sendo o produto potencial obtido interligando os níveis de pico com uma linha de tendência exponencial, onde os níveis de pico são, por hipótese, identificados como ou próximos ao pleno emprego.

Outros critérios mais complexos para mensuração do produto potencial foram desenvolvidos por Solow,[43] que considera o

---

[41] Council of Economic Advisors, "The Gap Between Actual and Potential GNP" em John Lindawer (ed.). Macroeconomic Reading (New York, Free Press, 1965).

[42] Arthur Okun, "Potential GNP; its Measurement and Significance" em W.L. Smith e R. Teigen (eds.), Readings in Money, National Income and Stabilization Policy (Illinois, Richard D. Irwin, 1970).

[43] Robert Solow, "Technical Progress, Capital Formation and Economic Growth", American Economic Review, vol. 52, maio 1968.

estoque de capital da economia, por Soligo,[44] que inclui retardos no processo de ajustamento e outros. As estimativas do nível do produto potencial têm-se mostrado sensíveis ao critério adotado, mas, de um modo geral, o hiato entre os produtos potencial e efetivo apresenta um comportamento semelhante - ainda que a níveis médios diferentes - com qualquer um dos métodos.

A Figura 5 reproduz o Produto Interno Bruto (potencial e efetivo) para o Brasil, onde o conceito potencial foi obtido interligando a tendência exponencial nos níveis de pico. A Tabela 1 apresenta as séries relativas: na construção do PIB potencial, a tendência exponencial tangenciou o produto efetivo em 1928, 1938, 1951 (não indicados no gráfico), 1974 e 1976, anos que retratam, por hipótese, níveis nulos (ou negligíveis) de capacidade ociosa da economia. A parte inferior da mesma figura reproduz a evolução da capacidade ociosa, estimada pela diferença relativa entre PIB potencial e efetivo. O critério adotado pode ser discutível, mas as magnitudes estimadas para a capacidade ociosa em si pouco importam. O nosso interesse está centrado no seu comportamento, bastante semelhante ao obtido por outros autores.[45]

b) A expectativa de inflação

Os modelos mais recentes de formação de expectativas a-

---

[44] Ronaldo Soligo, "The Short Run Relationship Between Employment and Output", Yale Economic Essays, 1966.

[45] Uma discussão anterior é encontrada em Cláudio R. Contador, "Crescimento Econômico e Combate à Inflação", Revista Brasileira de Economia, vol. 34, jan./março de 1977, pp. 131-167. Medidas alternativas do Produto Potencial são fornecidas por Edmar L.Bacha, "Crescimento Econômico Brasileiro Recente e alguns de seus Principais Problemas", em Os Mitos de Uma Década (Rio de Janeiro, Editora Paz e Terra, 1978): A.C. Lemgruber, A Study of the Accelerationist Theory of Inflation (tese de doutoramento, Universidade de Virgínia, 1974): Luiz Zottman, "Inflação, Formação de Poupança e Criação de Emprego", A Economia Brasileira e suas Perspectivas, vol. 10, julho de 1971, pp. 129-135; W. Suzigan, R. Bonelli, M.H. T.T. Horta e C.A. Lodder, Crescimento Industrial no Brasil: Incentivos e Desempenho Recente (Rio, IPEA, Relatório de Pesquisa nº 26, 1974), pp. 120-130; R. Bonelli e Pedro S. Malan, "Os Limites do Possível: Notas sobre o Balanço de Pagamentos e Indústria nos Anos 70", Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 6, agosto de 1976, pp. 353-406; e Renato B. Neves, Os Ciclos na Indústria de Transformação, tese de mestrado, Universidade de Brasília, 1970.

FIGURA 5

PRODUTO INTERNO BRUTO: EFETIVO, POTENCIAL E HIATO,

(EM CR$ BILHÕES DE 1970)

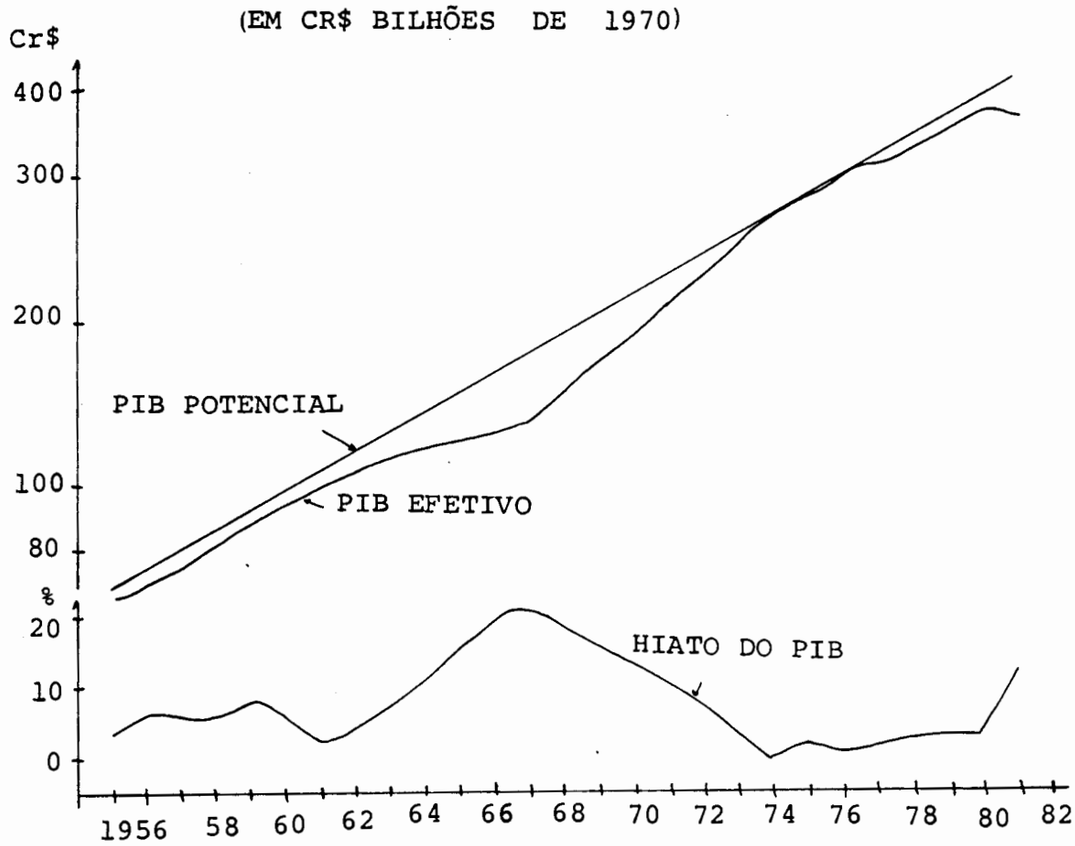


TABELA 1

PRODUTO INTERNO BRUTO: EFETIVO, POTENCIAL E TENDÊNCIA, EM Cr$ BILHÕES A PREÇOS DE 1970

ANO	PRODUTO EFETIVO	PRODUTO POTENCIAL[a]	PRODUTO TENDÊNCIA[b]	HIATO[c] EM %
1955	66,88	68,90	65,15	2,93
1956	69,05	73,89	69,73	6,55
1957	74,73	79,23	74,63	5,68
1958	80,42	94,97	79,88	5,35
1959	84,93	91,12	85,49	6,79
1960	92,79	97,71	91,50	5,03
1961	102,32	104,78	97,93	2,35
1962	107,67	112,35	104,81	4,17
1963	109,34	120,49	112,81	9,25
1964	112,52	129,31	120,06	12,92
1965	115,55	138,56	128,50	16,61
1966	119,88	148,59	137,53	19,32
1967	125,73	159,34	147,20	21,09
1968	139,77	170,87	157,54	18,20
1969	153,65	183,23	168,62	16,14
1970	167,23	196,49	180,47	14,89
1971	187,30	210,71	193,15	11,11
1972	208,20	225,96	206,73	7,86
1973	237,30	242,31	221,26	2,07
1974	259,87	259,87	236,81	0,00
1975	274,42	278,64	253,45	1,51
1976	300,00	300,00	271,27	0,00
1977	317,23	320,41	290,33	0,99
1978	332,45	343,61	310,74	3,25
1979	354,69	368,48	332,58	3,74
1980	382,79	395,14	355,95	3,12
1981	369,39	423,73	380,97	12,82

FONTE DOS DADOS ORIGINAIS: Fundação Getulio Vargas.

[a] Obtido com a interpolação dos pontos de tangência exponencial em 1951, 1974 e 1976. Ver texto.

[b] Tendência exponencial desde 1940; taxa de crescimento anual igual a 7,02%.

[c] Medido por $(y^p - y)/y/^p$.

dotam a técnica ARIMA de Box e Jenkins.[46] Em princípio, seria desejável que as expectativas fossem geradas pelas condições do próprio modelo, dando origem às chamadas "expectativas racionais",[47] que incorporam o arcabouço teórico do modelo com todo o conjunto de informações pertinentes. As expectativas de inflação dependeriam, portanto, de todos aqueles fatores que o modelo imaginasse como importantes, e isto significa expectativas determinadas endogenamente. Entretanto, o modelo econométrico já está suficientemente complexo e espera-se que o emprego do modelo ARIMA não gere maiores distorções nos resultados.

Porém, durante a fase de processos inflacionários crescentes, os modelos ARIMA tendem a subestimar a taxa de inflação. Também é de se esperar que os agentes econômicos sejam mais propensos a superestimar a inflação do que subestimá-la. Um mecanismo que serve de aproximação para esta hipótese é formado por expectativas baseadas num modelo ARIMA condicionadas a um valor não inferior à taxa de inflação observada no período anterior.

O processo foi estimado para o período 1950/81, com o índice de preços IGP/DI referente a médias anuais, utilizando-se o ano de 1982 como um teste de desempenho. A taxa de inflação no período 1955/81 é bem explicada por um processo auto-regressivo de primeira ordem:

$$(1 - \underset{(6,94)}{0,8985}\, L)\, \frac{\Delta P}{P}(t) = \underset{(1,05)}{0,0694} + u(t) \qquad (58)$$

$$\bar{R}^2 = 0,682$$

$$\sigma_u^2 = 0,0108$$

$$Q^2 = 9,6$$

onde os números entre parênteses, abaixo dos coeficientes, representam o estatístico t $\bar{R}^2$ é o coeficiente de determinação, ajustado para graus de liberdade σ_u^2 a variância dos resíduos e Q^2 o es-

---

[46] G.E.P. Box e G.M. Jenkins, Time Series Analysis, Forecasting and Control (São Francisco, Holden Day, 1976).

[47] John F. Muth, "Rational Expectations and the Theory on Price Movements", Econometrica, vol. 29, julho 1961, pp. 315-335.

tatístico Qui-Quadrado. O operador de retardo é representado por L, onde $L^i X(t) = X(t-i)$. O modelo é aceito a um nível igual a pelo menos 5% de significância. Com a hipótese assumida, temos:

$$\Pi(t) = \begin{cases} 0{,}0694 + 0{,}8983 \frac{\Delta P}{P}(t-1) & \text{se} \geq \frac{\Delta P}{P}(t-1) \\ \frac{\Delta P}{P}(t-1) & \text{se} < \frac{\Delta P}{P}(t-1) \end{cases} \tag{59}$$

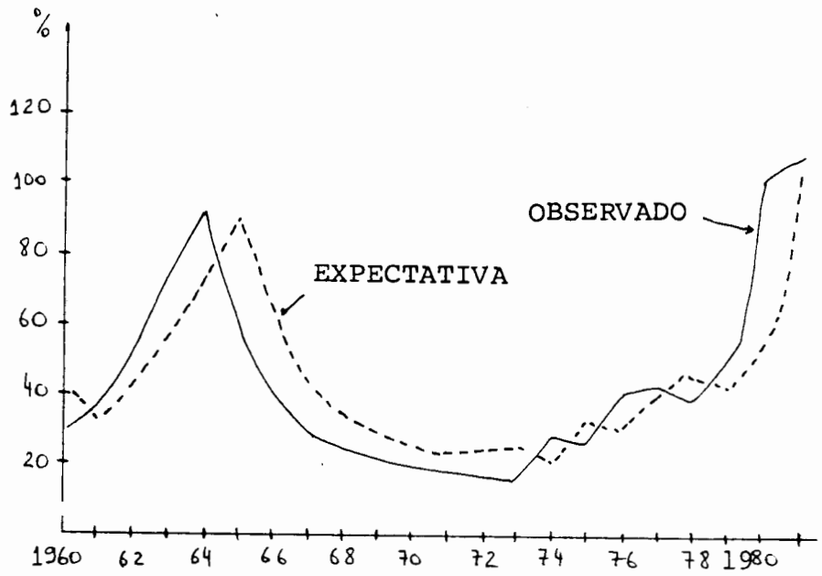
A Figura 6 mostra as expectativas formadas com a equação (59) com a inflação observada.

O modelo macroeconométrico poderia ser consideravelmente ampliado, e até mesmo tornado mais rigoroso, com o emprego do crescimento de outros índices de preços. Por exemplo, o conceito da variação real de salários é baseado no crescimento relativo dos salários nominais e do índice de custo de vida ou INPC, e não do IGP/DI. Também a política cambial relevante deveria basear-se na desvalorização efetiva do cruzeiro, em relação a uma cesta de moedas e ao crescimento do custo de produção dos bens exportados, geralmente medido pelo Índice de Preços por Atacado, Oferta Global, Produtos Industriais.

No entanto, mudanças reais nestas variáveis têm o efeito de deslocar a oferta agregada, e por isso deveriam referir-se ao mesmo índice de preços. O crescimento dos salários vis-à-vis o custo de vida é relevante para assalariados, mas não necessariamente para a economia como um todo, e o mesmo poderia ser dito em relação à desvalorização do cruzeiro. Como o interesse está voltado para a visão macro, e para evitar a multiplicidade de índices de preços, o deflator utilizado nas regressões é o IGP/DI.

Se do ponto de vista da oferta e da demanda agregadas este procedimento talvez seja perdoável, ele pode introduzir algumas distorções nas equações de comportamento do módulo do Balanço de Pagamentos. Por exemplo, as decisões de exportar e importar não devem ser baseadas, entre outras variáveis de preço (câmbio, subsídios, impostos), no crescimento do IGP, mas talvez em um índice mais específico. Ainda assim, para manter a simplicidade do modelo, será utilizado o IGP/DI nestas equações.

FIGURA 6
COMPARAÇÃO ENTRE AS EXPECTATIVAS
E A INFLAÇÃO OBSERVADA
(IGP/DI - MÉDIA ANUAL)



III.2 - As Regressões

No que se segue, as regressões estimadas recebem o mesmo número das equações correspondentes ao modelo teórico, diferenciadas apenas por um apóstrofo (').

a) Crescimento do PIB e a Inflação

A estimação das equações (10) e (12) exige a determinação prévia dos deslocamentos da demanda e dos choques de oferta. Por sua vez, o deslocamento da demanda envolve a estimação das variações não esperadas da política monetária e dos gastos públicos, baseados respectivamente na demanda de moeda e no comportamento dos gastos governamentais.

Uma série de experimentos recomendou que o melhor formato para f(h), em (13) e (14), seria uma equação do segundo grau, onde $f(h) = h^2$.

a.1) A demanda de moeda

A demanda de moeda tem sido um dos temas prediletos de monetaristas (e não-monetaristas) no Brasil, e a lista de trabalhos é das mais variadas.[48] Todos eles comungam da idéia de que o

---

[48] Pela ordem de publicação, a lista, certamente incompleta, inclui: A. Fishlow, The Monetary Policy in 1968, mimeo, IPEA, 1968; L.A. Fuenzalida, La Demanda por Dinero en Brasil: 1947/67, mimeo, CENDEC/IPEA, 1969; A.C. Pastore, "Inflação e Política Monetária no Brasil", Revista Brasileira de Economia, vol. 23, 1969, pp.92-128; M.H. Simonsen, Inflação: Gradualismo X Tratamento de Choque (Rio, Apec, 1970), Cap. VII; A.M. da Silva, "Demanda de Moeda e Taxa Esperada de Inflação: Um Estudo Empírico da Argentina, Brasil, Chile e USA", Estudos Econômicos, vol. 3, 1967, pp. 59-101; A.M. Silveira, "The Demand for Money: The Evidence from the Brazilian Economy", Journal of Money, Credit and Banking, vol. 5, 1973, pp. 113-140; C.R. Contador, Mercado de Ativos Financeiros no Brasil (Rio, IBMEC, 1974), Cap. 1, pp. 59-81 e Cap. VII e também "Desenvolvimento Financeiro, Liquidez e Substituição entre Ativos no Brasil: A Experiência Recente", Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 4, junho de 1974, pp. 245-284; E.F.S. Prado, "Forma Funcional em Econometria: Uma Aplicação à Estimação de Demanda de Moeda para o Brasil", tese de mestrado, Universidade de São Paulo, 1977 e "Demanda de Moeda no Brasil: O Problema da Forma Funcional", Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. II, dezembro de 1981, pp. 617-636. Uma resenha com críticas dos principais trabalhos é apresentado por F.H. Barbosa, "A Demanda de Moeda no Brasil: Uma Resenha da Evidência Empírica", Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 8, abril de 1978, pp. 33-82.

estoque real de moeda é determinado pela economia com base em três variáveis: renda real (permanente ou observada); taxa esperada de inflação; e taxa de juros. É de se esperar que a elasticidade-renda seja positiva e próxima da unidade, e que as elasticidades-preço (ou custo alternativo) sejam negativas, sendo o coeficiente em relação à inflação esperada (que representa o próprio custo) maior em termos absolutos do que a elasticidade com respeito ao custo de outros ativos substitutos.

