

# A INFLAÇÃO BRASILEIRA NO PÓS-GUERRA: MONETARISMO versus ESTRUTURALISMO

Fernando de Holanda Barbosa

**ipba**

INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL

PROGRAMA NACIONAL DE  
**PNPE**  
PESQUISA ECONÔMICA

*PROGRAMA NACIONAL DE PESQUISA  
ECONÔMICA  
(PNPE)*

Criado em 1973, o PNPE tem como finalidade precípua estimular a produção científica, através da promoção da pesquisa acadêmica individual na área de Economia. As entidades promotoras do PNPE são: Instituto de Planejamento Econômico e Social — IPEA, Financiadora de Estudos e Projetos — FINEP, Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social — BNDES, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística — IBGE e Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico — CNPq. A princípio, o Programa foi administrado pelo antigo BNDE e, a partir de 1975, passou a ser gerido pelo IPEA/INPES.

**CONSELHO DIRETOR DO PNPE:**

*Presidente: José Flávio Pécora* (Secretário-Geral da SEPLAN e Presidente do IPEA)

*Gerson Edson Ferreira Filho* (Presidente da FINEP)

*Jessé de Souza Montello* (Presidente do IBGE)

*Jorge Lins Freire* (Presidente do BNDES)

*Lynaldo Cavalcanti de Albuquerque* (Presidente do CNPq)

*José Augusto Arantes Savasini* (Superintendente do Instituto de Planejamento — IPLAN/IPEA)

*Michal Gartenkraut* (Superintendente do Instituto de Pesquisas — INPES/IPEA e Secretário-Executivo do PNPE)

**A INFLAÇÃO BRASILEIRA NO PÓS-GUERRA:  
MONETARISMO *VERSUS* ESTRUTURALISMO**

**FERNANDO DE HOLANDA BARBOSA**

**FERNANDO DE HOLANDA BARBOSA**, doutor em Economia pela Universidade de Chicago (1975), é Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE) da Fundação Getulio Vargas e do Curso de Mestrado em Engenharia de Produção da Universidade Federal Fluminense.



INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL  
PROGRAMA NACIONAL DE PESQUISA ECONÔMICA



*Série PNPE – 8*

# A INFLAÇÃO BRASILEIRA NO PÓS-GUERRA: MONETARISMO *VERSUS* ESTRUTURALISMO

FERNANDO DE HOLANDA BARBOSA

Rio de Janeiro  
IPEA/INPES  
1983.

© Copyright by IPEA \*

*Capa de L. C. Dias*

Barbosa, Fernando de Holanda

A inflação brasileira no pós-guerra: monetarismo *versus* estruturalismo.  
Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1983.

248 p.

(IPEA/INPES. Série PNPE, 8).

1. Inflação e deflação — Brasil. I. Instituto de Planejamento Económico e Social. Instituto de Pesquisas. II. Programa Nacional de Pesquisa Económica. III. Série. IV. Título.

CDD 332.41981

CDU 336.748.12(81)

*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.*

---

\* INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÓMICO E SOCIAL

Serviço Editorial

Av. Pres. Antônio Carlos, 51 — 13.º andar — Rio de Janeiro (RJ) — CEP 20.020

A memória do meu pai.

# SUMÁRIO

PREFÁCIO .....	XIII
Cap. I – A EXPERIÊNCIA INFLACIONÁRIA BRASILEIRA NO PÓS-GUERRA .....	1
I.1 – Evolução da Taxa de Inflação .....	2
I.2 – Crescimento do Produto Real .....	4
I.3 – Inflação × Crescimento Econômico ....	6
I.4 – Agricultura × Inflação .....	7
I.5 – Indústria: Capacidade Ociosa × Inflação	9
I.6 – Choque do Petróleo: O Cartel da OPEP	12
I.7 – Sistema Monetário Nacional: Aspectos Institucionais .....	16
I.8 – Política Monetária: Moeda × Inflação	19
I.9 – A Velocidade-Renda da Moeda .....	22
I.10 – <i>Deficit</i> do Governo .....	24
Cap. II – OS MECANISMOS DE CONVIVÊNCIA COM A INFLAÇÃO .....	29
II.1 – Correção Monetária .....	30



II.2 – Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional .....	32
II.3 – Política Salarial .....	36
II.3.1 – Reajuste Salarial: Pico $\times$ Média .....	38
II.3.1.1 – Período 1965/68	41
II.3.1.2 – Período 1968/74	44
II.3.1.3 – Período 1974/79	44
II.3.1.4 – Período 1979/80	46
II.3.1.5 – Período 1980/83	48
II.3.2 – Salário Mínimo .....	49
II.4 – Política Cambial .....	53
II.5 – Política Tributária .....	64
 Cap. III – A VISÃO MONETARISTA DO PROCESSO INFLACIONÁRIO .....	 69
III.1 – A Visão Monetarista: Proposições Básicas .....	69
III.2 – A Versão Antiga da Teoria Quantitativa da Moeda .....	71
III.3 – A Versão Moderna da Teoria Quantitativa da Moeda .....	72
III.4 – Expectativas: Do Empiricismo à Racionalidade .....	76
III.5 – Modelo Monetarista Simplificado ....	81
III.6 – O Fenômeno da Ultrapassagem .....	84
III.7 – Expectativa Adaptada e Ajustamento Parcial: Trajetórias de Ultrapassagens	86

III.8	– Trajetórias de Ultrapassagens Menos Restritivas .....	91
III.9	Taxa de Juros Nominal .....	93
III.10	Demanda de Moeda e Taxa de Juros: O Fenômeno da Ultrapassagem .....	97
III.11	A Curva de Phillips .....	98
III.12	Determinação Simultânea da Taxa de Inflação e do Nível de Renda .....	104
III.12.1	Modelo com Expectativas Estáticas .....	105
III.12.2	Modelo com Expectativas Racionais .....	110
III.12.3	– A Solução Algébrica do Modelo .....	115
III.13	Monetarismo $\times$ Endogeneidade da Oferta de Moeda	117

Cap. IV	– A VISÃO ESTRUTURALISTA DO PROCESSO INFLACIONÁRIO .....	121
IV.1	– A Visão Estruturalista: Elementos Básicos .....	121
IV.2	– Agricultura $\times$ Inflação .....	124
IV.2.1	Consumo Interno $\times$ Exportação .....	128
IV.2.2	Determinação da Relação de Trocas .....	130
IV.3	– Modelo de Realimentação $\times$ Estruturalismo .....	135
IV.4	– A Formação de Preços no Setor Industrial	141

IV.4.1	— A Determinação do <i>Mark-Up</i>	142
IV.4.2	Preços Industriais: Capital de Giro e Insumos Importados .	146
IV.4.3	Salários: A Política Salarial ..	146
IV.4.4	Preços das Matérias-Primas Importadas .....	147
IV.4.5	— A Taxa de Crescimento dos Preços Industriais .....	147
IV.4.6	— A Taxa de Inflação	148
IV.5	— A Hipótese da Moeda Passiva	150
IV.5.1	— Instabilidade da Velocidade ou do Multiplicador .....	151
IV.5.2	— Causa da Expansão Monetária: <i>Deficit</i> do Governo ....	152
IV.5.3	— Causa do <i>Deficit</i> do Governo: Expansão Monetária .....	154
IV.6	— A Determinação do Produto Real e da Taxa de Inflação .....	156
IV.6.1	— O Nível de Produção da Indústria .....	156
IV.6.2	— A Taxa de Crescimento do Produto Real .....	157
IV.6.3	— Capacidade Ociosa na Indústria $\times$ Taxa de Crescimento do Produto .....	159
IV.6.4	— Determinação Simultânea da Taxa de Inflação e da Capacidade Ociosa na Indústria ..	160
IV.7	Taxa de Inflação: Equação Estruturalista em Forma Final .....	162

Cap. V – AS ORIGENS DA INFLAÇÃO BRASILEIRA NO PÓS-GUERRA: A EVIDÊNCIA EMPÍRICA	165
V.1 – Inflação e Procura de Moeda	166
V.1.1 – Especificação da Equação de Procura	167
V.1.2 – A Taxa de Inflação	168
V.1.3 – Expectativas Estáticas	169
V.1.4 – Realização das Previsões	171
V.1.5 – Expectativas Racionais	172
V.1.6 – Taxa de Inflação Esperada $\times$ Período de Decisão	175
V.1.7 – Renda Esperada $\times$ Riqueza	178
V.1.8 – Defasagens da Política Mone- tária	179
V.1.9 – Conclusões	181
V.2 – Inflação e Curva de Phillips	182
V.2.1 – Conclusões	189
V.3 – Monetarismo $\times$ Estruturalismo: As Equ- ções da Taxa de Inflação em Forma Final	190
V.3.1 – Seleção Entre os Modelos Mo- netarista e Estruturalista	197
V.3.2 – Conclusões	199
V.4 – Inflação: Política Monetária $\times$ Política Fiscal	200
V.4.1 – Estrutura e Forma Final do Mo- delo	200
V.4.2 – A Evidência Empírica	204
V.4.3 – Conclusões.	207

Cap. VI – SUMÁRIO E CONCLUSÕES .....	209
VI.1 – Monetarismo, Estruturalismo e Outras Estórias da Inflação .....	209
VI.2 – Políticas de Estabilização: Monetaris- mo × Estruturalismo .....	214
VI.3 – As Origens da Inflação Brasileira no Pós- Guerra: Sumário da Evidência Empírica	217
VI.4 – A Constituição Monetária-Fiscal: Sugere- ções para uma Reformulação .....	222
 BIBLIOGRAFIA .....	 227

## PREFÁCIO

A experiência inflacionária brasileira no pós-guerra sustentou no passado, e continua a suscitar no presente, um grande debate quanto às suas origens. Os economistas da América Latina, e os do Brasil em particular, estão divididos, desde meados da década de 50, em duas escolas com relação às causas que provocam a inflação. Os monetaristas atribuem ao crescimento exagerado da oferta de moeda o motivo principal por trás do processo inflacionário. Os estruturalistas afirmam que a inflação é gerada dentro do sistema econômico através de mudanças de preços relativos resultantes do crescimento econômico, e que ela não tem suas origens na política monetária, que é passiva e acomoda as variações da renda nominal da economia.

A diferença entre os economistas monetaristas e estruturalistas não se restringe apenas às origens do processo inflacionário. Na verdade, ela é bem mais ampla, como já assinalaram vários analistas que trataram desta controvérsia, e inclui julgamentos de valor, como é bem exemplificado no último livro de Furtado (1982, p. 9), que o dedicou, como um defensor da corrente estruturalista, "Aos economistas brasileiros da nova geração que não se deixaram embair pelo

O presente trabalho, que trata da controvérsia monetarismo x

brilho falso do monetarismo".  
estruturalismo, discorda do tipo de abordagem implícita na dedicatória de Furtado e segue a tradição daqueles "economistas treinados na visão científica de que uma idéia é para ser testada pela sua relevância empírica antes que pelo seu brilho intelectual", como tão bem colocou Johnson (1972, p. 8). Esta posição metodológica está subjacente em todos os capítulos que se seguem.

Embora exista uma tradição na controvérsia estruturalista x monetarista de se rotular aqueles que dela participam segundo uma classificação dicotômica e maniqueísta do mundo político, esta pesquisa é ortogonal a este tipo de colocação. A justificativa para tal posição baseia-se na evidência empírica de que modelos monetaristas não se constituem em propriedade privada de autores conservadores, como tão bem exemplifica o artigo sobre hiperinflação de autor bastante popular no Brasil e reconhecidamente marxista, como é o modelo de Kalecki (1962), que em substância nada difere do trabalho clássico de Cagan (1956), baseado em uma tese de doutorado orientada por Friedman, sobejamente reconhecido por suas idéias conservadoras.

A estratégia desta pesquisa consistiu em procurar captar em modelos bastante simples os aspectos fundamentais dos arcabouços teóricos monetarista e estruturalista, de sorte a se chegar a equações explicativas para a taxa de inflação que revelassem de modo claro onde se encontram as diferenças básicas entre as duas escolas no que diz respeito às origens da inflação. Apesar de a inflação ter uma longa história na economia brasileira, a parte empírica desta pesquisa abrange apenas o período que vai dos anos subseqüentes ao final da II Guerra Mundial até 1980. Razões de ordem prática, como a disponibilidade de dados, fundamentaram tal decisão, e a escolha do término do período foi determinada pelo ano em que iniciamos a pesquisa.