Identificando o estoque de moeda pelo seu conceito mais simples de Meios de Pagamento em milhões de cruzeiros, a renda permanente pela tendência do PIB real e a inflação esperada obtida pelo processo auto-regressivo (51) do IGP/DI, o melhor resultado para o período 1960/81, numa série de experimentos, foi o seguinte:

$$\text{Log } \frac{M}{P}(t) = \underset{(9,88)}{3,5863} + \underset{(11,65)}{0,8173} \text{ Log } y^t(t) - \underset{(-4,50)}{0,5229} \, \Pi(t) \qquad (28')$$

R^2 = 0,935
F = 71,03
DW = 1,03
SE = 0,146

Em todos os experimentos realizados (não reproduzidos), a estimativa da elasticidade-renda assumiu um valor próximo de 1, embora inferior. Também foi constatado que a taxa de juros em Letras de Câmbio tem um efeito significativo, mas, a julgar pelo valor do parâmetro, a demanda de moeda seria mais sensível aos retornos em ativos substitutos do que ao seu próprio custo de retenção. Este resultado é contrário à teoria, pois é de se esperar que a elasticidade em relação ao seu próprio preço (custo) seja maior do que as elasticidades cruzadas. A inclusão da expectativa de inflação e da taxa de juros também não esclareceu a questão. Por este motivo, optamos pela regressão acima para fazer parte do modelo, embora o tema mereça estudo mais aprofundado.

É possível que o problema resida no conceito de moeda utilizado.[49] Outras definições mais amplas, incluindo os substitutos mais próximos de moeda, tendem a reduzir a elasticidade em relação aos juros. Inclusive a existência de correlação serial nos resíduos sugere que a especificação não é totalmente adequada e/ou alguma variável está omitida.

Porém, parece mais simples aceitar que a correlação serial existente decorre, principalmente, do ajuste incompleto do estoque demandado em um ano, ou seja, o acréscimo no nível de preços em resposta a um aumento no estoque de moeda não se realiza completamente em um ano.[50] Também é de se esperar que a imposição de uma política, se expansiva ou contracionista, perdure por mais de um ano. Conseqüentemente, tanto os ajustes distribuídos no estoque real como a persistência do mesmo tipo de política tendem a criar correlação serial nos resíduos. A inclusão da variável dependente defasada seria uma forma artificial de resolver a correlação serial, não adequada ao nosso caso.

A Figura 7 reproduz o ajuste da regressão (28') e as estimativas das variações autônomas segundo a expressão (29), restrita ao período corrente. As pressões autônomas restritivas da política monetária teriam ocorrido consistentemente no período 1966/72 e em 1981, enquanto as expansivas surgiram nos períodos 1960/65 e 1973/80. Os resultados para o passado mais recente, pela existência de efeitos retardados, são consistentes com o surto inflacionário que aflige a economia brasileira nos últimos anos. Observe-se que, apesar da queda no estoque real de moeda (medido pelos Meios de Pagamento), a expectativa de inflação crescente teria gerado um excesso de liquidez em 1980 e 1981.

---

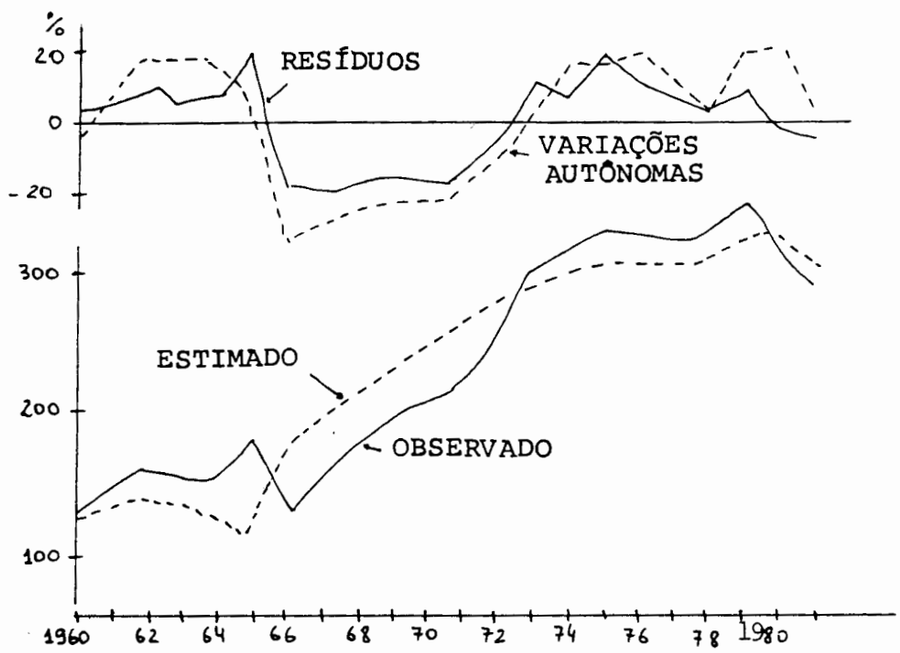
[49] Uma discussão sobre o conceito de moeda é encontrado em C. R. Contador, "O Conceito de Moeda no Brasil: Uma Sugestão", Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 8, dezembro de 1978 pp. 559-620 e "O Conceito de Moeda no Brasil: Metodologias e Evidências", COPPEAD/UFRJ, Relatório Técnico nº 30, novembro de 1980.

[50] Na verdade, outras pesquisas empíricas já demonstraram que o ajuste demora mais de 16 meses.

FIGURA 7

A DEMANDA DE MOEDA

(EM CR$ BILHÕES DE 1977)



a.2 - Os Gastos da União

A identificação de variações autônomas nos gastos públicos é uma tarefa mais complexa. A falta de informações adequadas sobre os gastos do setor público agregado, abrangendo a União e as empresas estatais, dificulta sobremaneira a mensuração do que seria a variação autônoma nos gastos públicos. O próprio controle das contas da União (as únicas apreciadas pelo Congresso Nacional) é, na prática, inócuo, na medida em que os gastos da União compreendem hoje pouco mais de 20% dos gastos públicos. Se o mecanismo de controle do setor público baseia-se em indicadores inadequados, a quantificação e os efeitos da política de gastos tornam-se desconhecidos. A criação da Secretaria de Controle das Empresas Estatais (SEST) em 1979 foi uma tentativa de exercer algum controle sobre o setor público, porém as informações históricas são curtas e não se prestam para estudos empíricos. Este problema pode ser contornado com a hipótese de que os gastos da União estão fortemente relacionados aos gastos totais, servindo, portanto, como uma variável proxy.

A regressão para os gastos da União, em milhões de cruzeiros de 1977, relativa ao período 1960/81, tem o formato extraído de um processo auto-regressivo de primeira ordem:

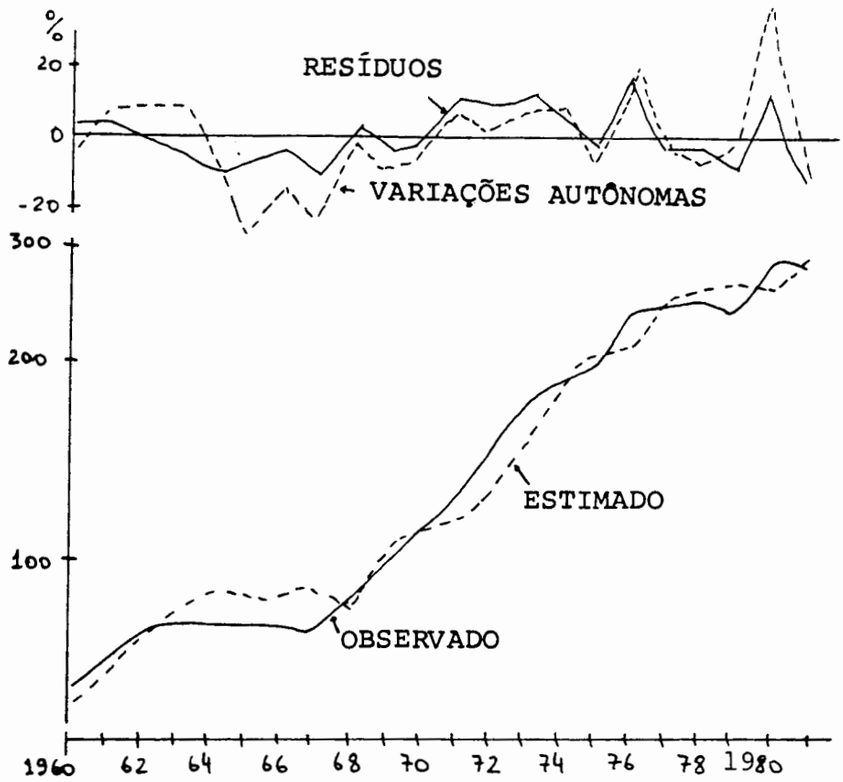
$$\underset{(28,42)}{(1 - 0,9695\ L)}\ \text{Log}\ \frac{G}{P}(t) = \underset{(1,18)}{0,2866} + u(t) \qquad (30')$$

$\bar{R}^2 = 0,973$
$\sigma u^2 = 0,0064$
$Q^2 = 4,8$

A Figura 8 contém os detalhes do ajuste e as estimativas das variações autônomas. Pressões expansionistas dos gastos da União sobre a demanda agregada teriam ocorrido de 1970 a 1976 e em 1979/80.

Estratégias voltadas para o controle da demanda agregada devem adotar medidas coerentes de política monetária e de gastos públicos. Porém, dependendo do indicador utilizado, a quantificação de "coerência" não é tão visível. Por exemplo, muitas vezes a política monetária é considerada apertada quando a taxa

FIGURA 8
OS GASTOS DA UNIÃO
(EM CR$ BILHÕES DE 1977)



atual de variação da oferta nominal de moeda é inferior à do período anterior. Outras vezes é sugerido que a quantificação de "aperto" seja baseada na variação em termos reais. Algo semelhante pode ser dito quanto à política fiscal.

O problema é que estes indicadores não retratam o mesmo fenômeno. A Tabela 2 mostra, pelo conceito de variação autônoma e crescimento nominal, que as políticas monetárias e de gastos públicos teriam sido coerentes no período 1960/81, ou seja, os dois indicadores, quando o objetivo era estimular a demanda agregada nominal, eram expansivos em variações. No entanto, não podemos afirmar que as medidas de políticas são coerentes (baixa significância) entre si quando identificadas pela variação real. Por sua vez, no período do "milagre", de 1968 a 1973, a consistência das medidas de política econômica só é visualizada pelas variações autônomas, as que efetivamente fazem sentido.

A coerência da política econômica, medida pela correlação entre as variações autônomas, cria, porém, uma séria dificuldade para as estimativas das equações (10) e (12) no tocante à multicolinearidade. O mesmo acontece quando examinamos os choques reais da Tabela 3 e da Figura 9. A correlação entre algumas variáveis independentes (limitadas pelo retângulo), em particular entre a taxa de câmbio, salários e preços de combustíveis, maior mesmo do que a taxa de inflação, limita seriamente a estimação empírica.

A solução é construir dois efeitos compostos do deslocamento da demanda e da oferta agregadas. O deslocamento da demanda agregada é obtido pela soma ponderada das variações autônomas das políticas monetária e de gastos:

$$\Delta D = \rho_1 \, \Delta M^* + (1 - \rho_1) \, \Delta G^* \qquad (60)$$

onde ρ_1 é o peso a ser obtido num processo de iteração em que o objetivo é minimizar o erro médio da regressão. O deslocamento da oferta agregada, por sua vez, é também a soma ponderada dos choques dos salários, taxa de câmbio e preço de combustíveis, variáveis com sérios problemas de multicolinearidade:

$$\Delta S = \rho_2 \, \Delta W^* + \rho_3 \, \Delta E^* + \rho_4 \, \Delta P^*_p \qquad (61)$$

TABELA 2

COERÊNCIA[a] DE MEDIDAS DE POLÍTICA ECONÔMICA - CONTROLE DA DEMANDA AGREGADA

	1	2	3	4	5	6
A - Período 1960/81						
POLÍTICA MONETÁRIA						
1 - Variação Autônoma[b]	1,000			0,520		
2 - Variação Nominal[c]		1,000			0,645	
3 - Variação Real[d]			1,000			0,273
GASTOS PÚBLICOS						
4 - Variação Autônoma[b]	0,520			1,000		
5 - Variação Nominal[c]		0,645			1,000	
6 - Variação Real[d]			0,273			1,000
B - Período 1968/73						
POLÍTICA MONETÁRIA						
1 - Variação Autônoma[b]	1,000			0,728		
2 - Variação Nominal[c]		1,000			-0,096	
3 - Variação Real[d]			1,000			0,162
GASTOS PÚBLICOS						
4 - Variação Autônoma[b]	0,728			1,000		
5 - Variação Nominal[c]		-0,096			1,000	
6 - Variação Real[d]			0,162			1,000

[a]Medida pela correlação simples.

[b]Definida com a regressão (28').

[c]Taxa de Crescimento.

[d]Variação real em relação ao IGP/DI.

[e]Definida com a regressão (30').

TABELA 3

CORRELAÇÃO ENTRE CHOQUES DE OFERTA -

PERÍODO 1960/81

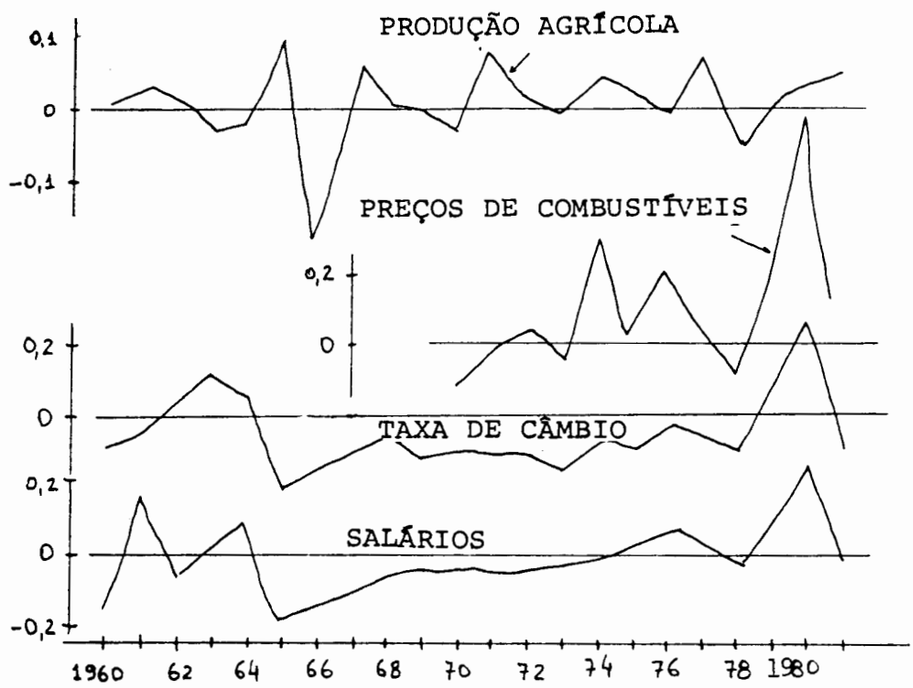
	1	2	3	4	5	6	7	8
VARIAÇÕES NOMINAIS								
1 - Taxa de Câmbio	1,000	0,921	0,903				-0,126	-0,369
2 - Salário-Mínimo	0,921	1,000	0,816				-0,061	-0,526
3 - Preço de Combustíveis[a]	0,903	0,816	1,000				0,102	-0,801
VARIAÇÕES AUTÔNOMAS REAIS[b]								
4 - Taxa de Câmbio				1,000	0,718	0,645	-0,002	-0,030
5 - Salário-Mínimo				0,718	1,000	0,600	0,124	-0,258
6 - Preço de Combustíveis[a]				0,645	0,600	1,000	0,224	-0,208
7 - Produção Agrícola	-0,126	-0,061	0,102	-0,002	0,124	0,224	1,000	-0,034
8 - Taxa Real Esperada de Juros	-0,369	-0,526	-0,801	-0,030	-0,258	-0,208	-0,034	1,000

[a]Medido pelo índice de Preços por Atacado, Oferta Global, Combustíveis e Lubrificantes (Coluna 53 da Conjuntura Econômica). Valores apenas para o período pós-1970.

[b]Exclusive expectativa de inflação.

FIGURA 9

OS PRINCIPAIS CHOQUES DE OFERTA



Os efeitos do crescimento da produção agrícola e da taxa esperada real de juros são estimados diretamente nas equações, uma vez que não apresentam multicolinearidade mais crítica e, além disto, são de natureza diferente dos demais choques de oferta.

O critério de estimação não exige que os pesos ρ, que minimizam o erro-padrão do crescimento do produto real, sejam os mesmos para a taxa de inflação. Para o período 1960/81, as estimativas para os pesos estão reproduzidas na Tabela 4.

TABELA 4

EXPLICAÇÃO DO CRESCIMENTO DO PRODUTO REAL E DA INFLAÇÃO: PESOS DE VARIAÇÕES AUTÔNOMAS E CHOQUES DE OFERTA[a]

PERÍODO 1960/81

	CRESCIMENTO DO PRODUTO NÃO-AGRÍCOLA		INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA	
	Corrente	Defasada	Corrente	Defasada
ΔM^*	0,400	-	0,294	0,186
ΔG^*	0,600	-	0,362	0,158
SOMA	1,000	-	0,656	0,344
ΔE^*	0,060	0,435	0,283	0,147
ΔW^*	-	0,090	0,270	0,102
ΔP^*_p	-	0,413	0,147	0,050
SOMA	0,060	0,938	0,700	0,300

[a]Parâmetros obtidos por um processo de minimização do erro médio quadrático da variável dependente.

Por imposição, no processo iterativo a soma das variações autônomas de moeda e gastos é igual a 1, o mesmo ocorrendo com as pressões de custo. As variações correntes são mais importantes do que as defasadas nos deslocamentos da demanda, enquanto as atuais o são nos deslocamentos da oferta para a explicação do crescimento do produto real. A evidência de que o produto real é mais sensível aos efeitos retardados nos preços relativos, o mesmo ocorrendo com a inflação relativamente às mudanças correntes, confirma o argumento, marshalliano de que, no curto prazo, os preços são mais flexíveis do que as quantidades.

A regressão àbaixo reproduz o melhor resultado para a explicação da taxa de crescimento do produto real não-agrícola no período 1960/81 (a correlação serial nos resíduos foi reduzida com o processo de Cochrane-Orcutt):

$$\frac{\Delta y_o}{y_o}(t) = \underset{(5,91)}{0,0675} + \underset{(3,76)}{0,5999}\left[h(t-1)^2\ \Delta D^*\right] - \underset{(-3,77)}{0,257}\left[1-h(t-1)^2\right]\Delta S^* \quad (12')$$

R^2 = 0,524

F = 22,01

D.W. = 1,92

SE = 0,0346

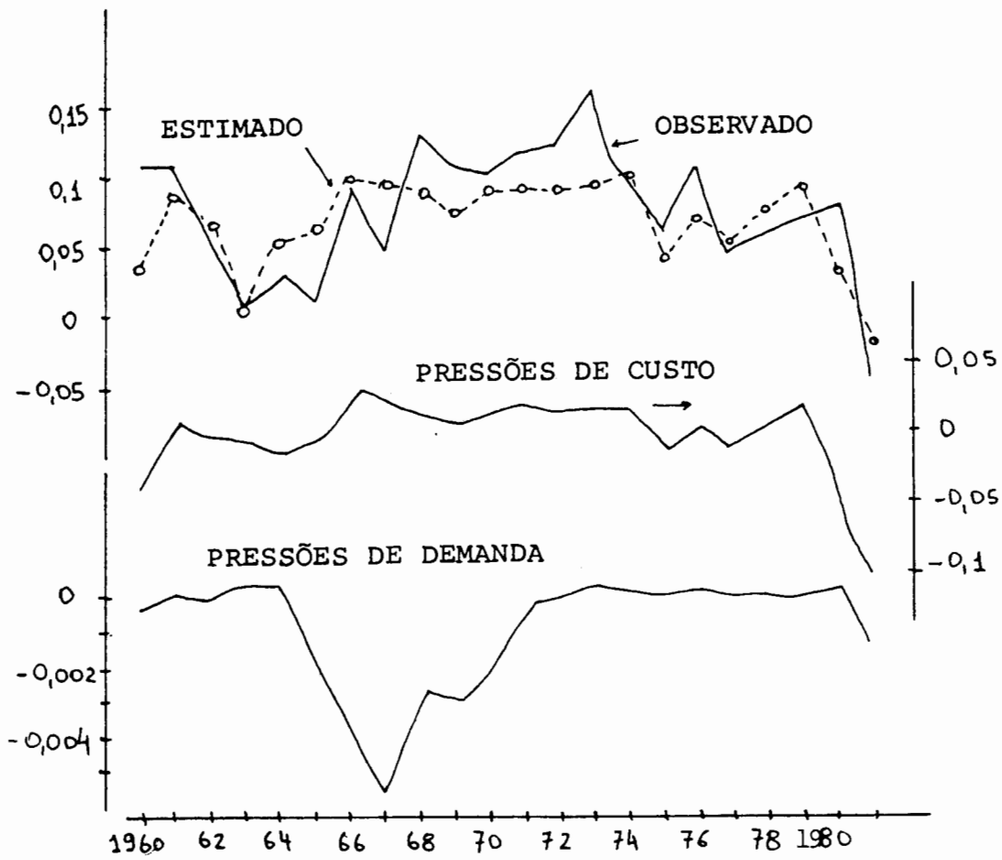
onde ΔD^* e ΔS^* correspondem à variação total de pressões correntes e passadas nas curvas de demanda e de oferta, respectivamente.

O ajuste da regressão, embora com coeficiente de determinação não muito elevado, pode ser considerado satisfatório, considerando que a variável explicada tem a dimensão de uma taxa. Nos experimentos realizados, a taxa real de juros foi retirada, pois não demonstrou ser significativa. Segundo a regressão (12'), as variáveis de deslocamento da demanda agregada têm um efeito mais importante do que as de variações da oferta. O crescimento natural do produto não-agrícola é aproximadamente 6,7%. A Figura 10 reproduz o ajuste do modelo.

Por outro lado, a regressão para a inflação não esperada apresenta um ajuste melhor:

FIGURA 10

CRESCIMENTO DO PRODUTO REAL NÃO-AGRÍCOLA



$$\frac{\Delta P}{P}(t) - \Pi(t) = \underset{(0,39)}{0,0139} + \underset{(5,36)}{1,1804} \left[1 - h(t-1)^2 \right] \Delta D^* +$$

$$+ \underset{(4,03)}{0,5059}\, h(t-1)^2\, \Delta S^* - \underset{(-1,95)}{0,2923} \frac{\Delta y_A}{y_A}(t) \quad (10')$$

R^2 = 0,652

F = 17,82

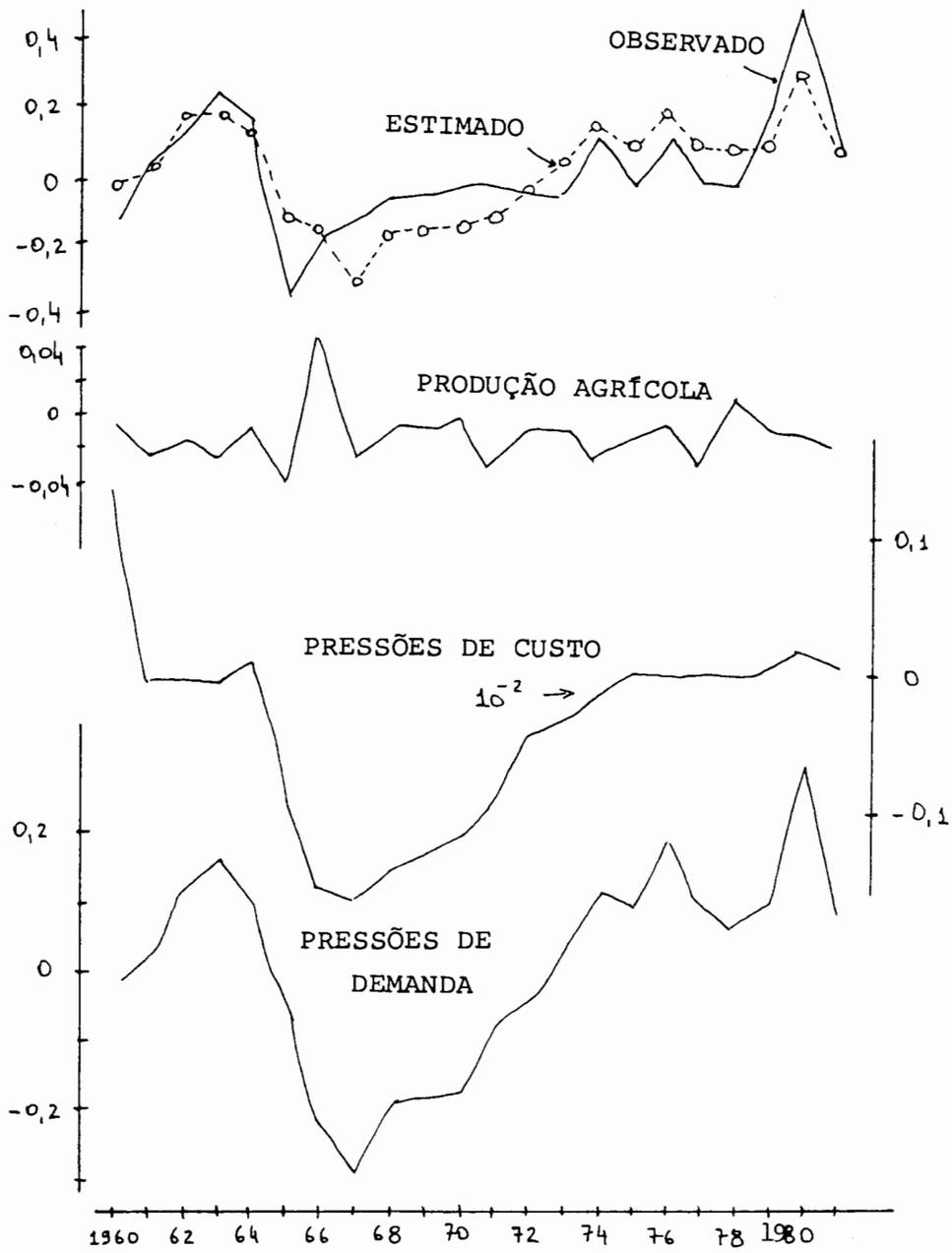
D.W. = 1,75

SE = 0,1006

Deve ser enfatizado que o coeficiente de determinação múltipla de 65,2% refere-se à explicação da inflação não esperada. A qualidade preditiva do modelo é melhor aquilatada utilizando a regressão para o cálculo das estimativas de inflação, que fornece um coeficiente de correlação de 92,7%. Novamente, o efeito mais importante na explicação da inflação é a demanda agregada. O parâmetro para o crescimento do produto agrícola é significativamente diferente de zero apenas ao nível de 10%, mas tem o sinal esperado e uma magnitude aceitável pelo bom senso. Cada 1% de crescimento do produto agrícola reduz a inflação em cerca de 0,3%, mantidas constantes as demais variáveis. A Figura 11 mostra o ajuste do modelo. Efetivamente, nas condições descritas, o controle da demanda agregada teve um papel crucial no combate à inflação no período 1964/67, sendo também responsável pelo surto inflacionário pós-1979. O crescimento do produto agrícola tem uma contribuição modesta (com exceção de 1966) e, portanto, seu baixo nível de significância não permite conclusões mais taxativas.

A julgar pelos resultados, pode-se concluir que, historicamente, a principal responsável pelas pressões inflacionárias no Brasil é a demanda agregada, enquanto as pressões de custos afetam mais as quantidades. Portanto, a existência ou não de trade off entre inflação e crescimento econômico é uma questão irrelevante, pois depende da origem do distúrbio; se da demanda ou da ofertas agregadas.

FIGURA 11
A TAXA DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA



É interessante observar que estes resultados diferem daqueles encontrados por Resende e Lopes,[51] que rejeitam a existência de um trade off significativo entre inflação e desemprego quando são incluídos choques de oferta. Os presentes resultados confirmam críticas anteriores[52] feitas às conclusões de Resende e Lopes, onde agora as regressões (2') e (4') incorporam algumas idéias[53] que emergiram do debate.

b) A Receita Tributária da União

A proporção da receita da União em relação ao PIB é satisfatoriamente expressa pelo PIB nominal Y. No período 1957/81 foi obtido o resultado:

$$\text{Log}\,\frac{T}{y}(t) = \underset{(-35,14)}{-\,3,1047} + \underset{(7,70)}{0,0571}\ \text{Log}\ y(t) \qquad (36')$$

$R^2 = 0,729$

$F = 59,29$

$D.W. = 1,39$

$SE = 0,0946$

que sugere uma elasticidade-renda dos impostos pouco maior do que a unidade. A Figura 12 apresenta o ajuste.

c) A Formação de Juros Domésticos

A regressão seguinte associa a taxa nominal média anual do custo de financiamento nos títulos do Governo (overnight) com a composição de carteira entre títulos públicos (ORTN e LTN) e o estoque de moeda M1 e as expectativas de inflação. Infelizmente, devido à ausência de informações anteriores, o período examinado compreende apenas os anos de 1970/81.

---

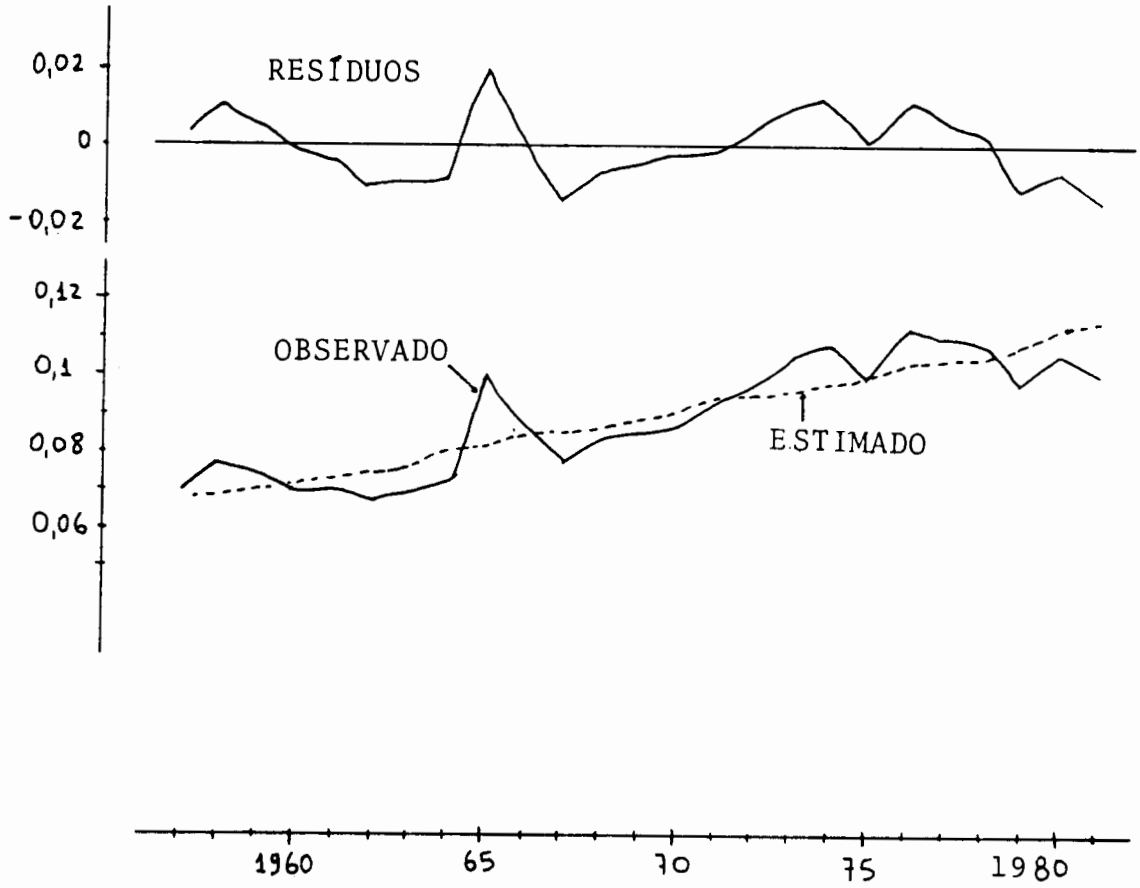
[51] André Lara Resende e Francisco L. Lopes, "Sobre as Causas da Recente Aceleração Inflacionária", Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 11, dezembro de 1981, pp. 559-616.

[52] Cláudio R. Contador, "Sobre as Causas da Recente Aceleração Inflacionária: Comentários", Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 12, agosto de 1982, nº 2, pp. 607-614.

[53] Francisco Lopes e André Lara Resende, "Sobre as Causas da Recente Aceleração Inflacionária: Réplica", mesmo número citado acima, pp. 615-622.

FIGURA 12

A RECEITA DO GOVERNO FEDERAL
EM PROPORÇÕES DO PIB NOMINAL



A regressão tem o formato, por Cochrane-Orcutt:

$$i_G(t) = -\underset{(-1,42)}{0,0523} + \underset{(2,97)}{0,3910}\,\frac{B}{M}(t) + \underset{(3,29)}{0,3422}\,\Pi(t) \qquad (39')$$

R^2 = 0,966
F = 112,9
D.W. = 2,06
SE = 0,0408

onde B/M representa o efeito-portfólio na taxa de juros e i_G a taxa anual média do overnight, segundo os levantamentos da ANDIMA.

Conforme antecipado, a taxa de juros de títulos públicos é afetada positivamente pela expectativa de inflação e pela proporção entre títulos e moeda. O coeficiente das expectativas de inflação deveria ser unitário, mas o estimado (0,34) é bem aquém deste valor. É possível que haja algum viés nas estimativas devido à captura de parte dos efeitos de expectativa de inflação pela relação entre títulos e moeda. Afinal, mesmo com uma composição constante, os estoques de títulos e de moeda podem crescer a taxas elevadas, e as expectativas de inflação devem esta associadas à expansão da oferta de moeda, o denominador da relação. Entretanto, experimentou-se uma regressão impondo a condição de que o coeficiente da expectativa de inflação fosse unitário, mas o resultado foi desanimador. A Figura 13 reproduz o ajuste.

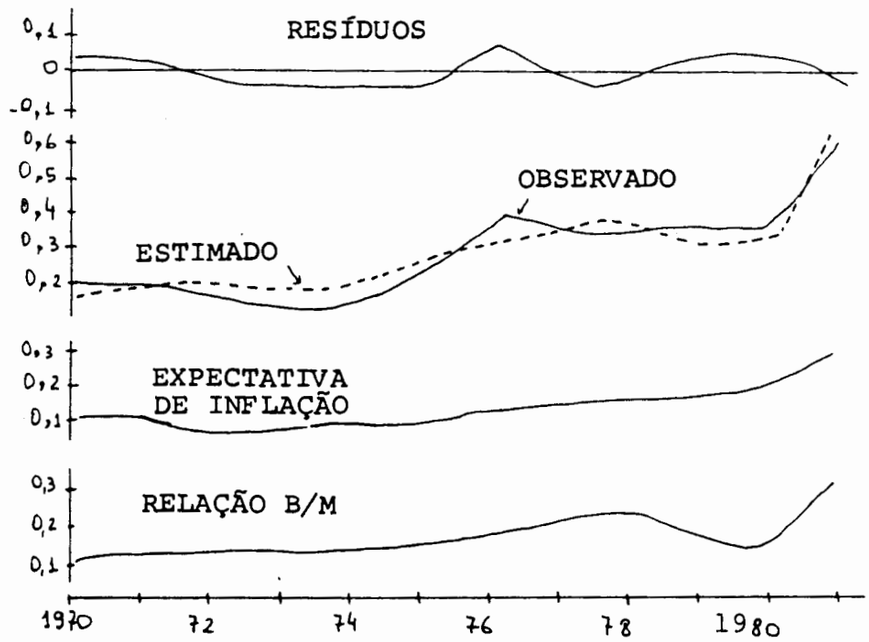
Finalmente, o módulo Monetário-Financeiro termina com a análise do mecanismo de transmissão dos movimentos da taxa de juros em títulos federais (overnight) i_G para a taxa de juros em títulos provados i, sumariado pela taxa de retorno em Letras de Câmbio. A regressão para o período 1970/81, estimada por Cochrane-Orcutt, tem o formato:

$$i_{LC}(t) = \underset{(1,44)}{0,3380} + \underset{(6,42)}{0,9043}\, i_G(t) \qquad (40')$$

R^2 = 0,970
F = 288,5
D.W. = 1,79
SE = 0,0455

FIGURA 13

A FORMAÇÃO DOS JUROS NOMINAIS
NO OVERNIGHT - MÉDIA ANUAL



A Figura 14 mostra o ajuste.

d) Demanda de Petróleo

A demanda doméstica de petróleo, identificada pelo consumo aparente e expressa em mil toneladas/ano, tem o formato abaixo para o período 1970/81:

$$\text{Log } Q_p^d(t) = -2{,}6793 + 1{,}2455 \text{ Log } y(t) - 0{,}2590 \text{ Log } P'_p(t)/P(t) \quad (33')$$
$$(-2{,}69) \qquad (5{,}93) \qquad\qquad (2{,}54)$$

R^2 = 0,964

F = 122,27

D.W. = 1,73

SE = 0,0429

com todos os parâmetros significativamente diferentes de zero e com o sinal previsto pela teoria. As estimativas mostram que a elasticidade-renda da demanda de petróleo no Brasil é 1,2, enquanto a elasticidade-preço representa cerca de -0,2%. Estas magnitudes - muito próximas daquelas estimadas por Modiano[54] (respectivamente, 1,24 e -0,226) para o período 1965/80 - são consistentes com o argumento de que variações nos preços domésticos em termos reais têm pequena influência no consumo, mais dependente do crescimento da renda real. A Figura 15 reproduz a decomposição da demanda de petróleo pelas variáveis-renda e preço real.

e) A Balança Comercial

O módulo do Setor Externo compreende oito equações de comportamento. As exportações em quantidades dependem da renda real do resto do mundo medida pela renda dos Estados Unidos e do preço médio em cruzeiros reais recebidos pelos exportadores, inclusive subsídios (o período examinado é de 1966 até 1981):

---

[54] Eduardo M. Modiano, Conseqüências Macroeconômicas da Restrição Externa de 1983: Simulação com Modelo Econométrico para a Economia Brasileira, IV Latin American Congress of the Econometric Society, Santiago, Chile, julho de 1983.