Cabe aqui também uma palavra de alerta ao leitor. Em todo trabalho que procura interpretar e especificar, através de equações, modelos econômicos que nem sempre receberam um tratamento formal rigoroso, embora não deixassem de ter uma boa dose de criatividade, existe sempre o risco de que surjam discordâncias não somente quanto à propriedade das hipóteses adotadas, mas sobretudo no que se refere às que foram omitidas. Certamente, apesar de todo nosso esforço para traduzir de modo fidedigno o pensamento de cada escola, não há como deixar de reconhecer esta possibilidade. Esperamos que a eventual identificação de incorreções estimule a produção de novos trabalhos que contribuam para uma melhor compreensão da dinâmica dos processos inflacionários.

Não houve preocupação em documentar e comentar a evolução histórica das idéias estruturalista e monetarista, pois este esforço

adicional iria tomar mais tempo do que dispúnhamos. A bibliografia no final do livro é seletiva e lista somente as fontes usadas nesta pesquisa, não retratando, certamente, toda a dívida intelectual do autor.

Gostaríamos de registrar aqui os agradecimentos ao Programa Nacional de Pesquisa Econômica (PNPE), pelo financiamento deste trabalho, a Lúcia Regina Coutinho Teixeira da Silva, Andrés Romero e Maria Silvia Bastos Marques, que auxiliaram durante várias fases desta pesquisa, e a Ofélia Barbosa de Barros, que datilografou inúmeras versões preliminares e a presente versão final.



# A EXPERIÊNCIA INFLACIONÁRIA BRASILEIRA NO PÓS-GUERRA

A inflação é um fenômeno tão enraizado na economia brasileira que, possivelmente como o futebol e o carnaval, já se constitui numa característica fundamental da nossa sociedade.

A experiência inflacionária brasileira no pós-guerra é extremamente rica, pois a inflação atravessou diferentes governos e regimes políticos, conviveu com a democracia e com o autoritarismo, testemunhou o suicídio, a renúncia e a deposição de Presidentes da República, foi administrada por Ministros que a identificaram como um poderoso adversário a ser combatido com todas as armas e por outros que não se incomodaram com sua companhia, assistiu à transformação de uma economia predominantemente rural em uma economia urbano-industrial, foi responsabilizada por uns pela concentração de renda verificada em boa parte do período e utilizada por outros como instrumento de redistribuição de renda. As causas mais diversas para explicar a sua vitalidade já foram apontadas, algumas tão pitorescas e exóticas como o chuchu, os salões de beleza e os *sheiks* do petróleo; inúmeros medicamentos foram desenvolvidos a pretexto de eliminar seus efeitos, e mesmo assim ela continua prejudicando uns e beneficiando outros.

O presente livro tem como objetivo identificar os elementos comuns que estão por trás de toda esta experiência inflacionária. Neste capítulo inicial, de caráter puramente descritivo, procura-se não somente descrever a evolução da inflação brasileira, mas também ressaltar alguns dos seus fatos estilizados no pós-guerra.

## I.1 – Evolução da Taxa de Inflação

Em todos os anos do pós-guerra, a economia brasileira conviveu com aumentos persistentes do nível geral de preços. Qualquer que seja o índice que se utilize para medir a inflação, sua taxa geométrica média, no período 1945/80, foi de 30,4% ao ano.

Esta experiência inflacionária caracterizou-se não somente por uma elevada taxa média, mas também por uma grande variabilidade, como se pode constatar examinando-se os dados da Tabela I.1, que mostra a evolução anual da taxa de inflação no pós-guerra para vários índices de preços.

A menor taxa de inflação no pós-guerra foi de 2,7% em 1974 e a maior ocorreu em 1980, quando os preços aumentaram 110%, medida a inflação através do Índice Geral de Preços (IGP), no conceito de Disponibilidade Interna.<sup>1</sup>

Houve épocas de relativa estabilidade na taxa de inflação: em torno de 12,3% ao ano no período 1949/52; de 1967 a 1973 ela declinou lentamente, mas situou-se próxima da média anual de 23,7%; e no período compreendido entre 1974 e 1978 as taxas anuais não se distanciaram da taxa média de 37,8%.

A economia brasileira apresentou fases de inflação ascendente, como em 1952/54, quando passou de 12,9 para 25,6%; em 1957/59, subiu de 7 para 39,5% ao ano; no período de 1960/64, cresceu de 30,5 para 91,9%; de 1973 para 1974, a taxa de 15,7% foi para 34,5%; de 1978 para 1980, a inflação, que era de 40,8%, elevou-se para a casa dos três dígitos, atingindo 110,2% ao ano.

Houve também períodos em que a taxa de inflação diminuiu. Com efeito, de 1954 para 1955, baixou de 25,6 para 12,4%; de 1956 para 1957, diminuiu de 24,4 para 7%; em 1964/67, sofreu um rápido declínio, de 91,9 para 24,3% ao ano.

A história contada pelos demais índices de preços não é, em geral, muito diferente da que acabamos de relatar através do IGP. É claro que existem algumas diferenças e certas mudanças de preços relativos

<sup>1</sup> O IGP é uma média ponderada do Índice de Preços por Atacado (IPA), do Índice do Custo de Vida na Cidade do Rio de Janeiro (ICVRJ) e do Índice da Construção Civil, com pesos iguais a 0,6, 0,3 e 0,1, respectivamente.

Tabela I.1

## EVOLUÇÃO DA INFLAÇÃO — 1946/81

(Em %)

Anos	IGP	IPA			ICVRJ	Deflator Implícito
		Geral	Produtos Agrícolas	Produtos Industriais		
1946	22,6	19,7	26,7	17,1	27,3	—
1947	2,7	2,7	11,2	—13,1	5,8	—
1948	8,3	7,1	14,8	8,7	3,5	9,9
1949	12,2	5,2	31,8	2,1	6,0	10,7
1950	12,4	11,3	11,9	15,0	11,4	11,2
1951	11,9	17,4	12,8	11,7	10,8	12,0
1952	12,9	9,4	15,1	4,8	20,4	13,2
1953	20,8	25,0	17,5	32,3	17,6	15,3
1954	25,6	22,3	26,5	21,5	25,6	21,4
1955	12,1	15,9	7,4	12,9	18,9	16,3
1956	24,4	26,2	22,6	29,7	21,8	23,2
1957	7,0	3,8	0,8	6,5	13,4	13,2
1958	24,3	35,1	20,5	37,1	17,3	11,1
1959	29,5	36,0	42,1	29,8	51,9	29,2
1960	30,5	34,5	32,2	33,4	23,8	26,3
1961	47,7	53,2	53,0	46,0	42,9	33,3
1962	51,3	45,6	44,0	46,9	55,8	54,8
1963	81,3	83,2	90,6	86,1	80,2	78,0
1964	91,9	84,5	86,5	101,3	86,6	87,5
1965	34,5	31,4	25,2	31,5	45,5	55,4
1966	38,8	42,1	42,7	32,0	41,2	39,5
1967	24,3	21,2	21,1	23,1	24,1	28,8
1968	25,4	24,8	16,7	34,6	24,5	27,8
1969	20,2	18,7	31,7	15,1	24,3	20,3
1970	19,2	18,7	20,3	18,9	20,9	18,2
1971	19,8	21,3	24,7	16,7	18,1	18,8
1972	15,5	16,1	22,3	15,4	14,0	18,5
1973	15,7	15,6	16,7	16,4	13,7	21,2
1974	34,5	35,4	31,2	35,6	33,8	32,9
1975	29,4	29,3	33,7	29,2	31,2	34,5
1976	46,3	44,9	67,0	40,3	44,8	45,6
1977	38,8	35,5	34,2	35,5	43,1	42,4
1978	40,8	43,0	47,6	39,9	38,1	41,1
1979	77,2	50,1	86,5	78,8	76,0	56,8
1980	110,2	121,3	138,2	110,3	86,3	94,7
1981	95,2	94,3	70,7	99,6	100,6	—

FONTE: *Conjuntura Econômica*

quando se comparam, por exemplo, os Índices de Preços por Atacado dos produtos agrícolas e dos produtos industriais, assunto que comentaremos mais adiante.

## I.2 – Crescimento do Produto Real

A economia brasileira cresceu rapidamente no pós-guerra, com uma taxa geométrica de crescimento do produto interno bruto de cerca de 7,5% ao ano durante o período 1945/80, enquanto o produto *per capita* aumentou a uma taxa média anual de 4,6%. Neste mesmo período o produto agrícola cresceu a uma taxa média de 4,4% ao ano e o produto industrial aumentou a uma taxa geométrica anual de 8,8%.

A Tabela I.2 mostra a evolução da taxa de crescimento do produto real, total e por setores, para o período 1946/81. A maior taxa de crescimento do produto real total ocorreu em 1973, quando a economia cresceu 14,0% em um ano, e a menor foi em 1981, quando pela primeira vez no pós-guerra a economia deixou de crescer e o produto real diminuiu 1,9%.

Em termos de produto *per capita*, tivemos cinco anos de crescimento negativo no período 1946/81: 1956, 1963, 1964, 1965 e 1981.

Quanto à taxa de crescimento do produto real por setores, a Tabela I.2 mostra que em apenas dois anos, 1965 e 1981, o crescimento da indústria foi negativo, enquanto o mesmo fato ocorreu seis vezes na agricultura, nos anos de 1947, 1951, 1956, 1964, 1966 e 1978. O setor de transportes e comunicações deixou de crescer apenas em 1981, e sua taxa média de crescimento de 9,3% ao ano no período 1945/80, a mais alta entre todos os setores, coloca-o como o mais dinâmico da economia brasileira. Este setor, somente em 1973, cresceu 21%. O setor de comércio progrediu a uma taxa média de 7,2% ao ano no período 1945/80, apresentando taxas negativas em dois anos: 1963 e 1981, quando diminuiu 0,1 e 3,7%, respectivamente.

Tabela I.2

## TAXAS DE CRESCIMENTO DO PRODUTO REAL — 1946/81

(Em %)

Anos	Agri- cultura	Indús- tria	Comér- cio	Trans- porte e Comuni- cações	Total	Per capita
1946	9,3	14,4	14,3	14,0	12,5	9,8
1947	-0,1	4,6	6,4	14,2	4,2	1,9
1948	4,3	12,9	6,8	16,6	9,1	6,6
1949	6,2	11,5	8,2	8,5	8,7	6,2
1950	2,6	10,3	8,1	9,5	7,1	4,7
1951	-1,7	7,9	5,1	10,8	4,3	1,1
1952	8,3	6,5	5,7	7,2	7,1	4,0
1953	0,5	11,2	2,5	10,2	5,8	2,6
1954	4,8	6,5	9,1	8,4	6,5	3,4
1955	12,7	10,1	10,1	3,9	10,3	7,0
1956	-6,2	7,0	0,7	5,1	2,1	-0,9
1957	12,6	5,3	8,9	7,8	8,1	4,9
1958	3,1	15,7	10,6	6,1	10,6	7,3
1959	6,9	10,8	10,7	9,6	9,7	6,4
1960	6,8	11,6	9,2	17,3	10,3	7,1
1961	5,0	9,9	8,0	3,3	7,7	4,6
1962	3,9	8,0	6,0	8,4	6,6	3,6
1963	0,4	0,8	-0,1	7,8	1,1	-1,8
1964	-1,3	5,6	1,7	1,6	2,6	-0,2
1965	20,1	-2,6	1,4	1,8	2,1	-0,7
1966	-14,6	9,9	7,4	6,6	5,4	2,4
1967	9,2	3,1	4,4	7,8	4,7	1,8
1968	4,5	13,3	10,7	8,9	11,0	7,9
1969	3,8	12,2	9,5	11,6	10,2	7,1
1970	1,5	10,5	8,3	6,4	8,3	5,3
1971	11,3	11,8	13,1	11,6	12,0	9,3
1972	4,1	12,7	11,7	12,2	11,1	8,5
1973	3,6	16,0	13,3	21,0	14,0	11,2
1974	8,2	9,1	9,9	13,5	9,5	6,8
1975	5,2	5,6	2,4	16,8	5,6	3,0
1976	2,9	12,5	8,6	8,0	9,7	7,0
1977	11,8	3,9	4,6	5,8	5,4	2,9
1978	-2,6	7,4	3,9	4,6	4,8	2,2
1979	5,0	6,6	6,7	10,6	6,7	4,1
1980	6,3	7,9	8,0	10,8	7,9	5,2
1981	6,8	-5,4	-3,7	-0,5	-1,9	—

FONTE: Zerkowski e Veloso (1982) para o período 1946/80.

## I.3 – Inflação × Crescimento Econômico

Qualquer tentativa de explicar o processo inflacionário brasileiro no pós-guerra tem que ser consistente com o fato de que a inflação e o crescimento econômico não têm caminhado juntos, de maneira sistemática, em uma única direção. Com efeito, de 1957 para 1961 a inflação e a taxa de crescimento do produto real aumentaram; de 1961 para 1964, enquanto a taxa de crescimento da economia diminuía, a inflação acelerava-se; no período 1967/73 a inflação declinou lentamente e a taxa de crescimento do produto aumentou, permanecendo em níveis elevados, sendo esta fase identificada por muitos como a época do milagre econômico; de 1978 para 1980 a inflação voltou a subir e a taxa de crescimento do produto real aumentou.

A Tabela I.3 ilustra de maneira clara o fato de que a mesma taxa de crescimento do produto real é compatível com diferentes taxas de inflação na experiência brasileira do pós-guerra. Este fato fica mais transparente quando se comparam dados de quinquênios do que através de comparações anuais, em virtude de componentes não sistemáticas que afetam tanto os preços como o nível de produção no curto prazo. Assim, no período 1950/55 a taxa média anual de

Tabela I.3

### INFLAÇÃO × CRESCIMENTO

(Em %)

Períodos	Taxa Média de	
	Crescimento do Produto Real	Inflação
1945/50	8,3	11,1
1950/55	6,8	16,6
1955/60	8,1	24,7
1960/65	4,0	59,9
1965/70	7,9	25,4
1970/75	10,4	22,7
1975/80	6,9	60,5

crescimento do produto real foi de 6,8%, enquanto os preços cresceram a uma taxa média de 16,6% ao ano; no período 1975/80 o produto aumentou a uma taxa média de 6,9%, enquanto a taxa de inflação anual foi de 60,5%. Comparando-se os períodos 1945/50 e 1955/60, observa-se que as taxas de crescimento do produto real estão bastante próximas (8,3 e 8,1%, respectivamente), enquanto a taxa de inflação do segundo período (24,7%) é mais do que o dobro da inflação do primeiro período (11,1% ao ano) .

## I.4 — Agricultura × Inflação

Embora a simples inspeção visual da relação entre as variações da taxa de crescimento da produção agrícola, em relação à sua tendência histórica, e a aceleração na taxa de inflação não seja o modo adequado para que se chegue a uma conclusão definitiva, a agricultura parece ter desempenhado um papel importante na evolução do processo inflacionário brasileiro no pós-guerra.

Os dados da Tabela I. 4 mostram que as más safras agrícolas contribuem, em geral, para aumentar a taxa de inflação. Com efeito, em 11 dos 16 anos em que a produção agrícola cresceu abaixo de sua tendência histórica a aceleração na taxa de inflação foi positiva.

Com relação ao efeito das boas safras na redução da taxa de inflação, os dados da Tabela I.4 mostram que apenas em sete dos 18 anos nos quais a produção agrícola cresceu acima da sua taxa histórica a inflação diminuiu. Todavia, em alguns anos, como 1955, 1957, 1965, 1967 e 1977, as excelentes safras agrícolas certamente devem ter desempenhado algum papel na redução da taxa de inflação.

Embora, como já foi assinalado anteriormente, a taxa média de inflação no período 1945/80 seja praticamente a mesma, qualquer que seja o índice de preços utilizado para a sua medição, a relação de trocas entre a agricultura e a indústria não apresentou um comportamento uniforme neste período. Com efeito, a partir de 1945 a relação de trocas cresceu até 1953, quando então iniciou uma trajetória descendente que se estendeu até 1959. Deste ano até 1966

Tabela I.4

## AGRICULTURA X INFLAÇÃO

Anos	Choques Agrícolas* (%)	Aceleração da Inflação** (%)	Relação de Trocas Agricultura X Indústria*** (1945 = 100)
1946	4,9		105,5
1947	-4,5	-19,9	113,0
1948	0,1	5,6	137,3
1949	1,8	3,9	143,2
1950	-1,8	0,2	169,2
1951	-6,1	-0,5	176,5
1952	3,9	1,0	187,8
1953	-3,9	7,9	189,5
1954	0,4	4,8	179,5
1955	8,3	-13,2	178,7
1956	-10,6	12,0	171,4
1957	8,2	-17,4	153,8
1958	-1,3	17,3	142,8
1959	2,5	15,2	119,7
1960	2,4	-9,0	144,4
1961	0,6	17,2	131,2
1962	-0,5	3,6	159,6
1963	-4,0	30,0	131,8
1964	-5,7	10,6	148,7
1965	15,7	-57,4	128,2
1966	-19,0	4,3	142,8
1967	4,8	-14,5	136,7
1968	0,1	1,1	125,8
1969	-0,6	-5,2	121,5
1970	-2,9	-1,0	142,0
1971	6,9	0,6	156,4
1972	-0,3	-4,3	158,2
1973	-0,8	0,2	170,0
1974	4,8	18,8	177,9
1975	0,8	-5,1	152,7
1976	-1,5	16,9	183,0
1977	7,4	-7,5	211,2
1978	-7,0	2,0	223,1
1979	0,6	36,4	218,7
1980	1,9	33,0	209,5
1981	2,4	-15,0	

\*Desvio da taxa de crescimento do produto agrícola em relação à sua tendência histórica.

\*\*Inflação medida pelo IGP-DI.

\*\*\*Esta relação de trocas foi obtida dividindo-se o Índice de Preços por Atacado da Agricultura pelo Índice de Preços por Atacado da Indústria.



a relação de trocas oscilou ano a ano, e a partir de 1967 voltou a cair novamente até 1969, quando os preços agrícolas começaram a subir mais rapidamente do que os dos produtos industriais até 1980, com exceção dos anos de 1975, 1979 e 1980.

Comparando-se, com um pouco de paciência, os dados dos choques agrícolas com aqueles da relação de trocas entre a agricultura e a indústria, verifica-se que, na maioria das vezes em que os choques foram adversos, a relação de trocas subiu. Este tipo de comportamento é consistente com a hipótese estruturalista, como veremos nos próximos capítulos. Todavia, deve-se reconhecer que uma análise mais pormenorizada da ligação entre agricultura e inflação deveria partir de informações mais desagregadas, que infelizmente não são disponíveis.

## I.5 — Indústria: Capacidade Ociosa × Inflação

Infelizmente, não existe informação sobre o nível de capacidade ociosa da indústria brasileira que cubra todo o pós-guerra. Entretanto, desde 1968, a Sondagem Industrial da Fundação Getúlio Vargas levanta trimestralmente dados sobre a capacidade ociosa da indústria de transformação (a Tabela I.5 reproduz esta informação para o período 1968-III/1981-IV) .

A taxa média de capacidade ociosa para todo o período é igual a 15%. Admitindo-se que esta média seja a taxa normal de operação, os dados da Tabela I.5 mostram que, a partir do terceiro trimestre de 1969 até o primeiro trimestre de 1977, a indústria de transformação funcionou com capacidade ociosa abaixo da normal. Observa-se também que, no período que vai do terceiro trimestre de 1972 até o segundo trimestre de 1974, o setor industrial estava bastante aquecido, pois sua taxa de capacidade ociosa oscilava entre 10 e 11%. O mesmo fato volta a ocorrer nos três primeiros trimestres de 1976. A partir do quarto trimestre desse ano, a capacidade ociosa da indústria volta a subir, com taxas pouco superiores à média, e em 1981 esta taxa alcança um nível bastante elevado, caracterizando a recessão mais profunda da indústria no pós-guerra.

Tabela I.5

CAPACIDADE OCIOSA MÉDIA: INDÚSTRIA DE  
TRANSFORMAÇÃO

(Em %)

Anos	Trimestres			
	I	II	III	IV
1968	—	—	17	—
1969	15	17	14	14
1970	15	14	14	14
1971	14	13	13	13
1972	14	13	11	11
1973	10	10	10	10
1974	11	11	13	13
1975	13	13	13	13
1976	11	11	11	13
1977	14	—	18	18
1978	15	17	15	18
1979	16	17	16	16
1980	16	15	16	18
1981	22	24	26	26

FONTE: IBRE/CEI/FGV.

Quando os impulsos que levam à aceleração da inflação originam-se em deslocamentos da demanda agregada, o setor industrial beneficia-se inicialmente do aumento de taxa de inflação através da diminuição da capacidade ociosa. Por outro lado, políticas que produzem diminuição do ritmo de expansão do dispêndio agregado acarretam redução temporária do nível de atividade no setor industrial, aumentando em consequência a taxa de capacidade ociosa. Esta possível correlação negativa entre aceleração da inflação e nível de capacidade ociosa não é facilmente detectada com o auxílio da Tabela I.5, em virtude da pouca variabilidade dos dados.

Uma medida alternativa da capacidade ociosa, freqüentemente usada em estudos econométricos, é calculada através do desvio da produção industrial em relação à sua tendência histórica, que seria uma aproximação para o produto potencial da indústria (a Tabela I.6 contém tal informação, em termos relativos, para o período

Tabela I.6

CAPACIDADE OCIOSA  $\times$  ACELERAÇÃO DA INFLAÇÃO

(Em %)

Anos	Capacidade Ociosa*	Aceleração da Inflação**
1947	5	-30,2
1948	1	21,8
1949	-1	-6,6
1950	-3	12,9
1951	-2	-3,3
1952	0	-6,9
1953	-3	27,5
1954	-1	-10,8
1955	-2	-8,6
1956	0	16,8
1957	3	-23,2
1958	-4	30,6
1959	-6	-7,3
1960	-9	3,6
1961	-10	12,6
1962	-10	0,9
1963	-2	39,2
1964	1	15,2
1965	11	-69,8
1966	10	0,5
1967	15	-8,9
1968	11	11,5
1969	5	-19,5
1970	6	3,8
1971	4	-2,2
1972	0	-1,3
1973	-7	1,0
1974	-7	19,2
1975	-4	-6,4
1976	-8	11,1
1977	-3	-4,8
1978	-2	4,4
1979	6	38,9
1980	0	31,5

\*Capacidade ociosa = desvio do produto industrial em relação à sua tendência histórica ÷ produto dado pela tendência histórica.

\*\*Diferença entre as taxas de inflação, medida pelo IPA industrial.

1947/80). Do ponto de vista qualitativo, esta medida apresenta apenas pequenas diferenças em relação aos dados de capacidade ociosa da Sondagem Industrial da Fundação Getúlio Vargas. Por exemplo, o sentido das variações da taxa de utilização é o mesmo para ambas as medidas. Todavia, enquanto pela informação da Tabela I.5 o setor industrial já estaria funcionando em condições acima do normal a partir de 1970, no caso dos dados da Tabela I.6 este fato só teria tido início em 1973.

No período 1947/57 as oscilações de capacidade ociosa em relação à sua taxa natural são pequenas. A partir de 1958 até 1962 o ritmo de atividade industrial é tal que a capacidade ociosa situa-se abaixo de sua taxa normal. Em 1964 tem início o período que apresenta os maiores índices de capacidade ociosa durante o pós-guerra, e que se estende até 1971. A recuperação começa em 1968, e de 1973 até 1978 a capacidade ociosa do setor industrial volta a ficar abaixo da taxa normal.

Excluindo-se os quatro anos em que a taxa de capacidade ociosa é normal (1956, 1972, 1979 e 1980), os dados da Tabela I.6 mostram que em mais da metade das observações o nível de capacidade ociosa e a aceleração da inflação variam em sentidos contrários.

## I.6 – Choque do Petróleo: O Cartel da OPEP

A partir do último trimestre de 1973, quando os principais países exportadores de petróleo, organizados em torno da Organização dos Países Exportadores de Petróleo (OPEP), passaram a funcionar como um cartel, fixando preços e regulando a produção, os aumentos do preço do petróleo têm sido responsabilizados pela aceleração na taxa de inflação nos países do mundo ocidental. O Brasil não fugiu a esta regra, e muitos analistas, dentro e fora do governo, apontaram o petróleo como o principal vilão na história das maiores taxas de inflação observadas desde 1974. Todavia, choques do petróleo no sentido de aumentos autônomos dos preços dos combustíveis e lubrificantes, não relacionados diretamente com a inflação passada, fazem parte do quadro da economia brasileira desde muito antes de 1973, como se pode verificar na Tabela I.7.

Tabela 1.7

PREÇO DOS COMBUSTÍVEIS E  
LUBRIFICANTES × INFLAÇÃO

(Em %)

Anos	Preço dos Combustíveis e Lubrificantes	Inflação (IGP)
1946	0,3	22,6
1947	9,4	2,7
1948	4,2	8,3
1949	-1,2	12,2
1950	0,3	12,4
1951	7,6	11,9
1952	29,4	12,9
1953	0,5	20,8
1954	26,2	25,6
1955	57,0	12,4
1956	5,8	24,4
1957	41,3	7,0
1958	50,7	24,3
1959	24,8	39,5
1960	16,5	30,5
1961	91,3	47,7
1962	12,6	51,3
1963	105,2	81,3
1964	154,5	91,9
1965	20,0	34,5
1966	25,0	38,8
1967	20,0	24,3
1968	27,0	25,4
1969	26,9	20,2
1970	17,8	19,2
1971	26,6	19,8
1972	23,3	15,5
1973	14,9	15,7
1974	65,7	34,5
1975	52,3	29,4
1976	57,5	46,3
1977	39,2	38,8
1978	30,2	40,8
1979	160,1	77,2
1980	114,3	110,2
1981	102,3	95,2

FONTE: *Conjuntura Econômica*.