FIGURA 14
A FORMAÇÃO DAS TAXAS DE JUROS
EM LETRAS DE CÂMBIO
(MÉDIA ANUAL)

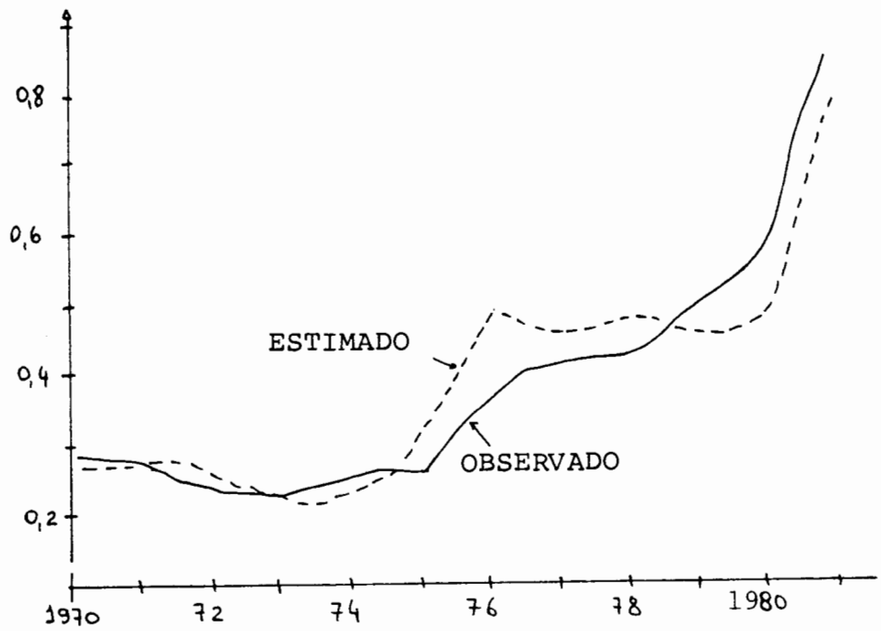
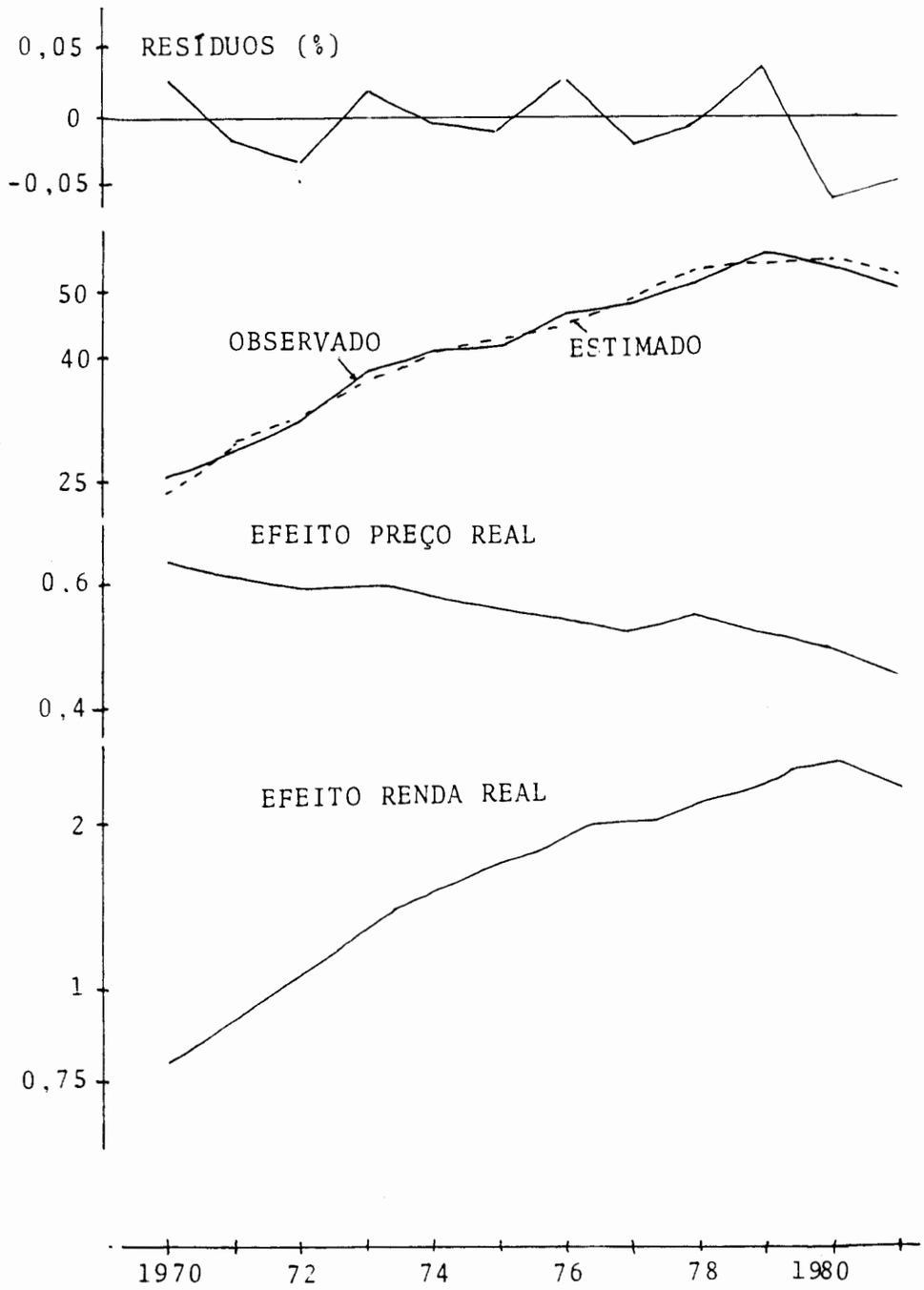


FIGURA 15

A DEMANDA DOMÉSTICA DE PETRÓLEO

(EM 1.000 TONELADAS)



$$\text{Log } Q_x(t) = -17{,}6903 + 2{,}7280 \text{ Log } y_{us}(t) + 0{,}2089 \text{ Log}\left[\frac{E}{P} P_x(1+s)\right](t) \quad (34')$$
$$\qquad (-5{,}29) \qquad (2{,}59) \qquad\qquad (2{,}91)$$

R^2 = 0,925
F = 42,9
D.W. = 0,86
SE = 0,130

onde P_x corresponde aos preços em dólares das exportações em geral, média anual, medidos pelo índice 13, Comércio Exterior da Conjuntura Econômica, e s representa os subsídios líquidos à exportação.

A julgar pelos resultados, a elasticidade-renda das exportações brasileiras é bastante elástica à renda dos Estados Unidos, com valor (2,7) acima daqueles estimados por Lemgruber[55] e Pastore.[56] Por sua vez, o efeito-preço é também significativo e com valor inferior ao encontrado por Pastore (-0,81) e Lemgruber (-0,41). A Figura 16 apresenta o ajuste da regressão.

O quantum das demais importações deve ostentar elasticidades-renda e preço diferentes daquelas do petróleo, razão por que exige uma regressão à parte. Para o período 1966/81 foi estimada a equação:

$$\text{Log } Q_M(t) = 0{,}4242 + 1{,}0261 \text{ Log } y(t) - 0{,}4164 \text{ Log}\left[\frac{E}{P} P_M(1+\tau)\right](t) \quad (37')$$
$$\qquad (0{,}27) \qquad (3{,}90) \qquad\qquad (-3{,}20)$$

R^2 = 0,960
F = 143,81
D.W. = 1,50
SE = 0,096

onde P_M é medido pelo índice de preços em dólares de produtos importados, exclusive petróleo (estimado pelo autor) e τ são os impostos sobre as importações não petrolíferas (idem). A elasticidade-renda (1,03) é significativamente maior do que a unidade, e a

---

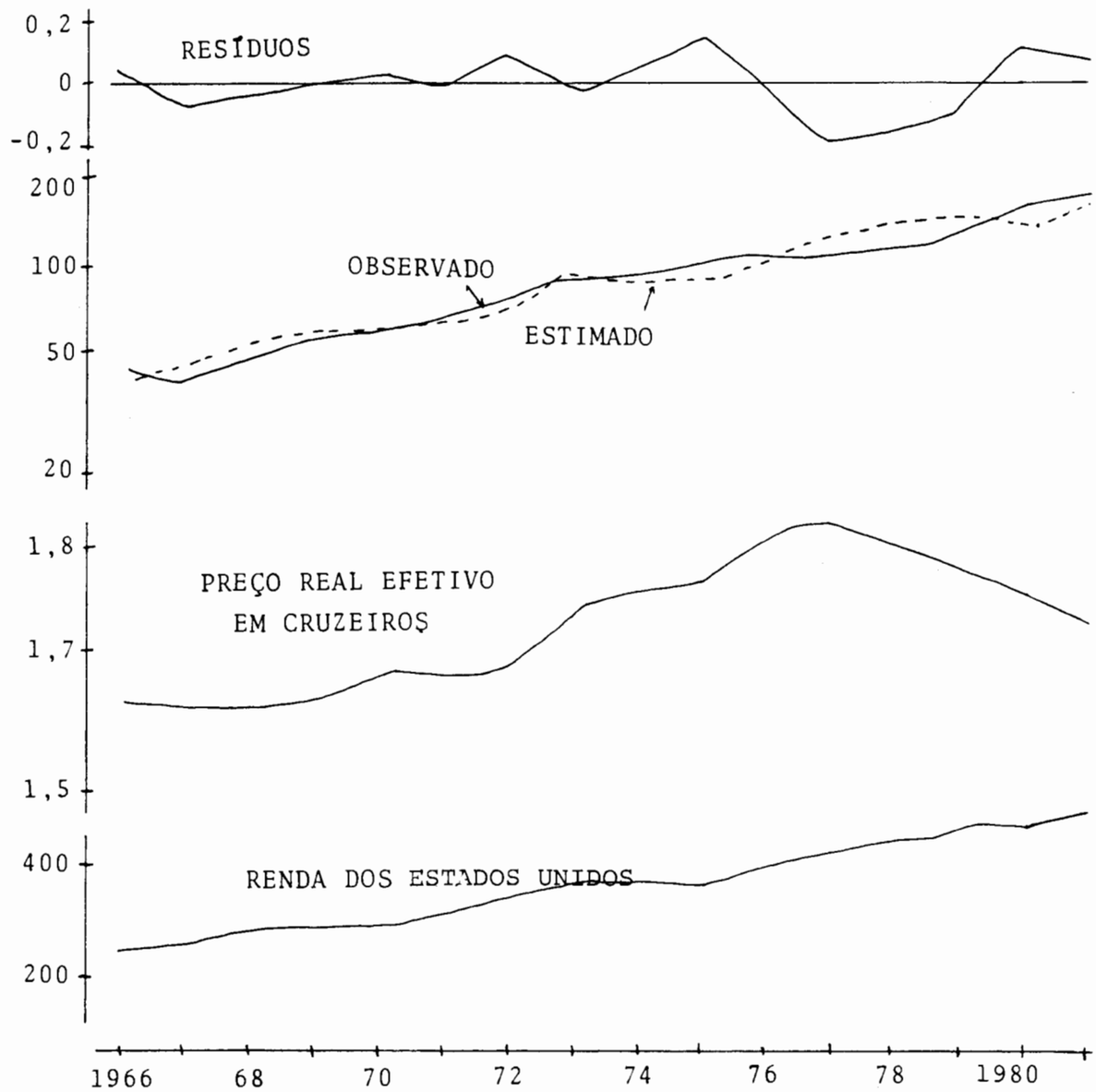
[55] Lemgruber, "O Balanço de Pagamentos...", op.cit.

[56] Pastore e outros, op.cit.

FIGURA 16

QUANTUM DAS EXPORTAÇÕES - TOTAL

(1977=100)



INPES, 67/84

resposta em relação ao preço real efetivamente pago, inclusive impostos, é igual a -0,42. A Figura 17 reproduz os detalhes do ajuste da regressão (29') acima.

f) O Balanço de Serviços

As despesas líquidas com fretes dependem basicamente do valor do nosso comércio exterior. Para o período 1969/81, a regressão obtida por Cochrane-Orcutt assumiu o formato abaixo, para valores em bilhões de dólares correntes:

$$\text{Log } F(t) = \underset{(-11,89)}{-4,1041} + \underset{(9,99)}{1,2799} \text{ Log } MX\ (t) \qquad (40')$$

R^2 = 0,972
F = 700,4
D.W. = 1,83
SE = 0,2413

onde F representa as despesas, em US$ bilhões correntes, com fretes, e XM o valor global, em US$ bilhões, do nosso comércio exterio (exportações mais importações FOB). Foi estimado que a elasticidade dos gastos com fretes em relação ao comércio é maior que a unidade (1,28), o que significa que as despesas com fretes tendem a crescer mais do que proporcionalmente ao valor do comércio. A Figura 18 apresenta o ajuste da regressão.

Os gastos com seguros internacionais são supostamente dependentes também do valor do comércio total. Para o período 1960/81, a regressão pela técnica Cochrane-Orcutt tem o formato:

$$\text{Log } S_g(t) = \underset{(-13,74)}{-5,6157} + \underset{(3,46)}{0,5701} \text{ Log } MX(t) \qquad (41')$$

R^2 = 0,520
F = 21,64
D.W. = 1,93
SE = 0,6385

onde S_g corresponde às despesas em US$ bilhões correntes com os seguros. Ao contrário dos gastos líquidos com fretes internacionais, a elasticidade estimada é inferior à unidade, sugerindo que

FIGURA 17

QUANTUM DAS IMPORTAÇÕES,

EXCLUSIVE PETRÓLEO (BASE: 1977=100)