Esta tabela mostra a taxa de variação do índice de preços de combustíveis e lubrificantes da Fundação Getulio Vargas, o qual inclui os seguintes produtos: gás liquefeito, gasolina, óleo combustível, óleo diesel, óleo lubrificante, óleo de mamona, querosene comum e querosene para motores. Observe-se, por exemplo, que em 1952, 1955, 1957, 1958, 1961, 1963 e 1964 a taxa de inflação, medida pelo IGP, foi bastante inferior à taxa de reajuste dos preços dos combustíveis e lubrificantes. Em outros anos aconteceu justamente o inverso. Com efeito, em 1953, 1956, 1959, 1960, 1962, 1965 e 1966 os preços dos combustíveis e lubrificantes aumentaram bem menos do que os demais preços.

É fato bem conhecido que os preços dos combustíveis e lubrificantes sempre foram administrados pelo governo, e certamente a sua fixação em níveis irrealistas em algumas épocas levou o governo em outros períodos a tentar corrigi-los acima da inflação para levar em conta a inflação passada que tinha sido deixada de fora em reajustes anteriores. Contudo, este tipo de política provocou choques, ora em um sentido, ora na direção oposta, de sorte a provavelmente influenciar a taxa de inflação.

Depois da cartelização da OPEP, ao final de 1973, a taxa de reajuste dos preços dos combustíveis e lubrificantes tem sido superior à de inflação, com exceção do ano de 1978 (a Tabela I.8 mostra a evolução dos preços reais da gasolina, do óleo diesel e do óleo combustível no período 1970/80).

A política adotada a partir de 1974 foi de concentrar inicialmente o aumento dos preços na gasolina, enquanto se reajustava gradualmente os preços dos demais derivados do petróleo. Com efeito, enquanto o aumento real do preço da gasolina em 1974 foi de 52,4%, o preço do óleo diesel aumentou 6,7% e os dos óleos combustíveis tiveram um crescimento de, respectivamente, 12,2 e 20,4%. Em 1978, antes do segundo choque do petróleo, o preço da gasolina tinha aumentado, em termos reais, 104,2% em relação ao preço de 1973, o preço do óleo diesel aumentou 50,8% e os preços dos óleos combustíveis aumentaram, respectivamente, 62,7 e 76,7% em relação a 1973.

O primeiro choque do petróleo, ocorrido ao final de 1973, fez com que o preço do barril de petróleo importado quintuplicasse, isto

Tabela 1.8

PREÇOS REAIS DOS DERIVADOS DE PETRÓLEO  
(1973 = 100)

Anos	Gasolina	Óleo Diesel	Óleos Combustíveis	
			A/BPF	BTE
1970	88,2	93,1	91,4	—
1971	90,6	95,2	94,5	—
1972	97,6	103,6	105,3	—
1973	100,0	100,0	100,0	100,0
1974	152,4	106,7	112,2	120,4
1975	182,0	118,6	120,8	129,6
1976	214,6	127,0	133,7	142,6
1977	217,9	144,7	141,0	147,9
1978	204,2	141,2	137,3	141,8
1979	205,7	150,8	162,7	176,7
1980	323,1	154,1	269,6	298,6

FONTE: Petrobrás.

é, em janeiro de 1973 seu preço médio estava em torno dos US\$ 2 e um ano depois custava, em média, US\$ 10,5 (a Tabela I.9 mostra a evolução do preço do barril do petróleo importado, bem como o dispêndio em dólares com a importação brasileira de petróleo).

O preço nominal do barril de petróleo permaneceu relativamente estável entre 1974 e 1978. Como a OPEP fixa o preço em dólares, o preço real do barril, avaliado em dólares de 1973, mostrou uma tendência ligeiramente decrescente devido à inflação americana do período.

O segundo choque do petróleo, ocorrido em 1979, fez com que o preço médio do barril importado mais do que duplicasse. Sem dúvida, em janeiro de 1980 o preço médio era de cerca de US\$ 26, enquanto em janeiro de 1979 o barril custava US\$ 12,4, que foi praticamente o valor médio do ano de 1978. Em 1981, o preço médio do barril já se situava em torno de US\$ 34,4 — um aumento de 1.132,3% em relação ao preço médio em 1973.

Sob um outro ângulo — o da redistribuição da renda internacional —, o aumento de preço do petróleo dos países membros da OPEP,

Tabela I.9

PETRÓLEO IMPORTADO: PREÇOS E VALOR DAS IMPORTAÇÕES

Anos	Preços			Importação (US\$ Milhões)
	US\$ Barril (FOB)	Índice (1973 = 100)	Índice Real (1973 = 100)	
1972	1,99	71,3	80,7	409
1973	2,79	100,0	100,0	711
1974	11,11	398,2	335,4	2.840
1975	10,73	354,6	296,4	2.875
1976	11,50	412,2	303,6	3.613
1977	12,30	441,9	306,1	3.814
1978	12,44	445,9	287,0	4.196
1979	17,11	613,3	350,8	6.403
1980	29,58	1.060,2	531,4	9.405
1981	34,38	1.232,3	566,6	10.600

FORNTE: Petrobrás.

que se assemelha a um imposto pago pelos países consumidores aos países exportadores de petróleo, tem contribuído para agravar os problemas econômicos com que se defrontam os países subdesenvolvidos. No caso brasileiro, o dispêndio de divisas, que em 1973 era de US\$ 711 milhões, aumentou quatro vezes em 1974, quando se gastou US\$ 2,84 bilhões com a importação de petróleo. Em 1981 o valor total das importações brasileiras de petróleo foi de US\$ 10,6 bilhões, mais de três vezes o que se gastou em 1974, a despeito do esforço de substituição na produção e no consumo de derivados de petróleo.

## I.7 — Sistema Monetário Nacional: Aspectos Institucionais

Antes de descrever a evolução da política monetária brasileira no pós-guerra, cabe fazer um breve retrospecto das mudanças institucionais que ocorreram no sistema monetário nacional.



A criação da Superintendência da Moeda e do Crédito (SUMOC), em 1945, foi o primeiro passo para o estabelecimento do Banco Central do Brasil, 19 anos depois, com a Lei n.º 4.595, de 31 de dezembro de 1964. Durante todo esse período, as funções do banco central foram exercidas pelo Tesouro Nacional, pelo Banco do Brasil e pela própria SUMOC. A Caixa de Amortização do Tesouro Nacional emitia o papel-moeda, a SUMOC formulava e coordenava as políticas monetária e creditícia, mas não tinha qualquer poder sobre a execução dessas políticas, que era coordenada pelo Banco do Brasil através da Carteira de Redesconto (CARED), da Carteira de Câmbio e da Caixa de Mobilização Bancária (CAMOB). O Banco do Brasil sempre foi um banco comercial, recebendo depósitos à vista do público e aplicando esses recursos através da Carteira de Crédito Geral (CREGE) e da Carteira de Crédito Agrícola e Industrial (CREAI). O Banco do Brasil sempre foi também responsável pela execução da política comercial brasileira, em princípio através da Carteira de Exportação e Importação (CEXIM), que foi posteriormente substituída pela Carteira de Comércio Exterior (CACEX).

O Banco Central do Brasil, criado em substituição à SUMOC, absorveu as funções da Caixa de Amortização do Tesouro Nacional, da Carteira de Redesconto, da Carteira de Câmbio e da Caixa de Mobilização Bancária, passando então a ser o principal órgão de execução das políticas monetária e creditícia.

O segundo artigo da Lei n.º 4.595 extinguiu o Conselho da SUMOC e criou em seu lugar o Conselho Monetário Nacional, com a finalidade de formular as políticas monetária e creditícia. Este Conselho, presidido pelo Ministro da Fazenda, inicialmente era integrado pelos Presidentes do Banco do Brasil e do BNDE e seis membros nomeados pelo Presidente da República, após aprovação do Senado Federal, com mandatos de seis anos. Dentre estes seis membros, o Conselho Monetário Nacional escolhia quatro para diretores do Banco Central, um dos quais seria o seu presidente.

A Lei da Reforma Bancária certamente inspirou-se nos modelos americano e alemão para estabelecer um mandato fixo para os diretores do Banco Central, solução esta que daria relativa independência aos responsáveis pela formulação e execução da política monetária, pois o Conselho Monetário Nacional, apesar de presidido pelo

Ministro da Fazenda, demissível *ad-nutum* pelo Presidente da República, tomaria suas decisões por maioria simples de votos.

O Ato Institucional n.º 5, de 13 de dezembro de 1968, suspendeu as garantias legais daqueles que exerciam cargos com mandato fixo, e o Presidente da República poderia então demitir qualquer membro do Conselho Monetário Nacional. Cabe mencionar aqui que esse Ato Institucional foi acionado uma vez para demitir um diretor do Banco Central. Posteriormente, a Lei n.º 6.045, de 15 de maio de 1974, ao reestruturar o Conselho Monetário Nacional, estabeleceu que os diretores do Banco Central seriam demissíveis *ad-nutum* pelo Presidente da República. Assim, a relativa independência em relação ao Poder Executivo que os autores da Lei de Reforma Bancária desejavam dar àqueles que formulassem e conduzissem a política monetária nunca funcionou na prática.

Atualmente, a diretoria do Banco Central é constituída por sete diretores, um dos quais o presidente, e o Conselho Monetário Nacional tem 21 membros, dos quais cinco são Ministros de Estado, oito são presidentes ou diretores de bancos ou instituições financeiras estatais e oito são representantes de entidades privadas.<sup>2</sup>

A Lei n.º 4.595, de 1964, que certamente foi um avanço no sentido de reunir a maioria das funções clássicas de um banco central em um único órgão, permitiu que o Banco do Brasil continuasse exercendo algumas funções de banco central, de sorte que hoje em dia as atribuições das Autoridades Monetárias no Brasil são exercidas em conjunto pelo Banco Central do Brasil e pelo Banco do Brasil. Por outro lado, a referida lei não proibiu que o Banco Central exercesse funções típicas de um banco de fomento, que nada têm a ver com a formulação e execução da política monetária.

A Lei n.º 4.595 foi também bastante pródiga ao permitir que o Conselho Monetário Nacional pudesse autorizar a emissão de papel-

<sup>2</sup> Os cinco Ministros de Estado são os seguintes: da Fazenda, que preside o Conselho, do Planejamento, da Agricultura, da Indústria e do Comércio e do Interior. Os presidentes ou diretores de bancos ou instituições financeiras estatais são os seguintes: os Presidentes do Banco Central do Brasil, do Banco do Brasil, da Caixa Econômica Federal, do Banco Nacional da Habitação, do Instituto de Seguros do Brasil, da Comissão de Valores Mobiliários, do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social e o diretor da Carteira de Comércio Exterior do Banco do Brasil.

moeda, anualmente, até o limite de 10% dos *meios de pagamento* existentes em 31 de dezembro do ano anterior.

## I. 8 — Política Monetária: Moeda × Inflação

A oferta de moeda no período 1945/80 cresceu a uma taxa geométrica média de 34,5% ao ano. A Tabela I.10 contém as taxas anuais de crescimento dos meios de pagamento e da base monetária no período 1947/81, para estoques medidos tanto em dezembro como em junho de cada ano. Da mesma forma que a inflação, além da elevada taxa média houve também uma grande variabilidade nas taxas anuais de expansão monetária.

Qualquer que seja o indicador utilizado, a maior taxa de expansão monetária ocorreu em 1964, quando os meios de pagamento cresceram 81,6% ao final do ano e 91,8% no meio do ano. 1947 foi o único ano civil em que a oferta de moeda diminuiu no pós-guerra. Quando se comparam dados de meio de ano, verifica-se a ocorrência do mesmo fato em 1948. Houve períodos de relativa estabilidade, como entre 1975 e 1978, quando a taxa de crescimento da oferta de moeda oscilou em torno dos 40%. Entre 1960 e 1964, a taxa de expansão monetária aumentou, mais do que duplicando, passando dos 38,8 para 81,6% ao ano. No período 1964/66 a taxa diminuiu de 81,6 para 13,8%. Entre 1970 e 1973 houve uma nova aceleração, quando passou de 25,8 para 47,0% ao ano.

As taxas de crescimento dos meios de pagamento de dezembro e de junho revelam certas mudanças da política monetária que ocorreram ao longo do ano em determinados períodos. Com efeito, a taxa de expansão dos meios de pagamento em dezembro de 1966 foi de 13,8%, enquanto a de meio de ano era de 40,1%, em virtude da forte política contracionista posta em prática no segundo semestre de 1966. Em meados de 1975, a taxa de expansão monetária era de 32,2% e, ao final do ano, de 42,8%, em virtude da política expansionista do segundo semestre. Ao final de 1979 a taxa de expansão monetária de 73,6% foi bem superior aos 49,4% de junho, devido à política expansionista do segundo semestre de 1979.

Tabela 1.10

## EVOLUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA 1946/81

Anos	Taxas Anuais de Crescimento (%)				Aceleração da Oferta de Moeda (média mensal em %)	Multiplicador de Meios de Pagamento (M1/B, dez.)
	Oferta de Moeda		Base Monetária			
	dezembro/ dezembro	junho/ junho	dezembro/ dezembro	junho/ junho		
1947	-1,8	3,8	-2,3	1,7	-1,7	1,4778
1948	7,6	-0,9	9,2	-1,7	0,6	1,4562
1949	17,6	15,2	8,4	11,3	0,8	1,5792
1950	31,4	18,2	24,5	13,8	1,1	1,6666
1951	18,4	27,5	14,1	21,6	-1,1	1,6998
1952	15,4	13,5	17,6	10,6	0,9	1,6672
1953	19,3	21,9	16,7	25,1	0,3	1,7046
1954	23,7	18,5	24,5	10,1	0,3	1,6928
1955	16,4	22,5	15,8	27,8	0,5	1,7018
1956	21,9	21,6	19,3	15,7	0,5	1,7388
1957	32,1	18,4	35,1	16,0	0,8	1,6999
1958	23,0	37,4	18,0	40,3	-0,6	1,7716
1959	42,9	21,9	38,7	20,1	1,7	1,8252
1960	38,8	42,7	40,2	32,4	-0,6	1,8058
1961	52,5	41,6	60,4	52,5	1,1	1,7168
1962	64,1	54,0	64,4	56,4	1,0	1,7132
1963	64,6	58,5	70,1	69,5	0,9	1,6584
1964	81,6	91,8	78,5	95,0	1,4	1,6868
1965	79,5	82,5	72,7	77,4	-0,2	1,7535
1966	13,8	40,1	23,1	39,9	-5,0	1,6215
1967	45,7	36,8	30,8	36,5	2,7	1,8062
1968	39,0	40,0	42,0	37,3	-0,6	1,7679
1969	32,5	32,7	29,1	25,3	-0,5	1,8206
1970	25,8	31,1	16,5	25,2	-0,5	1,9601
1971	32,3	28,3	36,3	23,2	0,5	1,9030
1972	38,3	31,5	18,5	35,8	0,5	2,2201
1973	47,0	48,2	47,1	29,2	0,7	2,2192
1974	33,5	36,9	32,9	41,4	-1,1	2,2285
1975	42,8	32,0	36,4	19,0	0,7	2,3323
1976	37,2	44,8	40,8	46,9	-0,5	2,1350
1977	37,5	35,1	50,7	59,4	0,4	1,949
1978	42,2	38,3	44,9	41,5	0,5	1,913
1979	73,6	49,4	84,4	49,9	1,8	1,801
1980	70,6	83,4	56,9	82,2	-0,3	1,954
1981	72,6	56,9	68,3	55,9	0,2	1,991

FONTE: Banco Central do Brasil.

Existe uma discussão bastante grande na literatura econômica a respeito de qual o melhor indicador da política monetária. Alguns preferem a taxa de juros, outros o nível de liquidez real. Em geral, estes dois indicadores não são adequados, pois o nível de liquidez real pode ter diminuído ou a taxa de juros estar elevada devido a uma política monetária expansionista, o contrário ocorrendo quando a política monetária é contracionista.

Um indicador de política monetária cada vez mais usado é a aceleração na taxa de crescimento dos meios de pagamento, que indicaria mudanças no regime da política monetária. Uma aceleração positiva é consequência de uma política monetária expansionista, enquanto uma aceleração negativa reflete uma política monetária contracionista. A penúltima coluna da Tabela I.10 contém a média mensal da aceleração na oferta de moeda para o pós-guerra. Esta média, embora sofra dos defeitos usuais associados a uma medida de tendência central, mostra claramente que no período 1947/81 a política monetária foi preponderantemente contracionista em 12 anos, a saber: 1947, 1951, 1955, 1960, 1965, 1966, 1968, 1969, 1970, 1974, 1976 e 1980. Nos demais anos a política monetária foi expansionista.

O multiplicador de meios de pagamento apresentou pequenas flutuações no pós-guerra e não parece ter sido fonte de instabilidade na política monetária. De 1947 até 1959 o multiplicador teve uma tendência ligeiramente ascendente. A partir daí e até 1966, apesar de algumas flutuações, mostrou uma tendência a declinar, voltando, em seguida, novamente a aumentar, atingindo seu pico, durante todo o período, em 1975.

Uma das afirmações mais citadas de Friedman é a de que a inflação é sempre, e em qualquer lugar, um fenômeno monetário. Sem dúvida alguma, todos os processos inflacionários conhecidos até hoje foram acompanhados pelo crescimento da oferta de moeda. Existe uma divergência entre economistas acerca do sentido de causalidade. Os monetaristas afirmam que a direção da causalidade é da moeda para os preços, enquanto os estruturalistas admitem justamente o contrário.

A Tabela I.11 mostra as taxas anuais médias de crescimento dos preços e da oferta de moeda para sete quinquênios, de 1945 até 1980. Os dados quinquenais eliminam em boa parte as componentes não

Tabela I.11

INFLAÇÃO  $\times$  OFERTA DE MOEDA

Períodos	Taxa Média de	
	Inflação (%)	Crescimento da oferta de moeda
1945/50	11,1	13,0
1950/55	16,6	18,2
1955/60	24,7	31,5
1960/65	59,9	68,1
1965/70	25,4	30,9
1970/75	22,7	38,7
1975/80	60,5	51,4

sistemáticas que ocorrem anualmente. Como se pode observar ali, as duas taxas estão sempre bastante próximas, a taxa de expansão monetária sendo maior do que a de inflação, com exceção do quinquênio 1975/80.

## I.9 — A Velocidade-Renda da Moeda

A velocidade-renda da moeda é definida pela razão entre a renda ( $\equiv$  produto) nominal e o estoque de moeda, medindo, portanto, o número de vezes, por período, em que cada cruzeiro é utilizado no pagamento aos fatores de produção ou na aquisição de bens e serviços finais. Esta variável tem um papel singular na visão monetarista do processo inflacionário, que afirma ser o seu comportamento determinado por um pequeno conjunto de variáveis econômicas e que esta relação é bastante estável.

A Tabela I.12 mostra a evolução da velocidade-renda no período compreendido entre 1947 e 1979. A velocidade foi obtida dividindo-se o produto interno bruto a preços correntes pelo estoque de moeda, no conceito  $M_1$ , a 30 de junho de cada ano. O produto interno bruto a preços correntes foi obtido encadeando-se as duas séries de produto

Tabela I.12

## VELOCIDADE-RENDA DA MOEDA — 1947/79

Anos	Velocidade-Renda	Anos	Velocidade-Renda
1947	4,6	1964	8,0
1948	5,3	1965	7,0
1949	5,5	1966	7,2
1950	5,5	1967	7,1
1951	5,2	1968	7,2
1952	5,6	1969	7,2
1953	5,5	1970	7,1
1954	6,1	1971	7,3
1955	6,2	1972	7,3
1956	6,5	1973	6,8
1957	6,7	1974	7,1
1958	5,8	1975	7,6
1959	6,5	1976	8,1
1960	6,3	1977	8,9
1961	6,5	1978	9,7
1962	6,9	1979	10,7
1963	7,9		

do Centro de Contas Nacionais da FGV, usando-se as taxas de crescimento do produto real e os deflatores implícitos de cada ano. Face a este tipo de ajuste na série de produto, é possível que os dados da tabela contenham alguma dose de erro.

A velocidade-renda da moeda entre 1947 e 1979 mais do que duplicou, passando de 4,6 para 10,7. Embora a tendência seja ascendente, observa-se que em alguns anos houve declínio, como de 1964 para 1965, quando a velocidade baixou de 8,0 para 7,0. Note-se, também, que entre 1947 e 1970 a velocidade-renda aumentou cerca de 54%, enquanto de 1970 para 1979 o aumento foi de 50%.

A pergunta interessante que surge quando se examinam os dados da Tabela I.12 é de quais seriam as causas que explicariam o crescimento da velocidade-renda no pós-guerra. Basicamente, três podem ser alinhadas para exame em uma investigação econométrica, a saber: aumento das taxas de juros e de inflação no período; elasticidade-renda da moeda inferior à unidade; e inovações financeiras com a criação de novos substitutos de moeda.

O aumento das taxas de juros e da inflação no pós-guerra levaria os agentes econômicos a economizarem moeda, fazendo, por conseguinte, com que cada cruzeiro fosse utilizado um maior número de vezes.

No pós-guerra o produto interno bruto brasileiro cresceu a uma taxa média de cerca de 7,5% ao ano. Se a elasticidade-renda da moeda for inferior à unidade, a demanda real de moeda cresce a taxas inferiores à taxa de crescimento da renda e a velocidade-renda cresce com o aumento da renda.

A terceira causa que poderia ser responsável pelo crescimento da velocidade-renda seria a criação de novos substitutos da moeda. Sem dúvida alguma, a partir do final da década de 50, com a criação das Letras de Câmbio, e principalmente na segunda metade da década de 60, com a criação dos depósitos de caderneta de poupança, Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN), Letras do Tesouro Nacional (LTN), etc., um bom número de ativos financeiros apareceu na economia brasileira. Segundo alguns economistas, o surgimento destes novos substitutos de moeda seria uma causa importante na explicação da tendência ascendente da velocidade-renda observada no pós-guerra.

## I.10 — *Deficit* do Governo

O Tesouro Nacional no período 1948/55 apresentou *deficit* de caixa nos anos de 1949 e 1950 (ver Tabela I.13). Nos demais anos deste período houve *superavit* de caixa na execução financeira do Tesouro. A partir de 1956 o governo federal começou a ter *deficits* de caixa, cujo auge aconteceu em 1962, quando atingiu 36% do total das despesas efetivamente pagas.

Nos anos subsequentes o *deficit*, como proporção das despesas, diminuiu, especialmente a partir de 1964, com o Programa de Estabilização posto em prática no Governo Castello Branco. Este Programa, através de uma reforma tributária e de aperfeiçoamentos no processo de arrecadação, aumentou a receita tributária, cortou despesas e criou uma fonte alternativa para o financiamento do *deficit*



Tabela I.13

## EXECUÇÃO FINANCEIRA DO TESOUREO NACIONAL

(Em Cr\$ Milhões)

Anos	Receita	Despesa	Deficit (-) ou Supraavit (+)
1948	15,7	15,3	0,7
1949	17,9	19,8	-1,9
1950	19,4	21,5	-2,1
1951	27,4	23,0	4,4
1952	30,7	26,7	4,0
1953	37,1	36,9	0,2
1954	46,5	45,8	0,7
1955	55,7	54,8	0,9
1956	70,3	87,0	-16,7
1957	85,4	104,0	-18,6
1958	112,0	138,8	-28,4
1959	157,8	198,3	-40,5
1960	219,8	296,4	-76,6
1961	317,5	455,0	-137,5
1962	497,9	778,8	-280,9
1963	930,3	1.435,0	-504,7
1964	1.888,9	2.667,1	-778,2
1965	3.232,5	3.825,4	-592,9
1966	5.910	6.496	-586
1967	6.814	8.039	-1.225
1968	10.275	11.502	-1.227
1969	13.953	14.709	-756
1970	19.194	19.932	-738
1971	26.980	27.652	-672
1972	37.738	38.254	-516
1973	52.863	52.568	295
1974	76.810	72.928	3.882
1975	95.446	95.373	73
1976	166.220	165.797	423
1977	242.893	241.850	1.043
1978	349.218	344.346	4.872
1979	509.843	507.547	2.296
1980	1.219.418	1.217.383	2.035
1981	2.261.969	2.258.929	3.040

FONTES: *Conjuntura Econômica*, diversos números, e *Boletim do Banco Central do Brasil*.

do governo com a introdução das Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN), com cláusula de correção monetária.

O *deficit* do governo, igual ao excesso da despesa sobre a receita, é financiado através de duas maneiras: empréstimos junto ao público, com a colocação de títulos da dívida pública, e expansão da base monetária, com a emissão de papel-moeda.<sup>3</sup> Até 1964 o governo financiava o seu *deficit* predominantemente através da expansão da base monetária. Com efeito, a dívida pública federal no período 1946-65 manteve-se praticamente inalterada em termos nominais (ver Tabela 1.14). Este fato pode ser atribuído a duas razões: em primeiro lugar, os juros dos títulos da dívida pública estavam sujeitos ao teto determinado pela Lei de Usura, que limitava a taxa de juros em 12% ao ano, quando a inflação ultrapassava com certa folga este limite; e, em segundo, os títulos da dívida pública não possuíam credibilidade junto ao público, pois no passado aqueles que investiram seus recursos em tais títulos sofreram grandes prejuízos.