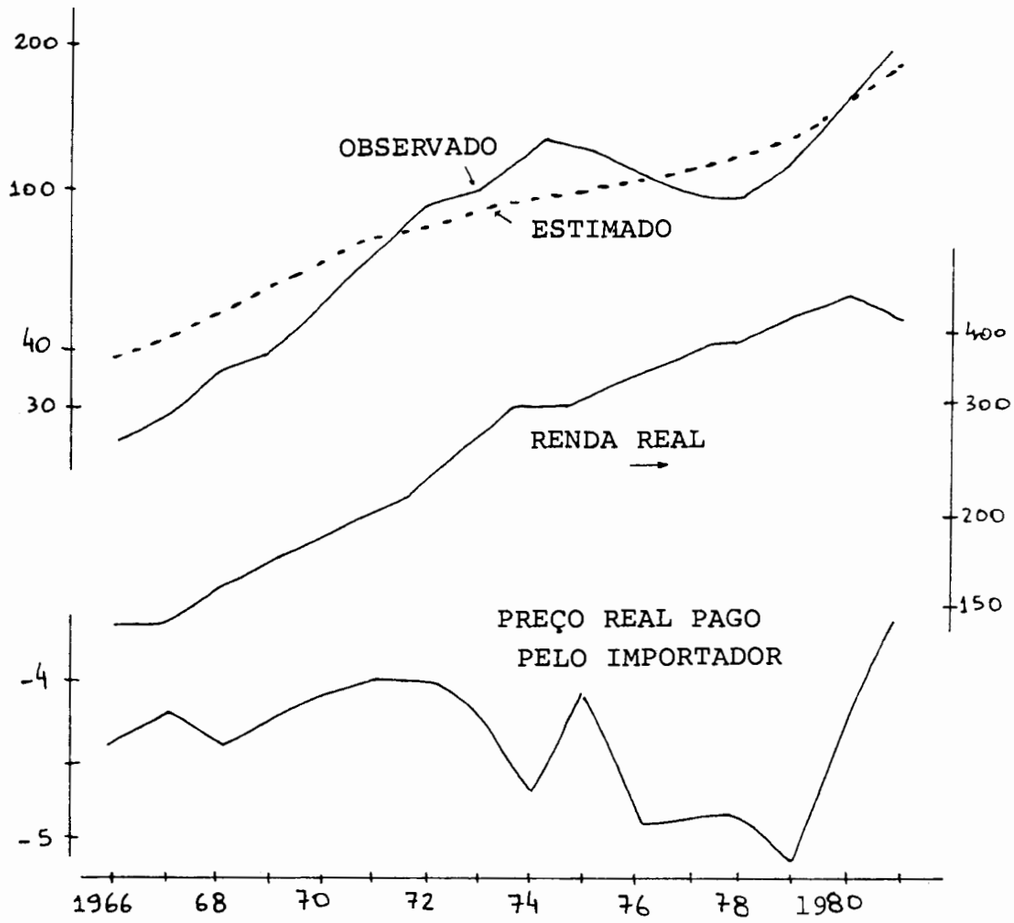
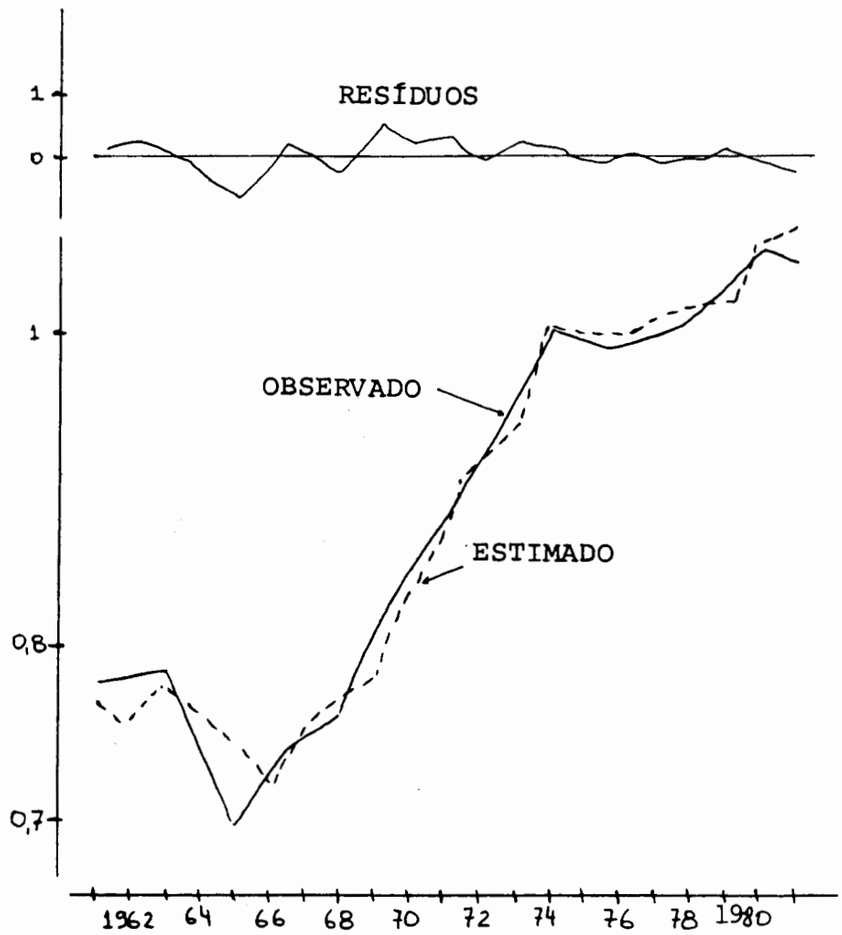


FIGURA 18
DESPESAS COM FRETES INTERNACIONAIS
(EM US$ BILHÕES)



cada 1% de aumento no comércio eleva os gastos em 0,6%. A Figura 19 ilustra o ajuste da regressão.

As viagens e despesas líquidas com turismo dependem da renda gerada no Brasil e do poder de compra relativo do cruzeiro vis-à-vis o dólar. Para o período 1965/81, os gastos totais em US$ bilhões correntes são explicados pela regressão abaixo, estimada pela técnica de Cochrane-Orcutt:

$$\text{Log } VT(t) = \underset{(-0,92)}{-2,9973} + \underset{(4,47)}{1,6925} \text{ Log } y(t) - \underset{(-1,86)}{2,9163} \text{ Log } \frac{P_{us}E}{P}(t) \qquad (43')$$

R^2 = 0,767
F = 18,08
D.W. = 2,27
SE = 0,304

onde VT representa as despesas com estes itens. A elasticidade-preço é bastante elevada, muito superior à que era esperada. A julgar pelas estimativas, para cada 1% de crescimento na nossa renda doméstica, os gastos com viagens e turismo aumentam 1,7%, enquanto a resposta do poder de compra do cruzeiro vis-à-vis o dólar afeta substancialmente estes itens: cada 1% de perda do poder de compra do cruzeiro reduz os gastos com viagens e turismo em 3% aproximadamente. Embora com nível de significância modesto, o parâmetro do preço relativo tem o sinal esperado. A Figura 20 mostra o ajuste da regressão (43').

A remessa de lucros, dividendos e royalties depende basicamente dos investimentos externos acumulados e da transferência de tecnologia, variáveis para as quais não existem estatísticas adequadas disponíveis. Uma forma simples de sumariar todo o elenco de fatores é supor que estas remessas estejam associadas ao comportamento do PIB real brasileiro. Para o período 1960/81, a regressão com a técnica de Cochrane-Orcutt assume o formato:

$$\text{Log } LD(t) = \underset{(-3,43)}{-22,9339} + \underset{(3,06)}{3,8185} \text{ Log } y(t) \qquad (44')$$

R^2 = 0,639
F = 35,34
D.W. = 1,67
SE = 1,4684

FIGURA 19
DESPESAS COM SEGUROS INTERNACIONAIS
(EM US$ MILHÕES)

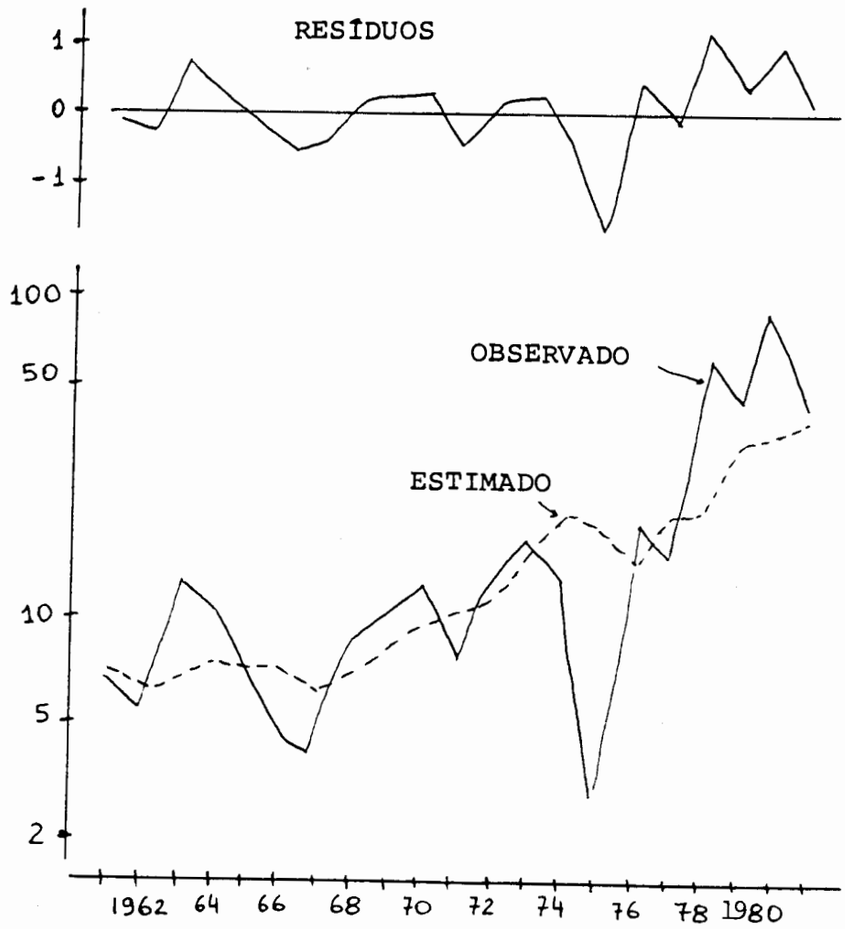
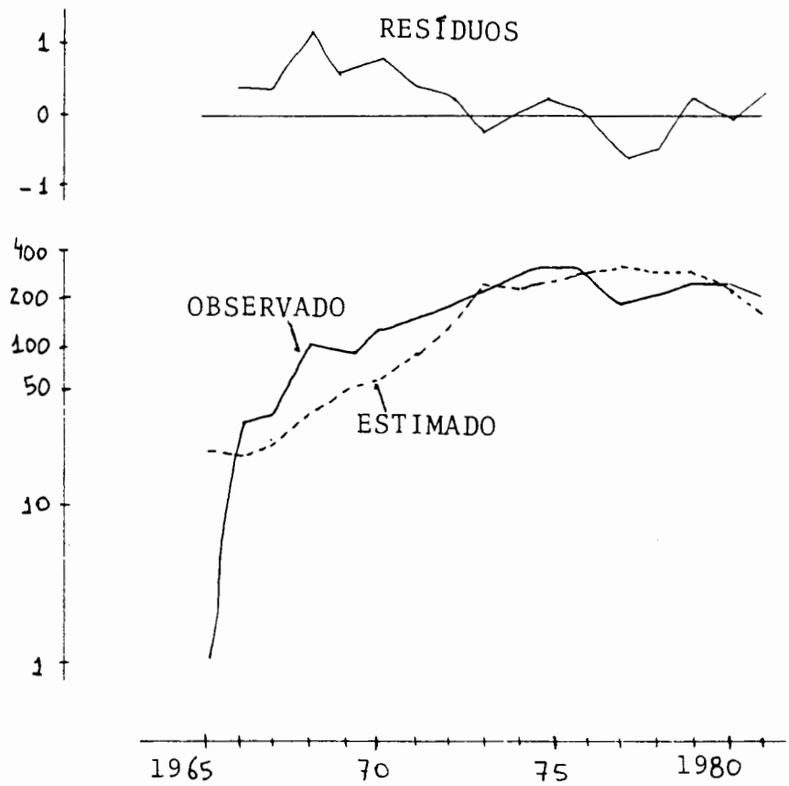


FIGURA 20

GASTOS COM VIAGENS E TURISMO

(EM US$ MILHÕES CORRENTES)



onde LD corresponde à remessa destes itens, expressa em US$ bilhões correntes. O ajuste da regressão é reproduzido na Figura 21.

O valor dos juros pagos sobre a dívida externa é uma função do saldo da dívida, do seu perfil e composição e, principalmente, da taxa de juros internacional e despesas adicionais (spread, comissões, etc.). A taxa de juros efetiva paga pelo Brasil pode então ser definida como a relação entre o valor dos juros e a dívida do período anterior. Por simplicidade, imaginaremos que a taxa de juros efetiva é uma função linear simples dos juros internacionais. Para o período 1963/81, obtemos:

$$i_{BR}(t) = \underset{(2,36)}{0,286} + \underset{(4,18)}{0,6036}\, i_w(t) \qquad (45')$$

$R^2 = 0,454$

$F = 17,47$

$D.W. = 1,59$

$S.E. = 0,029$

onde i_{BR} (= J/DX) é a taxa de juros paga pelo Brasil, definida pela expressão (26), e i_w a taxa de juros nominal no EURODÓLAR (LIBOR). Foram realizados outros experimentos sem maior sucesso, tanto em termos de melhoria no poder de explicação como de redução da correlação serial. A Figura 22 sintetiza o ajuste da regressão.

Os gastos em dólares com serviços governamentais dependem, simplesmente, dos gastos do período anterior, ou seja, assumimos um processo auto-regressivo de primeira ordem. Para o período 1960/81, temos:

$$\text{Log } G_x(t) = \underset{(-1,35)}{-0,4875} + \underset{(6,32)}{0,8035}\, \text{Log } G_x(t-1) \qquad (47')$$

$R^2 = 0,670$

$F = 42,57$

$D.W. = 2,16$

$S.E. = 0,418$

onde G_x corresponde aos gastos em US$ bilhões correntes. Apesar

FIGURA 21
REMESSA DE LUCROS E DIVIDENDOS
(EM US$ MILHÕES)

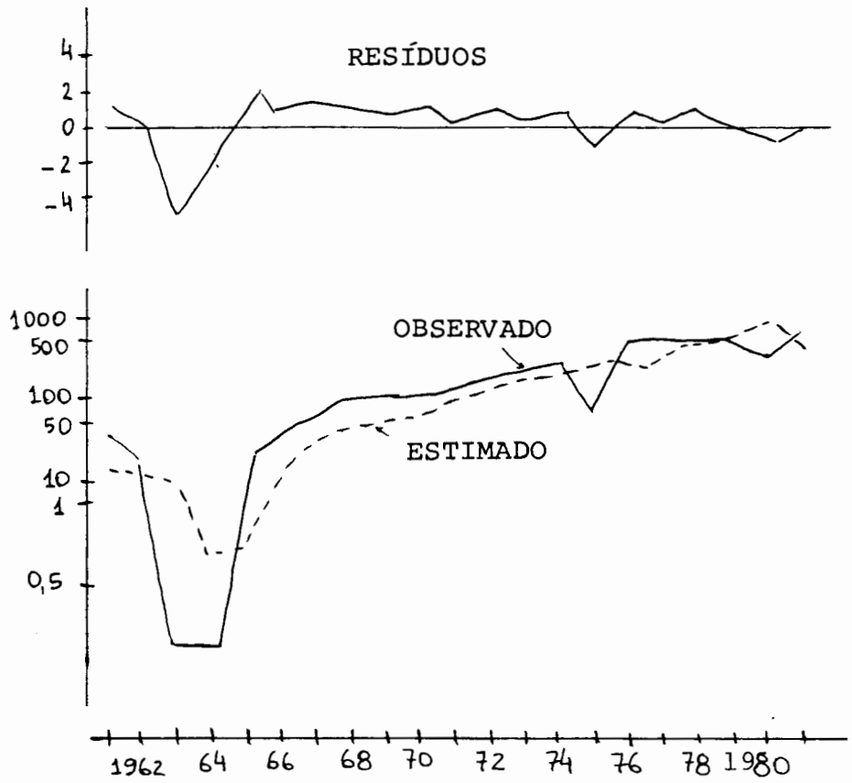
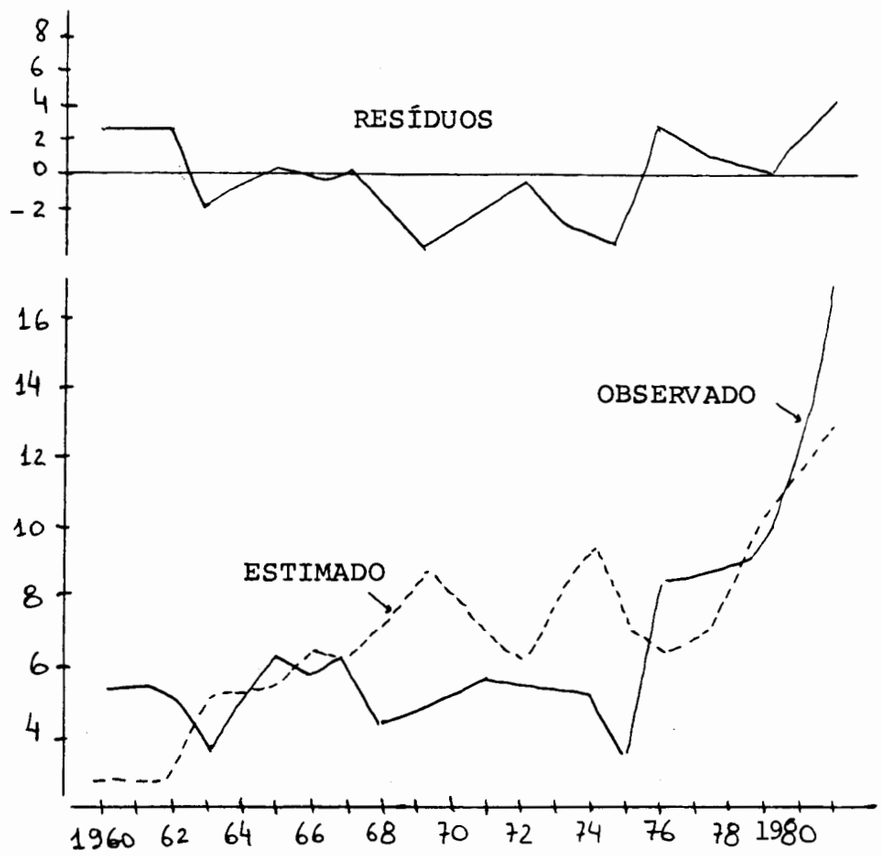


FIGURA 22
PAGAMENTOS DE JUROS EXTERNOS
(EM US$ BILHÕES)



do ajuste pouco satisfatório, a regressão acima, reproduzida graficamente na Figura 23, foi o que melhor resultado apresentou numa série de experimentos.

g) O Crescimento de Outros Índices Agregados de Preços

A montagem de cenários esbarra ainda no problema de construção de índice de preços. A variável endógena escolhida para representar a taxa de inflação no Brasil foi o Índice Geral de Preços, Disponibilidade Interna, e não existem maiores problemas em alimentar as previsões futuras com as estimativas anteriores deste índice. Porém, recorrer única e exclusivamente aos processos auto-regressivos é um expediente inadequado. Afinal, os crescimentos dos índices de preços tendem a comportar-se de forma semelhante, e por este motivo as expectativas estão associadas entre si.