O *deficit* de caixa em 1965 e 1966 permanece praticamente o mesmo em termos nominais, a despeito da inflação do período. O mesmo fato ocorreu em 1966 e 1967, quando o *deficit*, apesar de ter duplicado em relação ao biênio anterior, é igual, respectivamente, a Cr\$ 1.225 e Cr\$ 1.277 milhões. A partir de 1969, o *deficit* de caixa começou a declinar e, de 1973 em diante até 1981, o Tesouro Nacional apresentou *superavit* de caixa.

No período compreendido entre 1965 e 1972 a colocação de títulos da dívida pública, inicialmente com as Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional e posteriormente, a partir de 1970, também com as Letras do Tesouro Nacional, foi mais do que suficiente para cobrir os sucessivos *deficits* de caixa do Tesouro Nacional. A despeito dos *superavits* de caixa a partir de 1973, a dívida pública federal não deixa de crescer. Estes fatos certamente suscitariam a curiosidade de um analista com pouco conhecimento da realidade institucional brasileira. O fato é que durante todo o período do pós-guerra não se tem uma idéia precisa de qual o verdadeiro *deficit* do governo

<sup>3</sup> Cabe aqui fazer um parêntese e lembrar que no Brasil existe também uma longa tradição de o governo atrasar pagamentos aos seus fornecedores, fato que se constitui numa forma disfarçada de empréstimo de caráter praticamente compulsório.

Tabela I.14

## DÍVIDA PÚBLICA FEDERAL

(Em Cr\$ Milhões)

Anos	ORTN	LTN	Outros	Total
1946	—	—	9,4	9,4
1947	—	—	9,8	9,8
1948	—	—	9,9	9,9
1949	—	—	10,0	10,0
1950	—	—	10,1	10,1
1951	—	—	10,4	10,4
1952	—	—	10,5	10,5
1953	—	—	10,5	10,5
1954	—	—	10,5	10,5
1955	—	—	10,6	10,6
1956	—	—	10,6	10,6
1957	—	—	10,7	10,7
1958	—	—	11,0	11,0
1959	—	—	11,1	11,1
1960	—	—	11,2	11,2
1961	—	—	11,5	11,5
1962	—	—	11,5	11,5
1963	—	—	11,5	11,5
1964	41,0	—	31,8	72,8
1965	430,0	—	33,2	463,2
1966	1.328	—	33	1.361
1967	2.380	—	38	2.418
1968	3.339	—	44	3.383
1969	5.823	—	—	5.823
1970	9.389	496	—	9.885
1971	11.511	2.070	—	13.581
1972	15.892	8.054	—	23.946
1973	20.804	12.612	—	33.416
1974	32.937	14.404	32	47.373
1975	58.396	22.136	36	80.568
1976	80.857	64.750	88	145.695
1977	97.735	106.178	101	204.014
1978	151.857	160.427	296	312.580
1979	233.543	163.853	340	397.736
1980	429.544	186.120	384	616.048
1981	1.415.290	858.906	432	2.274.628

FONTE: Boletim do Banco Central do Brasil.

federal, pois o *deficit* de caixa representa apenas o saldo das contas incluídas no orçamento fiscal.

A estrutura híbrida das Autoridades Monetárias no Brasil é bastante flexível para permitir que despesas do governo (como, por exemplo, pagamento de juros e correção monetária dos títulos de dívida pública e subsídios a diversas atividades econômicas) sejam realizadas sem que exista receita orçamentária previamente definida para tais finalidades. Conseqüentemente, os dados da execução financeira do Tesouro Nacional não guardam qualquer correlação com o *deficit* efetivo do governo federal. Uma idéia aproximada deste *deficit* seria obtida adicionando-se à variação da base monetária a colocação líquida de títulos da dívida pública junto ao público, deduzindo-se daí a variação nas contas cambiais das Autoridades Monetárias, que, grosso modo, corresponde às variações das reservas internacionais do país.

# OS MECANISMOS DE CONVIVÊNCIA COM A INFLAÇÃO

Apesar de a inflação crônica na economia brasileira já ter um caráter secular, somente a partir de meados da década de 60 começaram a surgir mecanismos que procuram minorar os seus efeitos sobre o lado real da economia, ao possibilitarem uma convivência pacífica entre inflação e crescimento econômico. Esses mecanismos, batizados pelo nome de correção monetária, foram a princípio identificados como uma das principais causas do chamado milagre econômico do período 1967/73. Posteriormente, com a aceleração do processo inflacionário, os mecanismos de correção monetária passaram a ter, segundo alguns economistas, o papel de vilão na aceleração da inflação, através do processo de realimentação.

A realimentação ocorre porque a correção monetária funciona como um elemento de ligação entre o passado e o presente, através de regras de correção monetária que dependem da taxa de inflação passada e que, portanto, introduzem uma certa rigidez no sistema de preços. Apesar de haver um pouco de veracidade no argumento da realimentação, é importante salientar que a correção monetária não é *causa* de inflação, e sim um mecanismo que *propaga* de maneira automática a inflação gerada por outras razões, como, por exemplo, o aumento da taxa de crescimento da oferta de moeda resultante de aumentos do *deficit* do setor público, de aumentos dos empréstimos ao setor privado, de políticas de acomodação a um choque de oferta, etc.

A correção monetária suscita, portanto, pelo menos duas questões importantes. Em primeiro lugar, qual o efeito dos mecanismos de

correção monetária sobre o crescimento do produto real? Será que a existência da correção monetária possibilita uma taxa de crescimento do produto real mais elevada? Em segundo lugar, qual o efeito da correção monetária sobre a taxa de inflação? Será que a correção monetária faz com que os países que adotem este sistema percam o controle sobre a taxa de inflação? Este capítulo não tem como objetivo estudar esses problemas, mas somente descrever os principais mecanismos de correção monetária existentes na economia brasileira, que podem ser, grosso modo, classificados em quatro categorias:

- a) introdução de legislação adequada para que contratos privados com cláusula de correção monetária sejam legais;
- b) criação de ativos financeiros com cláusula de correção monetária para incentivar a poupança e viabilizar a aplicação de longo prazo;
- c) criação de mecanismos para que o imposto de renda seja aplicado sobre ganhos reais, e não sobre rendimentos nominais; e
- d) aplicação discricionária de algumas regras para que certos preços administrados sejam corrigidos pela taxa de inflação.

## II.1 — Correção Monetária

Uma inflação perfeitamente antecipada pelos agentes econômicos, sejam trabalhadores, empresários ou donas-de-casa, tem uma repercussão mínima na alocação de recursos da economia. O mesmo não ocorre com uma inflação não antecipada que interfere na alocação de recursos, inclusive através da redistribuição de renda causada pelo processo inflacionário. O objetivo primordial da correção monetária consiste em proteger os agentes econômicos dos efeitos de uma inflação não antecipada. Tecnicamente, os contratos, neste caso, são feitos em termos reais, e não em termos nominais, pois a inflação corrói a moeda como unidade de contrato. É necessário que, além de se estipular o período de vigência do contrato, também sejam assina-

lados os prazos nos quais os valores reais são convertidos em valores nominais e uma regra pela qual esta conversão seja feita.

Um exemplo bastante simples ilustra o funcionamento do mecanismo da correção monetária: um grupo (digamos, de 30 pessoas) reúne-se e forma um consórcio para a compra de automóvel; o contrato especifica que cada membro terá direito, segundo certas regras como sorteio ou lances, a adquirir um automóvel, mediante pagamentos mensais, reajustados de acordo com o aumento de preço do automóvel; assim, a regra de reajuste do valor da prestação está bem definida e o objeto do contrato está especificado em termos reais: um automóvel de tal marca com tais e tais características.

No contrato de trabalho, as partes contratantes especificam várias condições, como natureza do trabalho a ser prestado, remuneração, período de vigência, cláusulas de rescisão do contrato, férias, etc. Por exemplo, no caso de contrato regido pela Consolidação das Leis Trabalhistas (CLT) é estipulada a remuneração, mas as partes podem, a qualquer momento, com aviso prévio de um mês, rescindi-lo. No caso dos funcionários públicos, regidos pelo Estatuto do Funcionário Público, o contrato de trabalho praticamente garante o emprego, mas, em contrapartida, é bastante conhecido o fato de que as remunerações dos funcionários estatutários são inferiores às daqueles regidos pela CLT.

A cláusula de correção monetária no contrato de trabalho teria por objetivo eliminar, para o empregado, o risco de variações do poder de compra da moeda. Como veremos a seguir, a cláusula de correção monetária nos contratos trabalhistas no Brasil nunca existiu. O que realmente se colocou em prática foi uma política de rendas que pretendia preservar o salário real do trabalhador.

Vale salientar que o contrato com cláusula de correção monetária, mesmo feito em termos reais, não necessita estipular que o valor real no seu período de vigência seja constante. Os trabalhadores podem estar dispostos a trocar a correção monetária integral por outros benefícios, como, por exemplo, a garantia de emprego.

Exemplos de contratos com cláusula de correção monetária na economia brasileira são as Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN), os depósitos em caderneta de poupança, a hipot-

teca de imóveis financiados pelo Sistema Financeiro da Habitação, a locação de imóveis residenciais.

Ressalte-se que, embora seja bastante popular usar-se o termo correção monetária prefixada, contratos com este tipo de cláusula não se constituem em contratos com correção monetária na verdadeira acepção do termo, pois não estão estipulados em valores reais, mais sim nominais. Exemplos desse tipo de contrato são as Letras de Câmbio e os Certificados de Depósito Bancário.

Aliás, é bastante usual no Brasil utilizar-se o termo correção monetária numa acepção mais ampla, de tal modo a incluir as regras pelas quais certos preços administrados são ajustados para fazer face à desvalorização da moeda. Este certamente é o caso quando se diz que a política de minidesvalorização da taxa cambial é uma forma de correção monetária.

## II.2 — Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional

Os prazos de reajuste dos contratos com cláusula de correção monetária mencionados anteriormente variam de acordo com o tipo de contrato. O aluguel de imóveis residenciais é atualmente reajustado a cada 12 meses; os depósitos de caderneta de poupança e o saldo devedor dos imóveis financiados pelo SFH são reajustados trimestralmente; as prestações do SFH são reajustadas anualmente; as ORTN são reajustadas mensalmente. Todavia, todos esses contratos seguem a fórmula de reajuste das ORTN. Por exemplo, a Unidade Padrão de Capital (UPC) do SFH, que varia a cada três meses, é igual ao valor da ORTN no início de cada trimestre civil. Para as cadernetas de poupança, o saldo devedor do financiamento hipotecário e as prestações do SFH, a correção monetária se dá de acordo com a taxa de variação da UPC. Em virtude da importância da fórmula de reajuste da ORTN para vários tipos de contratos com cláusula de correção monetária, faremos, a seguir, um rápido histórico da evolução das diferentes fórmulas usa-



das para o cálculo do valor nominal da ORTN desde a sua criação pela Lei n.º 4.357, de 16 de julho de 1964.

O valor da ORTN no último trimestre civil de 1964 era de Cr\$ 10,00, e a fórmula de reajuste usada pelo Conselho Nacional de Economia, órgão extinto em 1967, e depois pelo Ministério do Planejamento (atual Secretaria de Planejamento) era basicamente dada pela expressão:

$$V_t = V_{t-1} \frac{P_{t-4} + P_{t-5} + P_{t-6}}{P_{t-7} + P_{t-8} + P_{t-9}} \quad (1)$$

sendo  $V_t$  o valor da ORTN durante o trimestre civil, iniciado no mês  $t$ , e  $P_{t-i}$  o Índice de Preços por Atacado, no mês  $t - i$ , da Fundação Getulio Vargas. De acordo com esta fórmula, a taxa de variação do valor da ORTN em um trimestre era igual à taxa de inflação no penúltimo trimestre, taxa esta medida por uma média móvel de três meses do Índice de Preços por Atacado.

Inicialmente, existiam apenas as ORTN com correção trimestral. Em setembro de 1965 foram criadas as ORTN com correção monetária mensal, com a mesma fórmula de reajuste das ORTN com correção trimestral. Este último tipo de ORTN foi extinto em agosto de 1975. Assim, o único tipo de ORTN existente atualmente é o das que oferecem correção monetária mensal.

Em outubro de 1969 a Fundação Getulio Vargas introduziu algumas modificações no cálculo do Índice Geral de Preços. O Índice de Preços por Atacado passou a ser calculado segundo dois conceitos: oferta global e disponibilidade interna. O Índice de Preços por Atacado no conceito de oferta global procura medir as variações sofridas por todos os preços, inclusive daqueles produtos destinados à exportação, enquanto o Índice de Preços por Atacado no conceito de disponibilidade interna exclui os produtos de exportação. Além disso, houve também a mudança de base do índice, que passou de 1949 = 100 para 1965/67 = 100. Assim, a partir da ORTN de fevereiro de 1970, o Índice de Preços por Atacado no conceito de disponibilidade interna passou a ser utilizado na fórmula (1) de reajuste da ORTN.

No período compreendido entre janeiro de 1973 e março de 1974, a fórmula (1) de reajuste foi abandonada, usando-se, basicamente, para o cálculo de valor da ORTN a seguinte fórmula:

$$\frac{V_t}{V_{t-1}} = \frac{P_{t-5} + P_{t-4} + P_{t-3} + P_{t-2}^e + P_{t-1}^e}{P_{t-6} + P_{t-5} + P_{t-4} + P_{t-3}^e + P_{t-2}^e}$$

onde  $P_{t-i}^e$  era o Índice de Preços por Atacado previsto pelo governo para o período  $t - i$ . A concepção por trás desta fórmula era de que o valor da ORTN não deveria levar em conta apenas a inflação passada, mas também a inflação futura, programada pelo governo, na esperança de que num ano em que se prometia uma inflação de 12% a correção monetária contribuísse para que tal meta fosse alcançada.

No período que vai de abril de 1974 até junho de 1976 voltou-se à antiga sistemática, ou seja, as ORTN passaram a ser calculadas novamente segundo a fórmula (1). Em agosto de 1975 os índices de preços que entravam nesta fórmula de cálculo passaram a ser expurgados de acidentalidades observadas no comportamento de certos preços. O critério de acidentalidade, além de difícil de ser estabelecido, na prática é um tipo de tratamento bastante discricionário. Observe-se, também, que a inflação na fórmula (1) é calculada de acordo com médias móveis, o que de certo modo aplaina mudanças bruscas por acaso existentes em determinado mês. A principal justificativa para a introdução do critério de acidentalidade é a de que acréscimos na taxa de inflação devidos a choques de oferta não devem ser levados em conta na correção monetária. Os choques de oferta provocam uma variação na renda real da economia devido a variações de preços dos insumos importados, como no caso do petróleo, ou em virtude de quebra de safras agrícolas, e esta variação de renda real deve ser absorvida pelos diferentes segmentos da população.

A partir de julho de 1976 até janeiro de 1980, o valor da ORTN foi calculado de acordo com uma média ponderada que atribuía o peso de 80% à inflação passada e de 20% a uma inflação hipotética de 15% ao ano, segundo a fórmula:

$$\frac{V_t}{V_{t-1}} = 0,8 \frac{P_{t-2} + P_{t-3} + P_{t-4}}{P_{t-3} + P_{t-4} + \bar{P}_{t-5}} + 0,20 \times 1,011715 \quad (2)$$

O termo 1,011715 corresponde à taxa de 1,1715% ao mês, que, capitalizada em 12 meses, é igual a 15% ao ano.

Observe-se que nesta fórmula houve uma redução de dois meses na defasagem entre os períodos a que se referem o valor da ORTN e o Índice de preços. Com efeito, com a fórmula antiga, por exemplo, já se conhecia, na primeira quinzena de junho, o valor da ORTN em setembro. Pela nova sistemática, na primeira quinzena de junho determinava-se o valor da ORTN em julho. A principal justificativa para a introdução dessa fórmula era a de que a correção monetária realimentava a inflação. Assim, uma correção monetária apenas parcial tornaria o coeficiente de realimentação inflacionária menor, contribuindo, portanto, para o combate à inflação.

Em janeiro de 1980 o governo resolveu limitar a correção monetária para 1980 em 45%, na esperança de que este anúncio fosse levado em conta pelo setor privado da economia na formação de suas expectativas de inflação para os próximos meses. O próprio governo não seguiu esta prescrição no que toca à execução das políticas monetária e fiscal, e certamente o público levou em conta a prefixação da correção monetária apenas em outras decisões não relacionadas com a formação de expectativas. A inflação ultrapassou a barreira dos 100% ao ano, e o governo, em meados do ano, resolveu reajustar o limite de correção de 45 para 50%.

Em janeiro de 1981 o governo abandonou a política de prefixação, embora preferisse manter um grau de liberdade adicional na condução da política econômica, não estabelecendo qualquer fórmula para o cálculo das ORTN. O governo anunciou, todavia, que os valores das ORTN teriam reajustes bastante próximos das variações do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE, deixando, portanto, de ser usado o Índice de Preços por Atacado no conceito de disponibilidade interna da Fundação Getulio Vargas como indicador da inflação para efeito de cálculo das ORTN.

Face às diversas fórmulas que foram utilizadas para o cálculo do valor nominal das ORTN desde sua criação em 1964, é natural que os seus valores nominais não tenham acompanhado a inflação observada no período.

A Tabela II.1 mostra a evolução do valor nominal da ORTN, no primeiro mês de cada trimestre civil, que coincide com o valor

Tabela II.1

## OBRIGAÇÕES REAJUSTÁVEIS DO TESOUREO NACIONAL

(Em Cr\$)

Anos	Valores Efetivos nos Meses de				Valores com Correção Integral nos Meses de			
	Janeiro	Abril	Julho	Outubro	Janeiro	Abril	Julho	Outubro
1973	70,87	73,19	75,80	77,87	70,87	73,31	76,38	78,83
1974	80,02	83,73	89,80	101,00	81,66	85,82	96,90	104,10
1975	106,70	112,25	119,27	125,70	108,84	115,60	121,00	129,93
1976	133,34	142,24	154,00	168,33	140,09	150,01	167,12	181,22
1977	183,65	194,83	213,80	227,15	203,58	218,57	243,90	260,82
1978	238,32	255,41	270,04	313,99	274,55	290,80	328,60	361,43
1979	326,82	350,51	390,10	428,80	303,31	425,63	482,07	537,83
1980	487,83	546,64	604,90	603,56	652,68	785,60	937,46	1.160,78

NOTA: Os valores com correção monetária integral foram calculados a partir da fórmula:

$$V_i = V_{i-1} \frac{P_{i-2} + P_{i-3} + P_{i-4}}{P_{i-3} + P_{i-4} + P_{i-5}}$$

onde  $V_i$  é o valor da ORTN no mês  $i$  e  $P_{i-1}$  é o índice de preço por atacado, disponibilidade interna (coluna 12 da revista *Conjuntura Econômica*), no mês  $i-1$ . Os valores não são exatos, contendo algum erro devido ao arredondamento na série de índice de preços, de mesma base, que foi usada.

da Unidade Padrão de Capital (UPC), a partir de 1973, quando o valor da ORTN era de Cr\$ 70,87. Na tabela são mostrados também os valores nominais das ORTN caso elas tivessem correção monetária integral e a inflação fosse medida trimestralmente através de médias móveis, de acordo com o Índice de Preços por Atacado no conceito de disponibilidade interna da Fundação Getulio Vargas. A diferença entre o valor com correção integral e o efetivo, que em abril de 1976 era cerca de 6%, em outubro de 1979 estava em torno de 25%. Em outubro de 1980, devido à política de prefixação da correção monetária, o valor da ORTN deveria ser 75% acima do seu valor efetivo para que a correção monetária fosse integral.

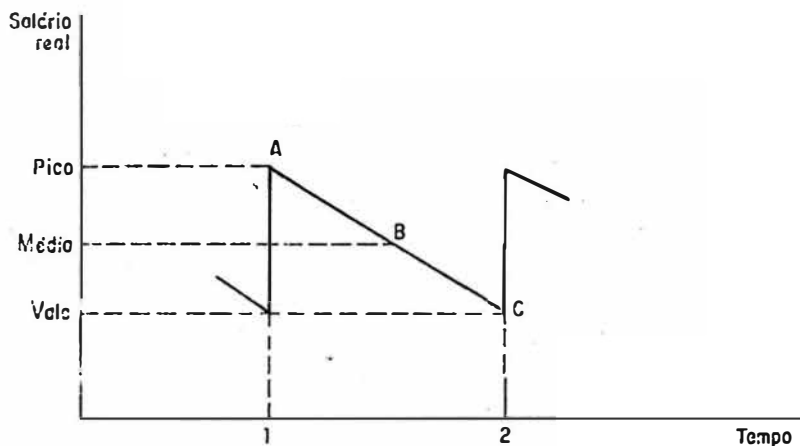
## II.3 — Política Salarial

A política salarial caracteriza-se por um conjunto de princípios, estabelecidos livremente no mercado de trabalho ou através da intervenção do Estado, que norteiam os reajustes dos salários nominais tanto no que diz respeito às taxas como aos prazos de vigência.

Em uma economia submetida a um processo inflacionário crônico, com salários nominais fixos por prazo determinado, o salário real sofre uma queda contínua ao longo do tempo. Quando o salário nominal é reajustado, o salário real passa pelo seu pico, e a partir daí começa novamente a sofrer erosão em virtude da inflação, até atingir o vale antes do próximo reajuste. O Gráfico II.1 mostra a evolução do salário real supondo uma trajetória linear entre os períodos 1 e 2. O pico do salário real ocorre no ponto *A*, o vale no ponto *C* e o salário médio real corresponde ao ponto *B*.

Gráfico II.1

## EVOLUÇÃO DO SALÁRIO REAL



No pós-guerra a política salarial passa por três fases distintas. A primeira, que abrange o período de 1945 até 1965, caracteriza-se pela não intervenção do Estado nos reajustes salariais, que eram determinados livremente pelas forças de mercado. Neste período, principalmente no final da década de 50 e início da de 60, o reajuste do salário nominal de acordo com a taxa de inflação verificada no passado era uma prática usual nos contratos coletivos de trabalho.

A segunda fase da política salarial no pós-guerra inicia-se em 1965, com a promulgação da Lei n.º 4.725, e se estende até 1979.

Três princípios básicos nortearam os reajustes salariais durante esse período: os reajustes tinham como base a média, e não o pico do salário real; os salários eram reajustados a cada 12 meses; e o salário real deveria aumentar de acordo com a taxa de crescimento da produtividade de mão-de-obra, que era fixada pelo governo.

A terceira fase da política salarial tem início em novembro de 1979, com a Lei n.º 6.708, de 30 de outubro daquele ano. De acordo com esse instrumento legal, os salários passaram a ser reajustados a cada seis meses, o reajuste salarial tem como base o pico do salário real, a taxa de crescimento da produtividade é livremente negociada entre as partes interessadas, os salários mais elevados não têm compensação automática para a inflação e os salários mais baixos recebem uma bonificação em função da taxa de inflação passada.

### II.3.1 — Reajuste Salarial: Pico $\times$ Média

Os reajustes salariais podem ser feitos de acordo com inúmeros critérios, bastando para isto um pouco de imaginação e o necessário respaldo legal para a implementação do critério escolhido. A política salarial brasileira a partir de 1965 utilizou dois critérios, a saber: reajustes com base no salário real médio do período de vigência do último contrato; e reajustes salariais baseados no princípio da recomposição do pico salarial. Estes dois procedimentos conduzem a fórmulas de reajustes diferentes, com resultados, em geral, também diferentes.

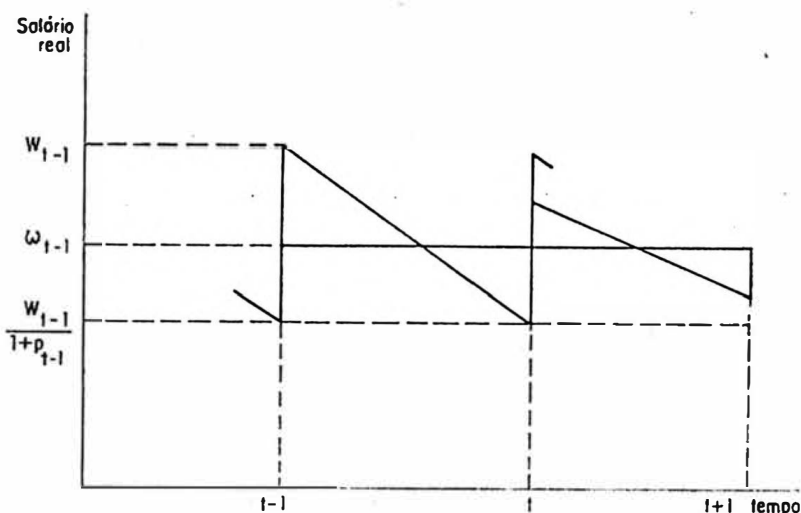
A principal diferença entre os dois tipos de reajuste, como será visto mais adiante, é que no caso de seguir-se o critério da média existe a intenção de que a inflação passada não se transmita integralmente para o futuro. No jargão técnico, o coeficiente de realimentação inflacionária seria inferior à unidade. Em um programa de estabilização, acredita-se que a fórmula do reajuste pela média ajuda não somente a combater a inflação, mas também que os custos sociais decorrentes do programa, em termos de desemprego, sejam inferiores àqueles em que se incorreria caso se adotasse como base o pico do salário real. Argumentos deste tipo certamente inspiraram os responsáveis pela formulação da política econômica do

Governo Castelo Branco na adoção da fórmula de reajuste pela média.