Uma solução simplificada, embora não rigorosamente correta, é assumir que os preços por atacado e do custo de vida estejam associados ao seu comportamento passado e a um índice mais global, como o IGP/DI. Em princípio, a composição do IGP/DI diria que a causalidade deste raciocínio está invertida, pois este índice é na verdade uma composição do IPA, do ICV e do Índice da Construção Civil (não considerado no modelo). Porém, o que se tem em mente é a explicação de índices parciais (IPA e ICV). Assim, para o período 1957/81, o crescimento do IPA/DI é explicado pela regressão, por Cochrane-Orcutt:

$$\frac{\Delta P_A}{P_A}(t) = \underset{(-0,69)}{-0,0119} + \underset{(33,18)}{1,0181}\,\frac{\Delta P}{P}(t) \qquad (62)$$

$R^2 = 0,987$

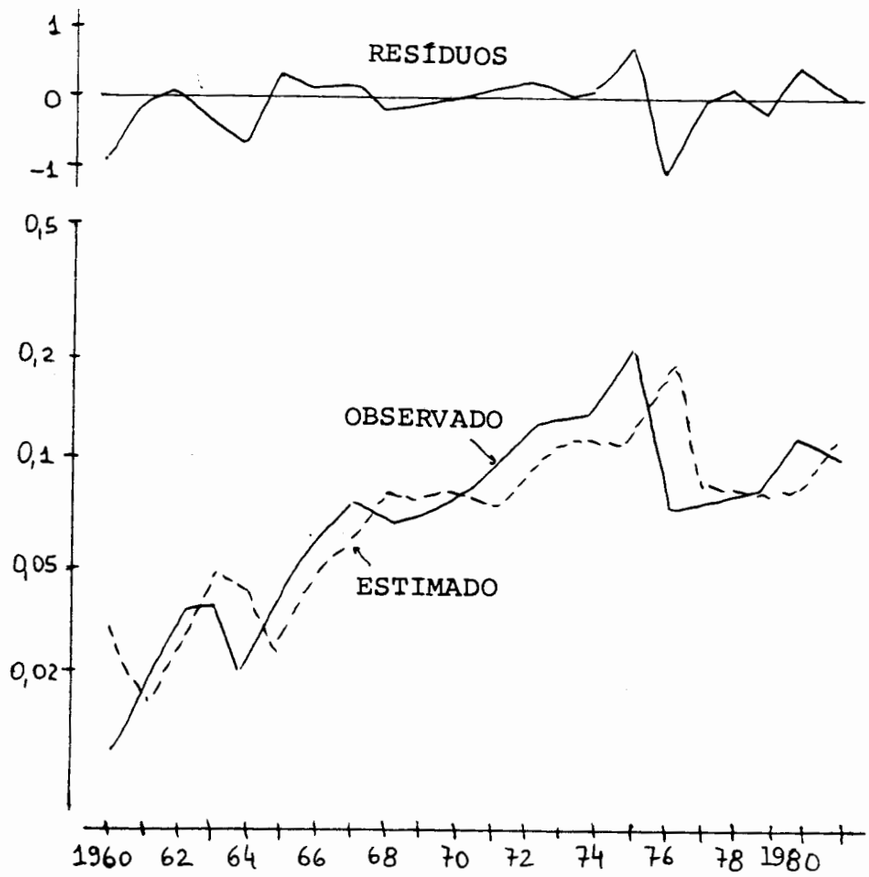
$F = 1475,0$

$D.W. = 1,94$

$S.E. = 0,0356$

e o crescimento do Índice do Custo de Vida, RJ, pela regressão:

FIGURA 23
PAGAMENTOS DE GASTOS GOVERNAMENTAIS
(EM US$ BILHÕES)



$$\frac{\Delta P_c}{P_c}(t) = \underset{(-0,16)}{-0,0018} + \underset{(23,85)}{0,7862}\,\frac{\Delta P}{P}(t) + \underset{(5,83)}{0,2222}\,\frac{\Delta P_c}{P_c}(t-1) \qquad (63)$$

$R^2 = 0,990$

$F = 984,6$

$D.W. = 2,02$

$S.E. = 0,0285$

Este conjunto de equações permite a simulação dos efeitos de medidas políticas alternativas. A seção seguinte examina, primeiro, a estabilidade do modelo e, em seguida, o seu desempenho em 1982 e 1983 - anos não incluídos nas regressões estimadas - e discute algumas simulações alternativas para 1984.

O modelo descrito permite também a montagem de cenários alternativos para o médio prazo, desde que as soluções de um ano sejam alimentadas recursivamente nos seguintes. É necessário, porém, tomar cuidado com a hipótese de independência entre variáveis exógenas externas, como a taxa de juros, o preço do petróleo, a inflação e o crescimento do produto dos Estados Unidos. Embora estas variáveis sejam exógenas ao Brasil, elas não são determinadas independentemente. Um aumento do preço do petróleo é capaz de afetar a taxa de inflação e o balanço de pagamentos de outros países, e daí gerar pressões recessivas no produto real das demais economias. Medidas estabilizadoras baseadas no endividamento público nos Estados Unidos podem, por sua vez, elevar a taxa de juros internacional, e assim por diante.

Entretanto, é considerado desnecessário expandir o modelo para incluir equações de comportamento para variáveis externas, o que só o tornaria mais complexo e, também, não proporcionaria grandes ganhos, pois mesmo outras instituições prestam serviço e fornecem previsões sobre estas variáveis, como o Chase Econometrics, a Wharton, a IBM, etc. Portanto, é interessante aproveitar os cenários previstos por estas instituições como dados exógenos ao nosso modelo.

IV - ESTABILIDADE E DESEMPENHO PREDITIVO

Duas questões são importantes após a montagem de um modelo econométrico: a estabilidade dos seus resultados e o desempenho preditivo. A estabilidade do modelo pode ser averiguada com a análise da trajetória de ajuste de variáveis endógenas em resposta a choques. É necessário que os resultados não sejam explosivos em resposta a choques do tipo "uma vez por todas". Por outro lado, condições que assegurem equilíbrio estável não são suficientes para garantir um desempenho preditivo satisfatório, fora do período utilizado para a estimação dos parâmetros do modelo.

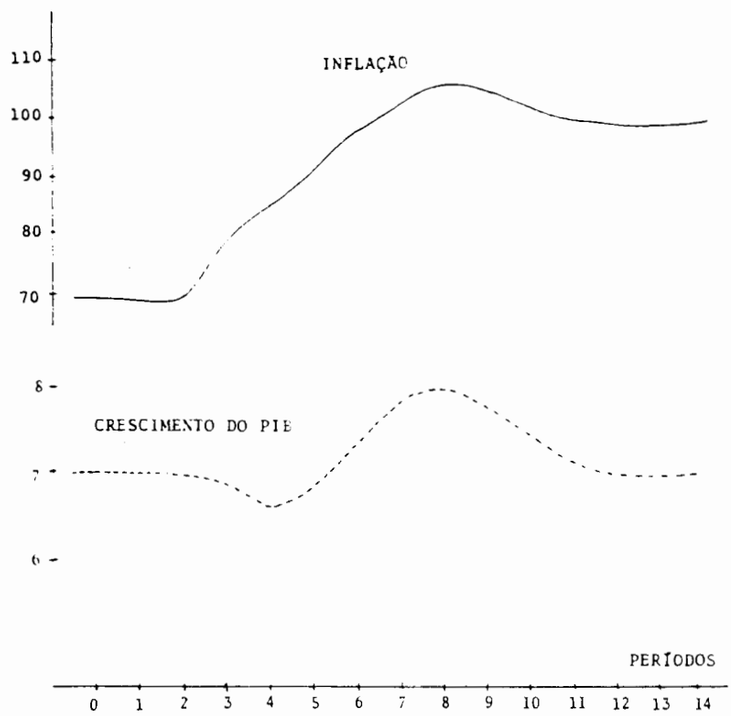
IV.1 - A Estabilidade do Modelo

O processo de ajuste será examinado nas duas principais variáveis: o crescimento do PIB real e a taxa de inflação. O ponto de partida do teste pressupõe um equilíbrio estático, por um período suficientemente longo, para que as expectativas sejam confirmadas. Não há choques de oferta nem outros distúrbios. Variáveis nominais crescem a taxas que asseguram a constância na inflação, e a economia opera nas proximidades da taxa natural de ociosidade de 10%.

Por hipótese, no momento inicial (até o período 2 na Figura 24) as variáveis nominais (moeda, gastos públicos, taxa de câmbio, salários, preço doméstico de energia e dívida pública) crescem a uma taxa condizente com a inflação de equilíbrio, digamos, de 70%. No momento seguinte (período 3), as taxas de crescimento das variáveis nominais mudam para novo patamar, correspondente a uma inflação de 100% ao ano. No caso de uma economia em crescimento, é necessário considerar que a moeda deve crescer a uma taxa compatível com o aumento dos preços e do PIB real. Desta forma, o estoque nominal de moeda nas nossas condições expande-se à taxa de 112%. Para consistência com as pressões na taxa de juros, a dívida pública cresce a esta mesma taxa. As demais variáveis nominais crescem 100% ao ano. Todas as demais condições

FIGURA 24

AS TRAJETÓRIAS DE AJUSTE DE
CRESCIMENTO DO PIB E INFLAÇÃO



relevantes são mantidas inalteradas, e a produção agrícola expande-se à taxa média histórica de 4,4% ao ano.

A Figura 24 mostra as trajetórias de ajuste da taxa de inflação e do crescimento econômico. A taxa de expansão do PIB real cai, inicialmente, abaixo de sua taxa histórica (7%) até o período 4, ultrapassa-a (períodos 6 e 8), volta a cair e novamente se aproxima dela. À primeira vista, este formato seria estranho, pois era imaginado que, em resposta às variações nominais na oferta de moeda e nos gastos públicos, a demanda agregada se deslocasse para cima e, com isso, aumentasse o crescimento da produção real. No entanto, o retardo da resposta dos preços faz com que a variação nominal nos salários, no preço dos combustíveis e na taxa de câmbio corresponda a choques reais positivos, deslocando a oferta agregada para cima, mais do que a demanda. Por esse motivo, o primeiro impacto é negativo.

Por outro lado, a trajetória inicial da inflação é oposta à descrita pelo crescimento do PIB real: a inflação cresce inicialmente (até o período 5) a um ritmo inferior a 100% - fase em que a variação real nos componentes de custos é positiva -, ultrapassa (períodos 6 a 8) e volta a cair, aproximando-se da taxa de equilíbrio. Até o décimo ano, após o distúrbio inicial, a convergência de crescimento do PIB real e da inflação não é completa, porém, pode ser assim considerada.

IV.2 - O Desempenho Preditivo

O desempenho preditivo de modelos econométricos pode ser avaliado de duas formas. Na primeira, são impostos conjuntos de valores alternativos para as variáveis instrumentos e para os dados exógenos e, em seguida, examina-se o "realismo" das magnitudes assumidas pelas variáveis endógenas. Se o modelo expressa satisfatoriamente a realidade, espera-se que os resultados estejam dentro dos intervalos razoáveis. Entretanto, as combinações possíveis podem atingir um número enorme, o que desaconselha esta abordagem, impondo-se, por isso, valores alternativos apenas num pequeno número de variáveis escolhidas, como, por exemplo, no nos

so caso, as variáveis instrumentos e os dados relacionados com o comportamento do setor externo.

Uma segunda forma - na verdade, um caso particular da anterior - é analisar o erro cometido nas previsões quando os valores impostos aos instrumentos e dados exógenos coincidem com os observados num período não compreendido na estimação do modelo. No caso, são disponíveis os dados relativos a 1982 e 1983.

Na Tabela 5, que fornece previsões comparadas com os valores observados em 1982 e 1983, os resultados mostram que o desempenho preditivo do modelo é satisfatório, considerando a atipicidade dos períodos. A recessão foi convenientemente prevista em 1982 e 1983, na verdade com o cálculo de uma queda no PIB no último ano ainda maior do que o divulgado. Para 1982, o modelo prevê um crescimento negativo de 0,6%, o que contrasta com o observado de -1,3%. Em termos do sentido, ambas as previsões são razoáveis. No tocante ao crescimento dos principais índices de preços, os erros foram relativamente elevados: superestimados em 1982 e subestimados em 1983. Finalmente, com a crise cambial, os resultados das previsões para o balanço de pagamentos podem ser qualificados de excelentes, com os erros de 1983 menores do que os de 1982.

Em resumo, a principal conclusão é de que o desempenho preditivo do modelo suplanta as expectativas iniciais, particularmente se for considerada a fase atípica da economia brasileira, quando se espera que os parâmetros obtidos com o passado tenham pequeno valor para predizer o futuro.

IV.3 - Simulação para 1984

As simulações para 1984 envolvem sete cenários: cinco caracterizando condições diferentes de estratégias domésticas fora de controle; e duas com condições típicas de controle de demanda agregada e de ajustes em preços relativos. A discriminação das hipóteses assumidas em cada cenário é apresentada na Tabela 6 e os resultados das simulações estão reproduzidos na Tabela 7.

Apesar da ociosidade elevada na economia brasileira no

TABELA 5

DESEMPENHO PREDITIVO DO MODELO[a]

	1982				1983			
	Observado	Previsto	Erro Absoluto	Erro Relativo (%)	Observado	Previsto	Erro Absoluto	Erro Relativo (%)
1 - PRODUTO INTERNO BRUTO:								
Taxa de crescimento real (%)	-1,3	-0,6	+0,7	-	-1,1	-6,4	-5,3	-
Em US$ bilhões de 1980	212,16	213,76	+1,60	+0,7	209,73	198,50	-11,23	-5,3
Renda *per capita* em US$ mil de 1980	1,69	1,70	+0,01	+0,6	1,63	1,54	-0,09	-5,5
2 - CRESCIMENTO DE PREÇOS (%):								
IGP/DI	95,4	119,9	+24,5	-	154,5	119,2	-35,3	-
IPA/DI	94,0	120,9	+26,9	-	164,9	120,1	-44,8	-
ICV/RJ	98,0	117,6	+19,6	-	142,0	115,3	-26,7	-
3 - SETOR EXTERNO (US$ bilhões):								
Exportações FOB	20,17	20,48	+0,31	+1,5	21,90	21,69	-0,21	-0,9
Importações FOB	19,40	20,50	+1,10	+5,7	15,40	14,59	-0,81	-5,2
Saldo da Balança Comercial	0,77	-0,20	-0,97	-	6,50	7,09	+0,59	-
Saldo do Balanço de Serviços	-14,77	-13,80	+0,97	-	-13,18	-13,47	-0,29	-
Saldo das Transações Correntes	-14,77	-13,83	+0,17	-	-6,68	-6,38	+0,30	-
4 - TAXA DE JUROS:								
Títulos do Governo Federal (*overnight*) (%)	77,1	109,9	+32,8	-	104,3	121,6	+17,3	-
Letras de Câmbio (%)	96,9	97,9	+1,0	-	140,5	107,2	-33,3	-
5 - GOVERNO FEDERAL (Cr$ trilhões correntes):								
Receita da União	4,61	5,10	+0,49	+10,6	11,33	9,74	-1,59	-14,0

[a]Com valores efetivamente observados nos instrumentos de política e dados exógenos.

TABELA 6

CENÁRIOS ALTERNATIVOS PARA 1984[a]

POLÍTICA ECONÔMICA	OFERTA DE MOEDA Δ:	GASTOS PÚBLICOS Δ:	SALÁRIOS REAIS Δ:	TAXA DE CÂMBIO REAL Δ:	PREÇO REAL DE ENERGIA Δ:	DÍVIDA PÚBLICA Δ:
A - DESCONTROLE GERAL: com excesso de expansão da liquidez e gastos públicos; salários nominais reajustados acima da inflação; taxa de câmbio fixa em termos reais; preços de derivados de petróleo, idem, e elevada expansão da dívida pública	+120	+150	+10	0	0	+150
B - DESCONTROLE PARCIAL: com excesso de expansão da liquidez, mais gastus públicos controlados, salários crescendo acima da inflação; taxa de câmbio real fixa; preço de energia, idem, e dívida pública com crescimento igual aos gastos	+120	+80	+10	0	0	+80
C - DESCONTROLE PARCIAL: com excesso de gastos públicos: liquidez controlada; salários crescendo acima da inflaçao: preço da energia, idem, e dívida pública com crescimento maior que a oferta de moeda e os gastos públicos	+70	+150	+10	0	0	+130
D - DESCONTROLE PARCIAL: excesso de crescimento da oferta da moeda; gastos públicos relativamente controlados; salários nominais, taxa de câmbio e preço de energia com crescimento acima da inflaçao; e dívida pública com crescimento igual aos gastos públicos	+120	+80	+10	+20	+20	+80
E - DESCONTROLE PARCIAL: excesso de crescimento de gastos públicos; liquidez controlada; salários, câmbio e preço de energia com crescimento nominal acima da inflaçao; e dívida pública com crescimento acima da moeda	+70	+150	+10	+20	+20	+130
F - ESTRATÉGIA DE ESTABILIZAÇÃO: liquidez e gastos públicos controlados; salários, câmbio e preços de energia fixos em termos reais, dívida pública com crescimento igual aos gastos públicos	+50	+50	0	0	0	+90
G - ESTRATÉGIA DE ESTABILIZAÇÃO: liquidez e gastos públicos controlados; salários com queda real; taxa de câmbio e preço de energia crescendo em termos reais; e dívida pública com crescimento igual aos gastos públicos	+50	+50	-10	+40	+40	+40

Hipóteses para o Cenário Externo (comuns a todos os cenários acima): crescimento do produto real dos EUA = +4%; inflação dos EUA = 5%; taxa de juros LIBOR - 10%; constância no preço do petróleo em US$: crescimento de 8% dos preços médios em US$ dos produtos importados, e de 8% dos exportados pelo Brasil. (Em todos os casos é mantida a hipótese de um crescimento de 2% para o produto agrícola do Brasil, e a participação de 40% da produção nacional no consumo de petróleo).

[a]A partir de condições reinantes em 1982 e previsões de dados externos e condicionantes para 1983.

TABELA 7

RESULTADOS DAS SIMULAÇÕES PARA 1984[a]

VARIÁVEIS ENDÓGENAS	A	B	C	D	E	F	G
1 - PRODUTO INTERNO BRUTO:							
Taxa de crescimento real (%)	-0,9	-2,5	-2,0	-4,2	-3,8	-4,4	-7,7
Em US$ bilhões de 1980	208,04	204,5	205,46	200,91	201,86	200,57	193,50
Renda per capita em US$ mil de 1980	1,58	1,55	1,56	1,52	1,53	1,52	1,47
2 - CRESCIMENTO DE PREÇOS (%):							
IGP/DI	174,7	156,8	172,2	159,5	175,0	152,3	146,5
IPA/DI	176,6	158,5	174,2	161,2	176,9	153,8	147,9
ICV/RJ	168,7	154,7	166,8	156,8	168,9	134,0	146,5
3 - SETOR EXTERNO (US$ bilhões):							
Exportações FOB	26,63	26,63	26,63	27,70	27,70	26,63	28,77
Importações FOB	14,33	14,01	14,10	12,81	12,90	13,65	11,27
Saldo da Balança Comercial	12,29	12,61	12,52	14,88	14,80	12,97	17,50
Saldo do Balanço de Serviços	-14,09	-14,00	-14,74	-13,92	-14,66	-14,96	-14,80
Saldo em Transações Correntes	-1,80	-1,38	-2,21	0,96	0,13	-1,98	2,69
4 - TAXA DE JUROS (%):							
Título do Governo Federal (overnight)	166,2	141,9	182,6	141,9	182,6	176,1	150,7
Letras de Câmbio	142,9	123,5	156,0	123,5	156,0	150,7	130,5
5 - GOVERNO FEDERAL (Cr$ trilhões correntes):							
Receita da União	31,99	29,36	31,31	29,14	31,06	29,08	26,60
Gastos da União	28,30	20,37	28,30	20,37	28,30	16,98	16,98

[a]Segundo os cenários traçados e os valores das variáveis da Tabela 6.

final de 1982, nenhum dos cenários prevê taxas positivas de crescimento do PIB. A estratégia mais recessiva (G) supõe uma queda de 7,7% no PIB. Por sua vez, a taxa de inflação em 1984 atinge o máximo de 175% na estratégia A. As duas últimas estratégias (F e G) conduzem às menores taxas de inflação, enquanto que nos cenários com demanda fora de controle (A, C, D e E) as pressões de preços são mais elevadas.

As importações e exportações, como esperado, reagem à política cambial e ao crescimento econômico doméstico (pois as demais variáveis relevantes são mantidas constantes, ou variam pouco). As estratégias G, D e E são as que apresentam maior saldo comercial. No tocante aos juros domésticos, as estratégias A, C, E e F provocam taxas mais elevadas que as demais. Finalmente, a receita tributária da União responde diretamente ao crescimento do PIB real e à inflação, e em todos os casos há um superávit.

No tocante aos dilemas típicos da política macroeconômica, a estratégia A, com razoável expansão da liquidez e dos gastos públicos, produz a menor queda no PIB real, uma inflação elevada e o menor saldo comercial. No outro extremo, o cenário G é o mais recessivo, porém com a menor inflação e o maior saldo comercial. Como casos intermediários, as estratégias B e D combinam taxas negativas de crescimento econômico, inflação sob relativo controle e saldo excelente da balança comercial.

Enfim, em alguns aspectos, todas as simulações coincidem: crescimento negativo do PIB real, inflação ainda elevada e balança comercial superavitária. Sem considerar as magnitudes projetadas, este é o panorama mais provável da economia brasileira em 1984.

V - CONCLUSÕES

Este estudo apresentou a versão de um modelo econométrico para a economia brasileira, de porte relativamente simples. O aspecto inédito é a incorporação de choques de oferta, geralmente omitidos nas versões monetaristas e keynesianas mais ortodoxas. Os choques reais considerados são de quatro tipos: aumentos no

preço doméstico dos derivados de petróleo, nos reajustes salariais, nas safras agrícolas e nas desvalorizações cambiais.

Por construção, o modelo aceita parcialmente a hipótese de expectativas racionais e assume que os desvios e variações não esperadas na política econômica causam flutuações temporárias em variáveis reais, mas podem modificar permanentemente as variáveis nominais.

O modelo é formado por seis módulos, com 48 equações (resumidas no Apêndice B) que interligam os módulos. As equações de comportamento, em número de 24, foram estimadas por mínimos quadrados simples ou em dois estágios, quando necessário. A correlação serial nos resíduos, quando possível, foi reduzida através da técnica de Cochrane-Orcutt.

A estimação empírica compreende períodos distintos para as equações, mas sempre terminando em 1981. Infelizmente, a carência de informações estatísticas para um período mais longo para algumas variáveis forçou esta escolha. De um modo geral, os resultados empíricos podem ser considerados excelentes, principalmente no tocante aos módulos de demanda agregada nominal, oferta real e setor monetário-financeiro. O desempenho satisfatório reflete-se diretamente nos erros pequenos e no aparente realismo das simulações para 1982 e 1983, apesar da atipicidade da conjuntura destes dois anos.

Apesar de possíveis revisões futuras, o modelo foi utilizado num sistema de simulação - Simulação de Estratégias Macroeconômica (SEM) - onde, a partir de informações sobre instrumentos e dados exógenos, gera-se um conjunto de resultados para as variáveis endógenas (metas). Este sistema é extremamente útil para quantificar ex-ante a política econômica do Governo e para montagem de cenários macroeconômicos no planejamento empresarial.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, Marcelo de P., e HORTA, M. H. T. T. Demanda de importações no Brasil, 1960-1980: estimações agregadas e desagregadas por categoria de uso e projeções para 1982. Textos para Discussão Interna, 48. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1982.

ADELMAN, I., e ADELMAN, F. I. The dynamic properties of the Klein - Goldberger model. Econometrica, 27:596-625, out. 1959.

ASSIS, M. P. de. Um modelo macroeconométrico de política a curto prazo para o Brasil. Série Monográfica, 32. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1981.

BACHA, E. L. Crescimento econômico brasileiro recente e alguns dos seus principais problemas. In: Os mitos de uma década, Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1978.

BAER, W., e KERSTENETZKY, I. Patterns of Brazilian economic growth. Mimeo. Itaca, NY, Cornell University, abr. 1966.

BALL, R. J., e MARWAH, K. The United States demand for imports: 1948-1958. Review of Economics and Statistics, 44: , nov. 1962.

BARBOSA, F. H. A demanda de moeda no Brasil: uma resenha da evidência empírica. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 8(1):33-82, abr. 1978.

BARRO, R. J. Money expectations and business cycles: essays in macroeconomics. New York, Academic Press, 1981.

———. Rational expectations and the role of monetary policy. Journal of Monetary Economics, 2:1-39, jan. 1976.

———. Unanticipated money growth and economic activity in the United States. In: BARRO, R. J. Money expectations and business cycles: essays in macroeconomics. New York, Academic Press, 1981.

BEHRMAN, J., e KLEIN, L. R. Econometric growth models for the developing economies. In: ELLIS, SCOTT e WOLF, eds. Induction, growth and trade: essays in honor of Sir Roy Harrod. Oxford, Clarendon Press, 1970.

BONELLI, R., e MALAN, P. S. Balanço de pagamentos e indústria: aspectos da política econômica na chamada fase de transição da economia brasileira. Mimeo. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, dez. 1975.

———. Os limites do possível: notas sobre balanço de pagamentos e indústria nos anos 70. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 6(2):353-406, ago. 1976.

BOX, G. E., e JENKINS, G. M. Time series analysis, forecasting and control. S. Francisco, Holden Day, 1970.

BRAGA, Helson C., e MARKWALD, R. A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. Textos para Discussão Interna, 57. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, jul. 1983.

BRUNNER, F., CUKIERMAN, A., e MELTZER, A. H. Stagflation, persistent unemployment and the permanence of economics shocks. Journal of Monetary Economics, 6:467-92, 1980.

BRUNNER, K., e MELTZER, A. H., eds. The Phillips curve and labor markets. Journal of Monetary Economics (suplemento), Carnegie-Rochester Conference on Public Policy, 1976.

CARDOSO, E. A. Uma equação para a demanda de moeda no Brasil. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 11(3):617-36, dez. 1981.

CARDOSO, Eliana, e DORNBUSCH, Rudiger. Uma equação para as exportações brasileiras de manufaturados. Revista Brasileira de Economia, 34(3), 1980.

CARDOSO, E. A., e TAYLOR, L. Theoretical framework for identity based planning. In: TAYLOR, L., et alii. Models of growt and distribution for Brazil. New York, Oxford University Press, 1980.

CARSON, K. M., e HEIN, S. E. Four econometric models and monetary policy: the longer-run view. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 65(1):13-24, jan. 1983.

CONTADOR, C. R. O conceito de moeda no Brasil: metodologia e evidências. Relatório Técnico, 30. Rio de Janeiro, COPPEAD/UFRJ, nov. 1980. 50 p.

———. O conceito de moeda no Brasil: uma sugestão. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 8(3):599-620, dez. 1978.

———. Crescimento econômico e combate à inflação. Revista Brasileira de Economia, 31(1):131-67, jan./mar. 1977.

———. Desenvolvimento financeiro, liquidez e substituição entre ativos no Brasil: a experiência recente. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 4(2):245-84, jun. 1974.

———. Efeitos da política salarial na inflação, emprego e produto real. Mimeo. Rio de Janeiro, COPPEAD/UFRJ, maio 1982.

———. A exogeneidade da oferta de moeda no Brasil. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 8(2):475-504, ago. 1978.

———. Inflation and recession: fate or political choice in Brazil today? In: Conference on the Recent Developments and Future Perspectives of the Brazilian Economy, 1982. Papers Miami Florida Internacional University, maio de 1982.

———. Mercado de ativos financeiros no Brasil. Rio de Janeiro, IBMEC, 1974.

———. Notas didáticas sobre demanda e oferta agregadas. Relatório Técnico, 53. Rio de Janeiro, COPPEAD/UFRJ, abr. 1982.

———. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária: comentários. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 12(2):607-14, ago. 1982.

———. Um modelo macroeconométrico com choques de oferta. Trabalho apresentado no Encontro sobre Modelos Macroeconométricos e Setoriais, patrocinado pela Sociedade Brasileira de Econometria e pelo Centro de Ciências Sociais da PUC/RJ, em outubro de 1983.

COUNCIL OF ECONOMIC ADVISORS. The gap between actual and potential GNP. In: LINDAWER, J., ed. Macroeconomic readings. New York, Free Press, 1965.

DIB, M. F. S. P. Equações para a demanda de importações no Brasil. 1960-79. Revista Brasileira de Economia, 35(4), out./dez. 1981.

DUESENBERRY, J. S., ECKSTEIN, O., e FROM, G. A simulation of the United States economy in recession. Econometrica, 28:749-809, out. 1960.

DUESENBERRY, J. S., et alii, eds. The brookings quarterly econometric model of the United States. Chicago, Rand MacNally, 1965.

ELLIS, H. S., ed. The economy of Brazil. Berkeley, University of California Press, 1969.

EPEA/MP [Atualmente IPEA/SEPLAN]. Bases macroeconômicas do plano decenal. Mimeo. Rio de Janeiro, 1966.

FERNANDEZ, R. B. An empirical inquiry on the short run dynamics of output and prices. American Economic Review, 67(4):595-609, set. 1977.

FISHER, I. A statistical relation between unemployment and price changes. International Labour Review, pp. 785-92, jun. 1926. [Reimpresso em Journal of Political Economy, 81:596-602, mar./abr. 1973].

FRENKEL, J., e JOHNSON, H. G., eds. The monetary approach to the balance of payments. London, Allen & Urwin, 1976.

FRIEDMAN, M. The optimum quantity of money and other essays. Chicago, Aldine Pub., 1969.

———. The quantity theory of money: a restatement. In: Friedman M. The optimum quantity of money and other essays. Chicago, Aldine Pub., 1969.

———. The role of monetary policy. American Economic Review, 38(1):1-17, mar. 1969. [Reimpresso em Friedman, M. The Optimum quantity of money and other essays. Chicago, Aldine Pub., 1969].

———. A theory the consumption function. Princeton, Princeton University Press, 1958.

FUENZALIDA, L. A. La demanda por dinero en Brasil: 1947-67. Mimeo. Rio de Janeiro, CENDEC/IPEA, 1969.

GORDON, R. J. Can econometric policy evaluations be salvaged? A comment. In: BRUNNER, K., e MELTZER, A. H., eds. The Phillips curve and labor markets. Journal of Monetary Economics (suplemento), Carnegie-Rochester Conference on Public Policy, 1976.

———. Recent developments in the theory of inflation and unemployment. Journal of Monetary Economics, 2:185-220, abr. 1976.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. Econometrica, 37:424-38, jul. 1969.

GROSSMAN, J. Nominal demand policy and short run fluctuations in unemployment and prices in the United States. Journal of Political Economy, 87(5, ptl):1.063-84, 1979.

GUEDES, P., e MASCOLO, J. L. Expectativas racionais em modelos macroeconométricos para a economia brasileira. Revista de Econometria, 1(2): 41-75, nov. 1981.

IBGE. Atividade de simulação na área econômica demográfica no IBGE. Série Estudos e Pesquisas, 3. Rio de Janeiro, 1979.

INTRILIGATOR, M. D. Econometric models: techniques and applications. Englewood Cliffs, Prentice-Hall, 1978.

JUDGE, G. G., et alii. The theory and practice of econometrics. New York, J. Willey & Sons, 1980.

KLEIN, L. R. Lecture in econometrics. Mimeo. Philadelphia, University of Pennsylvania, 1980.

———. What kind of macroeconomic model for a developing economy. In: ZELLNER, A., ed. Readings in economics statistics and econometrics. Boston, Little Brow & Co., 1968.

KLEIN, L. R., e BALL, R. J. Some econometrics of the determination of absolute prices and wages. Economic Journal 69:165-82, set. 1959.

KLEIN, L. R., SCHLEIDER, S. Techniques of model building for developing economics. Mimeo. Forschungsbericht, Research Memorandum, 91, s/d.

KLEIN, L. R., e YOUNG, P. M. An introduction to econometric forecasting and forecasting models. Philadelphia, Wharton Econometric Forecasting Associates, 1981.

LANG, R. N. Using econometric models to make economic policy: a continuing controversy. Business Review Federal Reserve Bank of Philadelphia, pp. 3-13, jan./fev. 1973.

LEÃO, A. S. C., et alii. Matriz de insumo-produto do Brasil. Revista Brasileira de Economia. 27(3):3-10 jul./set. 1973.

LEMGRUBER, A. C. O balanço de pagamentos do Brasil - uma análise quantitativa. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 6(2):313-52, ago. 1976.

———. O modelo macroeconométrico de St. Louis aplicado no Brasil. In: LEMGRUBER, A. C. Inflação, moeda e modelos macroenômicos: o caso do Brasil. Rio de Janeiro, FGV, 1978.

———. Expectativas racionais e o dilema produto real/inflação no Brasil. Revista Brasileira de Economia, 34:497-53, out./dez. 1980.

LIEBENBERG, M., et alii. A quarterly econometric model of the United States: a progress report. Survey of Current Business, 46(5):13-39, maio 1966.

LINDAWER, J., ed. Macroeconomic readings. New York, Free Press, 1965.

LIU, T. C. An exploration quarterly econometric model of effetive demand in the postwar United States economy. Econometrica, 31: 301-48, jul. 1963.

LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: a critique. In: BRUNNER, K., e MELTZER, A. H., eds. The Phillips curve and labor markets. Journal of Monetary Economics (suplemento), Carnegie-Rochester Conference on Public Policy, 1976.

———. Some international evidence on output-inflation tradeoffs. American Economic Review, 63:326,34, jun. 1973.

LUCAS, R. E., e SARGENT, T. J. After Keynesian macroeconomics. In: After the Phillips curve: persistence of high inflation and high unemployment. Conference Series, 19. Boston, Federal Reserve Bank of Boston, jun. 1978.

LYSY, F. J., e TAYLOR, L. Formal statement of the general equilibrium model. In: TAYLOR, L., et alii. Models of growth and distribution for Brazil, New York, Oxford University Press, 1980.

———. The general equilibrium income distribution model. In: TAYLOR, L., et alii. Models of growth and distribution for Brazil. New York, Oxford University Press, 1980.

MALINWAUD, E. Econometrics faced with the needs of macroeconomic policy. Econometrica, 49:1.363-75, nov. 1982.

MARTONE, C. L. Ajustamento no balanço de pagamentos: um enfoque monetário. Trabalho apresentado no ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 1. São Paulo, 1973.

———. O enfoque monetário à teoria do balanço de pagamentos: algumas implicações. Estudos Econômicos, 4(1):193-220, 1974.

MARWAH, K. An econometric model of Colombia: a protype devaluation view. Econometrica, 37(2): 228-51, abr. 1969.

MARZOUK, M. S. M. The predictability of predetermined variables in macroeconometric models for developing economics. Tese de Doutorado. Philadelphia, University of Pennsylvania, 1969.

MEYERS, J. R., e GLAUBER, R. R. Investment decision, economic forecasting, and public policy. Cambridge, Harvard University Press, 1974.

MODIANO, Eduardo M. Conseqüências macroeconômicas da restrição externa de 1983: simulações com um modelo econométrico para a economia brasileira. Trabalho preparado para IV Latin American Congress of the Econometric Society. Santiago, Chile, jul. 1983.

MODIGLIANI, F. Discussion. In: After the Phillips curve: persistence of high inflation and high unemployment. Conference Series, 19. Boston, Federal Reserve Bank of Boston, jun. 1978.

MONTEIRO, J. V. Estimação econométrica do setor externo na economia brasileira. Pesquisa e Planejamento, Rio de Janeiro, 1(2): 373-80, dez. 1971.

MUSALEM, Alberto R. Política de subsídios e exportações de manufaturados no Brasil. Revista Brasileira de Economia, 39(1), 1981.

MUTH, J. F. Rational expectations and the theory of price movements. Econometrica, 29:315-35, jun. 1961.

NAYLOR, T. H., et alii. A simulation model of the economy of Brazil. In: RUGGLES, N. D., ed. The role of the computer in economic and social research in Latin America. New York, National Bureau of Research, 1974.

NERLOVE, M. Spectral analysis of seasonal adjustement procedure. Econometrica, 32:241-86, jul. 1964.

NEVES, R. B. Os ciclos na indústria de transformação. Rio de Janeiro, BNDE, 1976. [Tese de Mestrado: Departamento de Economia, Universidade de Brasília, 1976].

OKUN, A., Potential GNP: its measurement and significance. In: SMITH, W. L., e TIEGEN, R., eds. Readings in money, national income and stabilization policy. Homewood, Ill., Richard D. Irwin, 1970.

PASTORE, A. C. Inflação e política monetária no Brasil. Revista Brasileira de Economia, 23:92-128, 1965.

PASTORE, A. C., BARROS, J.R.M., e KADOTA, D. A. A teoria da paridade do poder de compra, minidesvalorizações e o equilíbrio da balança comercial brasileira. Pesquisa e Planejamento Econômico, 6(2):287-312, ago. 1976.

PAULA PINTO, M. B. de Política cambial, política salarial e o potencial de exportações de manufaturados do Brasil no período 1954/1974. Estudos Econômicos, 10, 1980.

PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdon: 1861-1957. Economica, 25:283-99, nov. 1958.

POOLE, W. Rational expectations in the macro model. Brookings Papers on Economic Activity, 2:463-505, 1976.

———. Summary and evaluation. In: After the Phillips curve: persistence of high inflation and high unemployment. Conference Series, 19. Boston, Federal Reserve Bank of Boston, jun. 1978.

PRADO, E. F. S. Demanda de moeda no Brasil: o problema da forma funcional. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 8(3):781-94, dez. 1978.

———. Forma funcional em econometria: uma aplicação à estimação de demanda de moeda para o Brasil. São Paulo, Universidade de São Paulo, 1977.

PUJOL, J. P. An econometric model of Argentina. Mimeo. Philadelphia, University of Pennsylvania, Wharton School of Finance and Commerce, Department of Economics, 1969.

RATO, M. H. V., e FIGUEIREDO, J. B. Modelo IBGE-OIT. IBGE - Relatório. Rio de Janeiro, IBGE, 1973.

RESENDE, A. L., e LOPES, F. L. Inflação e balanço de pagamentos: uma análise quantitativa das opções de política econômica. Relatório de pesquisa, 1. Departamento de Economia da PUC/RJ, mar. 1981.

———. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 11(3):599-616, dez. 1981.

RHOMBERG, R., e BOISSENNEAULT, L. The foreign sector. In: DUESENBERRY, J. S., et alii, eds. The brookings quarterly econometric model of the United States. Chicago, Rand MacNally, 1965.

RIJCKEGHEN, W. Van. An intersectorial consistence model for economic planning in Brazil. In: ELLIS, N. S., ed. The economy of Brazil. Berkeley, University of California Press, 1969.

RIO, A. B. del, e KLEIN, L. R. Macroeconometric model building in Latin American: the Mexican case. In: RUGGLES, N. D., ed. The role of the computer in economic and social research in Latin American. New York, National Bureau of Economic Research, 1974.

RUGGLES, N. D., ed. The role of the computer in economic and social research in Latin American. New York, National Bureau of Economic Research, 1974.

SAHOTA, G. S. Brazilian economic policy: an optimal control theory analysis. New York, Praeger Pub., 1975.

———. Causas e efeitos da inflação no Brasil. Revista Brasileira de Economia, 26(4):257-94, out./dez. 1982.

SARGENT, T. J. A classical macroeconomic model for the United States. Journal of Political Economy, 84:207-37, abr. 1976.

———. Rational expectations: the real rate of interest and the natural rate od unemployment. Brookings Papers on Economic Activity, 2:429-72, 1973.

SARGENT, T. J., e WALLACE, N. Rational expectations and the theory of economic policy. Journal of Monetary Economics, 2: 169-84, abr. 1976.

———. Rational expectations: the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule. Journal of Political Economy, 83:241-54, abr. 1975.

SILVA, Adroaldo M. da. Demanda de moeda e taxa esperada de inflação: um estudo empírico de Argentina, Brasil, Chile e EUA. Estudos Econômicos, 3:59-101, 1973.

SILVEIRA, A. M. The demand for money: the evidence from the Brazilian economy. Journal of Money, Credit and Banking, 5:113-40, 1973.

SIMONSEN, M. H. Inflação: gradualismo versus tratamento de choque. Rio de Janeiro, APEC, 1970.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. Econometrica, 49:1-48, jan. 1980.

SIMS, C. Policy analysis with econometric models. Brooking Papers on Economic Activity, 1:107-52, 1982.

SMITH, W. L., e TEIGEN, R., eds. Readings in money, national income and stabilization policy. Homewood, Ill., R. D. Irwin, 1970.

SOLIGO, R. The short run relationship between employment and output. Yale Economic Essays, 1966.

SOLOW, R. Summary and evaluation. In: After the Phillips curve: persistence of high inflation and high unemployment. Conference Series, 19. Boston, Federal Reserve Bank of Boston, jun. 1978.

———. Technical progress, capital formation and economic growth. American Economic Review, 52, maio 1968.

SOUZA, J. A., e MONTEIRO, J. V. Models of the Brazilian economy. In: RUGGLES, N. D., ed. The role of the computer in economic and social research in Latin American. New York, National Bureau of Economic Research, 1974.

SUITS, D. B. Forecasting and analysis with an econometric model. American Economic Review, 52:104-32, mar. 1962.

SUZIGAN, W., et alii. Crescimento industrial no Brasil: incentivos e desempenho recente. Coleção Relatórios de Pesquisa, 26. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1974.

SYLOS-LABINI, P. An econometric model of the Italian economy. In: Trade unions, inflation and productivity. Farnborogh, Saxon House, 1974.

TAYLOR, L., et alii. Models of growth and distribution for Brazil. New York, Oxford University Press, 1980.

TINTNER, G., CONSIGLIERI, I., e CARNEIRO, J. M. Um modelo econométrico aplicado à economia brasileira. Revista Brasileira de Economia, 24(1):5-17, jan./mar. 1970.

TURNOVSKY, S. J. On the role of inflationary expectations in a short-run macroeconometric model. Economic Journal, 84:317-37, jun. 1974.

TURNOVSKY S. J. Structural expectations and the effectiveness of goverment policy in a short-run macroeconomic model. American Economic Review, 67(5):851-66, dez. 1977.

VASCONCELLOS FILHO, J. M. Política de estabilização na presença de choques. Tese de Mestrado, defendida na COPPEAD/UFRJ, ago. 1982. Rio de Janeiro, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 1982.

WEFA (WHARTON ECONOMETRIC FORECASTING ASSOCIATES). Brazilian model. Philadelphia, 1978. Version II, 1975; Version III, 1978.

WEISSKOFF, R. Comércio, protecionismo e elasticidade das importações no Brasil. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 8(2):525-44, ago. 1978.

ZOTTMAN, L. Inflação, formação e poupança e criação de emprego. A Economia Brasileira e suas Perspectivas, 10:129-35, jul. 1971.

APÊNDICE A

DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS

y - PIB real[b]

yp - PIB potencial[b]

y^t - tendência do PIB[b]

h - hiato do PIB[b]

Π - expectativa da inflação[b]

P - índice geral de preços (IGP/DI)[b]

M - estoque nominal de moeda (M_1)[c]

B - estoque nominal de títulos da dívida pública (ORTN + LTN)[c]

G - gastos nominais da União[c]

i_e - taxa nominal de juros em Letras de Câmbio[b]

i_G - taxa nominal de juros (overnight) em títulos do governo[b]

M^* - variações autônomas da política monetária[b]

G^* - variações autônomas dos gastos da União[b]

ΔD - pressões de demanda agregada[b] (ΔD_y para o produto e ΔD_p para a inflação)

E - taxa nominal de câmbio[c]

W - salário mínimo nominal[c]

P'_P - preço doméstico nominal dos derivados de petróleo[c]

y_A - produção agrícola[a]

y_o - produto real não-agrícola[b]

E^* - variação real da taxa de câmbio[b]

W^* - variação real dos salários[b]

P^*_P - variação real dos preços de derivados de petróleo[b]

y^*_A - crescimento da produção agrícola[b]

r^* - taxa real de juros[b]

INPES, 67/84

ΔC - pressões de custos[b] (ΔC_y para o produto real e ΔC_p para a inflação)

P_A - índice de preços por atacado (IPA/DI)[b]

P_c - índice de preços ao consumidor (ICV/RJ)[b]

Q_P^d - consumo doméstico de petróleo[b]

Q_x - quantum de exportações[b]

y_{us} - PNB real dos EUA[a]

P_x - preço em dólares das exportações[a]

s - subsídio médio à exportação[c]

Q_P^s - produção doméstica de petróleo[c]

α - participação da produção doméstica no consumo de petróleo[c]

Q_P^M - importação física de petróleo[b]

Q^M - quantum de importações, exclusive petróleo[b]

P_M - preço em dólares das importações, exclusive petróleo[a]

t - imposto médio sobre importações, exclusive petróleo[c]

P_P - preço em dólares do petróleo importado[a]

VM - valor FOB das importações[b,d]

VX - valor FOB das exportações[b,d]

SBC - saldo da Balança Comercial[b,d]

XM - valor total do comércio exterior[b,d]

F - fretes internacionais[b,d]

S_g - seguros internacionais[b,d]

VT - viagens e turismo[b,d]

P_{us} - índice de preços ao consumidor dos EUA[a]

LD - remessa de lucros e dividendos[b,d]

i_W - taxa LIBOR de juros[a]

i_{BR} - taxa média de juros paga pelo Brasil[b]

J_{BR} - pagamento de juros sobre dívida externa[b,d]

DX - dívida externa[a,d]

GX - Gastos governamentais[b,d]

SBS - Saldo da Balança de Serviços[b,d]

STC - Saldo em Transações Correntes[b,d]

---

[a]dado ou condicionante

[b]variável endógena

[c]instrumento de política

[d]em US$ correntes.

INPES, 67/84

APÊNDICE B

LISTAGEM DAS EQUAÇÕES DO MODELO

a) Equações Iniciais

1) $y^p(t) = 68{,}9 \cdot (1{,}072)^{t-1955}$

2) $y^t(t) = 65{,}15 \cdot (1{,}072)^{t-1955}$

3) $h(t) \equiv (y^p(t) - y(t))/y^p(t)$

4) $\Pi(t) = \underset{(1{,}05)}{0{,}0694} + \underset{(6{,}94)}{0{,}8985} \frac{\Delta P}{P}(t-1)$ $\qquad R^2 = 0{,}682$

5) $P^*(t) \equiv P(t-1) \cdot [1 + \Pi(t)]$

b) Variações Autônomas na Demanda Agregada

6) $\text{Log}\,\frac{M}{P}(t) = \underset{(9{,}88)}{3{,}5863} + \underset{(11{,}65)}{0{,}8173}\,\text{Log}\,y^t - \underset{(4{,}50)}{0{,}5259}\,\Pi(t)$ $\qquad R^2 = 0{,}936$

7) $\text{Log}\,\frac{G}{P}(t) = \underset{(1{,}18)}{0{,}2866} + \underset{(28{,}42)}{0{,}9695}\,\text{Log}\,\frac{G}{P}(t-1)$ $\qquad R^2 = 0{,}973$

8) $M^*(t) \equiv \text{Log}\,M(t) - \text{Log}\,P^*(t) - 3{,}5863 - 0{,}8173\,\text{Log}\,y^t +$
$+ 0{,}5229\,\Pi(t)$

9) $G^*(t) \equiv \text{Log}\,G(t) - \text{Log}\,P^*(t) - 0{,}2866 - 0{,}9695\,\text{Log}\,\frac{G}{P}(t-1)$

10) $D_y(t) \equiv [0{,}40\,M^*(t) + 0{,}60\,G^*(t)] \cdot f(h)$

11) $D_p(t) = [0{,}294\,M^*(t) + 0{,}184\,M^*(t-1) + 0{,}362\,G^*(t) + 0{,}158$
$G^*(t-1)] \cdot [1 - f(h)]$

c) A Formação dos Juros

12) $i_G(t) = \underset{(-1,42)}{-0,0523} + \underset{(2,97)}{0,3910} \frac{B}{M}(t) + \underset{(3,29)}{0,3422} \Pi(t)$ $\qquad R^2 = 0,966$

13) $i_e(t) = \underset{(1,44)}{0,3380} + \underset{(6,42)}{0,9043} \; i_G(t)$ $\qquad R^2 = 0,970$

d) Variações Autônomas na Oferta Agregada

14) $E^*(t) \equiv (1 + \frac{\Delta E}{E}(t))/(1 + \Pi(t)) - 1$

15) $W^*(t) \equiv (1 + \frac{\Delta W}{W}(t))/(1 + \Pi(t)) - 1$

16) $P_P^*(t) \equiv (1 + \frac{\Delta P_{P'}}{P_{P'}}(t))/(1 + \Pi(t)) - 1$

17) $y_A^*(t) \equiv \frac{\Delta y_A}{y_A}(t)$

18) $r^*(t) \equiv (1 + i_G(t))/(1 + \Pi(t)) - 1$

19) $\Delta C_y(t) = [0,09\ W^*(t-1) + 0,06\ E^*(t) + 0,435\ E^*(t-1) + 0,413\ P_P^*(t-1)] \cdot [1 - f(h)]$

20) $\Delta C_P(t) = [0,20\ W^*(t) + 0,102\ W^*(t-1) + 0,283\ E^*(t) + 0,147 \cdot P_P^*(t) + 0,50\ P_P^*(t-1)] \cdot f(h)$

e) O Crescimento do PIB Real

21) $\frac{\Delta y_o}{y_o}(t) = \underset{(5,91)}{0,0675} + \underset{(3,76)}{0,5999} \cdot h(t-1)^2 \; \Delta D_y^* - 0,2171\ [1 - h(t-1)^2]\Delta S_y^*$ $\qquad R^2 = 0,524$

22) $y_o(t) \equiv y_o(t-1)^* \; [1 + \frac{\Delta y_o}{y_o}(t)]$

23) $y_A(t) \equiv y_A(t-1) \cdot [1 + \frac{\Delta y_A}{y_A}(t)]$

24) $y(t) \equiv y_o(t) + y_A(t)$

25) $\underline{\Delta y}(t) = y^{(t)}/y(t-1)^{-1}$

26) $y(t) \leq y^P(t)$

f) A Taxa de Inflação

27) $$\frac{\Delta P}{P}(t) = \underset{(0,39)}{0,0139} + \Pi(t) + \underset{(5,36)}{1,1804} \left[1 - h(t-1)^2\right] \Delta D_P + \underset{(5,03)}{0,5059}\, h(t-1)^2\, \Delta G_P^* - \underset{(-1,95)}{0,2923} \frac{\Delta y_A}{y_A}(t) \qquad R^2 = 0,652$$

28) $P(t) \equiv P(t-1) \,.\, (1 + \frac{\Delta P}{P}(t))$

g) O Crescimento de Outros Índices de Preços

29) $$\frac{\Delta P_A}{P_A}(t) = - \underset{(-0,69)}{0,0119} + \underset{(33,18)}{1,0181} \frac{\Delta P}{P}(t) \qquad R^2 = 0,987$$

30) $P_A(t) \equiv P_A(t-1) \,.\, (1 + \frac{\Delta P_A}{P_A}(t))$

31) $$\frac{\Delta Pc}{P_c}(t) = \underset{(-0,16)}{-0,0018} + \underset{(23,85)}{0,7862} \frac{\Delta P}{P}(t) + \underset{(5,83)}{0,222} \frac{\Delta Pc}{P_c}(t-1) \qquad R^2 = 0,990$$

32) $P_c(t) \equiv P_c(t-1) \,.\, (1 + \frac{\Delta P_c}{P_c}(t))$

h) A Demanda Doméstica de Petróleo

33) $$\text{Log } Q_P^d(t) = - \underset{(-2,69)}{2,6793} + \underset{(5,93)}{1,2455} \text{ Log } y(t) - \underset{(-2,54)}{0,2590} \text{ Log } \frac{P'_P}{P}(t)$$

$$R^2 = 0,934$$

i) A Balança Comercial

34) $\text{Log } Q_x(t) = \underset{(-5,29)}{-17,69} + \underset{(2,59)}{2,73} \text{ Log } y_{us}(t) + \underset{(2,91)}{0,21} \text{ Log}$

$$\text{Log} \left[\frac{E}{P} P_x (1 + s)\right] (t) \qquad R^2 = 0,925$$

35) $Q_P^M(t) \equiv (1 - \alpha) \; Q_P^d(t), \quad \text{onde } \alpha(t) = \dfrac{Q_p^s(t)}{Q_p^d}$

36) $\text{Log } Q_M(t) = \underset{(0,27)}{0,4242} + \underset{(3,90)}{1,0261} \text{ Log } y(t) -$

$$\underset{(-3,20)}{-0,4164} \text{ Log} \left[\frac{E}{P} P_M (1 + t)\right] (t) \qquad R^2 = 0,960$$

j) O Balanço de Serviços

37) $VM(t) \equiv P_P(t) \cdot Q_P^M(t) + P_M(t) \; Q_M(t)$

38) $SBC(t) \equiv P_X(t) \; Q_X(t) - VM(t)$

39) $XM(t) \equiv P_X(t) \; Q_X(t) + VM(t)$

40) $\text{Log } F(t) = \underset{(-11,89)}{-4,10} + \underset{(9,99)}{1,28} \text{ Log } XM(t) \qquad R^2 = 0,972$

41) $\text{Log } S_g(t) = \underset{(-13,74)}{-5,6157} + \underset{(3,46)}{0,57} \text{ Log } XM(t) \qquad R^2 = 0,520$

42) $\text{Log } VT(t) = \underset{(-0,92)}{-2,997} + \underset{(4,47)}{1,6925} \text{ Log } y(t) -$

$$\underset{(-1,86)}{-2,9163} \text{ Log} \left[\frac{P_{us}E}{P}\right] (t) \qquad R^2 = 0,767$$

43) $\text{Log } LD(t) = \underset{(-3,43)}{-22,93} + \underset{(3,06)}{3,82} \text{ Log } y(t) \qquad R^2 = 0,640$

44) $i_{BR}(t) = \underset{(2,36)}{0,0286} + \underset{(4,18)}{0,6036} \; i_w(t)$ $\qquad R^2 = 0,454$

45) $J_{BR}(t) \equiv i_{BR}(t) \; . \; DX(t - 1)$

46) $\text{Log } GX(t) = \underset{(-1,35)}{-0,4875} + \underset{(6,52)}{0,8035} \; \text{Log } GX(t - 1)$ $\qquad R^2 = 0,670$

47) $SBS(t) \equiv - [F(t) + S_g(t) + VT(t) + LD(t) + J_{BR}(t) + GX(t)]$

ℓ) <u>O Saldo em Transações Correntes</u>

48) $STC(t) \equiv SBC(t) + SBS(t)$