A compreensão das principais diferenças entre os dois tipos de reajuste salarial é bastante fácil a partir da comparação das respectivas fórmulas. Com esta finalidade, imagine-se que durante o período de tempo  $t - 1$  o salário nominal seja igual a  $W_{t-1}$  e que a taxa de inflação tenha sido igual a  $p_{t-1}$ . O salário real ao final do período  $t - 1$ , avaliado a preços de início do período, é igual ao salário nominal  $W_{t-1}$  dividido por 1 mais a taxa de inflação,  $W_{t-1}/(1 + p_{t-1})$ , como indica o Gráfico II.2, onde o eixo das ordenadas mede o salário real e o eixo das abscissas o tempo.

Gráfico II 2

### REAJUSTE SALARIAL PELA MÉDIA



O princípio da recomposição do pico do salário real estabelece que o novo salário nominal  $W_t^*$ , para vigorar no período  $t$ , seja igual ao antigo salário nominal acrescido da correção da inflação, de acordo com:

$$W_t^* = W_{t-1} (1 + p_{t-1}) \quad (3)$$

Na hipótese de reajuste do salário nominal pelo princípio da média do salário real no período  $t - 1$ , deve-se inicialmente resolver o problema, bastante conhecido da estatística, da escolha da média quando não se conhece a trajetória do salário real no período  $t$ . As fórmulas de reajustes salariais do período 1965/79 usaram, implicitamente, a média harmônica dos salários reais do início e do fim do período. Por esta razão escolheremos a média harmônica entre os valores  $W_{t-1}$  e  $W_{t-1}/(1 + p_{t-1})$ , que denominaremos por  $\omega_{t-1}$ , como o salário real médio do período  $t - 1$ . Em símbolos:<sup>1</sup>

$$\omega_{t-1} = \frac{W_{t-1}}{1 + 0,5 p_{t-1}}$$

A idéia básica do reajuste pela média é a manutenção, para o próximo período, do salário real médio do último período. Como a taxa de inflação para o período  $t$  não é conhecida *a priori*, torna-se necessária a sua previsão. Para uma taxa prevista de inflação igual a  $p^e$ , o salário nominal para o período  $t$  será calculado de acordo com a seguinte fórmula:

$$W_t = \frac{W_{t-1}}{1 + 0,5 p_{t-1}} (1 + p_{t-1}) (1 + 0,5 p^e) \quad (4)$$

O primeiro termo desta expressão é o salário médio real  $\omega_{t-1}$ , no período  $t - 1$ , avaliado a preços do início deste período. O segundo termo da fórmula, o coeficiente  $(1 + p_{t-1})$ , converte cruzeiros do início em cruzeiros do final do período  $t - 1$ . Finalmente, o coeficiente  $(1 + 0,5 p^e)$  tem por objetivo a preservação do salário médio real durante a vigência do contrato, caso a inflação prevista se verifique. Na hipótese contrária, quando ocorre erro de previsão, o salário real médio no período  $t$  será igual a:

$$\frac{W_t}{1 + 0,5 p_t} = \frac{W_{t-1}}{1 + 0,5 p_{t-1}} (1 + p_{t-1}) \frac{1 + 0,5 p^e}{1 + 0,5 p_t}$$

Logo, quando a taxa de inflação prevista for subestimada,  $p^e < p_t$ , o salário real médio do período  $t$  será inferior ao salário real médio do período precedente.

1 O valor de  $\omega_{t-1}$  é obtido a partir da seguinte expressão:

$$\frac{1}{\omega_{t-1}} = \frac{1}{2} \left( \frac{1}{W_{t-1}} + \frac{1 + p_{t-1}}{W_{t-1}} \right)$$



A diferença entre os reajustes pelo pico e pela média pode ser facilmente percebida comparando-se as duas fórmulas de reajuste. Dividindo-se (4) por (3), obtém-se:

$$W_t = W_t^* \frac{1 + 0,5 p_t^*}{1 + 0,5 p_{t-1}}$$

Conclui-se desta expressão que, se a taxa de inflação prevista para o período  $t$  for igual à do período precedente,  $p_t^* = p_{t-1}$ , as duas fórmulas de reajustes conduzem a salários nominais iguais:  $W_t = W_t^*$ . Por outro lado, quando a taxa de inflação prevista para o período  $t$  for inferior à do período precedente,  $p_t^* < p_{t-1}$ , o salário nominal reajustado pela média será inferior ao reajustado pelo pico, ou seja:  $W_t < W_t^*$ .

A política salarial a partir de 1979 utiliza-se, basicamente, da primeira fórmula, enquanto a adotada no período 1965/79 baseou-se na segunda. Existem, entretanto, vários detalhes importantes nessas fórmulas que serão explicitados a seguir.

### II.3.1.1 — Período 1965/68

A Lei n.º 4.725, de 13 de julho de 1965, estabeleceu o princípio de reajustes salariais com base na média, não permitindo reajustes pelo pico, como vinha acontecendo até então. O salário médio real, para efeito de cálculo na fórmula, foi definido pela média aritmética dos salários reais nos últimos 24 meses antes da data de reajuste. A preços do mês de reajuste, o salário médio real  $\bar{w}_{t-1}$  é dado por:

$$\bar{w}_{t-1} = P_{t-1} \left[ \frac{1}{2} \left( \frac{W_{t-1}}{H_{t-1}} + \frac{W_{t-2}}{H_{t-2}} \right) \right]$$

onde  $P_{t-1}$  é o índice de preços do mês anterior ao reajuste,  $W_{t-i}$  indica o salário nominal, vigente no período  $t-i$ , e  $H_{t-i}$  é a média harmônica dos índices de preços mensais durante o período de 12 meses compreendidos em  $t-i$ , isto é:

$$\frac{1}{H_{t-1}} = \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} \frac{1}{P_i}$$

e:

$$\frac{1}{H_{t-2}} = \frac{1}{12} \sum_{i=13}^{24} \frac{1}{P_i}$$

onde  $P_i$  é o índice de preços do mês  $i$ .

O salário nominal para o período  $t$  era calculado multiplicando-se o salário médio real  $\omega_{t-1}$  pelos coeficientes da produtividade e da inflação prevista, de acordo com:

$$W_t = \bar{\omega}_{t-1} (1 + q_{t-1}) (1 + 0,5 p'_t) \quad (5)$$

onde  $q_{t-1}$  é a taxa de crescimento da produtividade no período  $t - 1$ . Segue-se, então, que o salário médio real previsto para o período  $t$  é igual a:

$$\frac{W_t}{1 + 0,5 p'_t} = \bar{\omega}_{t-1} (1 + q_{t-1})$$

É interessante assinalar uma peculiaridade com esta fórmula, que acarreta uma inconsistência com o objetivo para o qual ela foi proposta. O lado esquerdo desta expressão é a média harmônica entre os valores dos salários reais no início e no final do período  $t$ . O lado direito da fórmula é igual à média aritmética dos salários reais nos últimos 24 meses, corrigida pelo acréscimo de produtividade. Conseqüentemente, no período  $t + 1$ , supondo-se que a inflação prevista para o período  $t$  tenha sido igual à verificada, o salário real da fórmula será a média aritmética dos salários reais nos últimos 24 meses, e não o salário real médio que se planeja para o período  $t$ . Este fato ocorre porque a média aritmética dos salários reais mensais do período  $t$  é, em geral, diferente da média harmônica entre os salários reais do primeiro e do último mês do período  $t$ .

A fórmula de reajuste salarial da Lei n.º 4.725 contém pelo menos duas outras imperfeições metodológicas. Com efeito, o salário médio real de cada ano, segundo a fórmula (5), incorpora apenas parcialmente os ganhos de produtividade do ano precedente, e não os ganhos totais, como seria desejável. Para se entender o porquê deste fato, suponha-se que  $\omega_{t-1}$  e  $\omega_{t-2}$  sejam, respectivamente, os

salários reais nos anos  $t - 1$  e  $t - 2$ . A média aritmética dos salários reais nos últimos dois anos é igual a:

$$\omega_{t-1} = 1/2 (\omega_{t-1} + \omega_{t-2})$$

A taxa de crescimento da produtividade do trabalho, segundo a fórmula de reajuste (5), incide sobre o valor médio dos dois últimos anos, e não sobre o salário real do último ano. Como a média está necessariamente compreendida entre os salários reais dos dois anos, o salário médio real de cada ano não aumentará a uma taxa igual à de crescimento da produtividade. Para que o salário real de cada ano crescesse na mesma proporção do crescimento da produtividade da mão-de-obra, a fórmula de cálculo do salário real deveria ser dada por:

$$\omega_t - 0,5 [\omega_{t-2} (1 + q_{t-2}) (1 + q_{t-1}) + \omega_{t-1} (1 + q_{t-1})]$$

É fácil verificar que, se a taxa de crescimento de produtividade da mão-de-obra fosse constante, a solução da equação de diferenças finitas  $\omega_t - 0,5 (1 + q) \omega_{t-1} - 0,5 (1 + q)^2 \omega_{t-2} = 0$  seria tal que o salário real cresceria à taxa  $q$ .<sup>2</sup>

O terceiro problema com a fórmula de reajuste salarial do período 1965/68, sem dúvida alguma o mais importante do ponto de vista prático, era causado pela subestimação da taxa de inflação prevista. Os efeitos dessa subestimação faziam-se sentir não somente no período de vigência do reajuste, como também nos períodos subseqüentes.

Quando a taxa de inflação do período  $t$  era superior à prevista,  $p_t > p^*$ , o salário médio real efetivo era inferior ao salário real previsto:

$$\frac{W_t}{1 + 0,5 p_t} < \frac{W_t}{1 + 0,5 p_t^*}$$

<sup>2</sup> A solução desta equação de diferenças finitas seria dada por:

$$\omega_t = C_1 (1 + q)^t + C_2 \left( -\frac{1 + q}{2} \right)^t$$

onde  $C_1$  e  $C_2$  são constantes que dependem das condições iniciais. Quando  $t \rightarrow \infty$ , o segundo termo tende para zero porque  $q < 1$ . Portanto,  $\omega_t$  crescerá à taxa  $q$ .

Esta compressão do salário real, devido à subestimativa do resíduo inflacionário em um ano, propagava-se para os períodos subsequentes em virtude do princípio da recomposição do salário médio real dos últimos 24 meses antes da data do reajuste.

### II.3.1.2 – Período 1968/74

A Lei n.º 5.451, de 12 de junho de 1968, procurou corrigir a distorção causada no período subsequente ao da subestimação do resíduo inflacionário, modificando a fórmula de cálculo do salário médio real dos últimos 24 meses, que passou a ser feita de acordo com a expressão:

$$\omega_{t-1} = P_{t-1} \left[ \frac{1}{2} \left( \frac{W_{t-1}}{H_{t-1}} \frac{1 + 0,5 p_{t-1}}{1 + 0,5 p_{t-1}^o} + \frac{W_{t-2}}{H_{t-2}} \right) \right]$$

Assim, toda vez que o resíduo inflacionário do ano imediatamente anterior ao mês de reajuste fosse subestimado, o salário médio real dos últimos 12 meses seria corrigido, de sorte que a compressão salarial de um ano não fosse transmitida para o ano seguinte. Todavia, a mesma correção não foi introduzida para o salário médio real do penúltimo ano antes da data de reajuste. A fórmula correta de cálculo do salário médio real deveria, então, ser a seguinte:

$$\bar{\omega}_{t-1} = P_{t-1} \left[ \frac{1}{2} \left( \frac{W_{t-1}}{H_{t-1}} \frac{1 + 0,5 p_{t-1}}{1 + 0,5 p_{t-1}^o} + \frac{W_{t-2}}{H_{t-2}} \frac{1 + 0,5 p_{t-2}}{1 + 0,5 p_{t-2}^o} \right) \right]$$

que, embora um pouco mais complicada, é certamente mais justa do que a fórmula precedente.

### II.3.1.3 – Período 1974/79

Os problemas suscitados pela subestimativa do resíduo inflacionário no cálculo do salário médio real, bem como aqueles produzidos pela incorporação apenas parcial do aumento da produtividade em cada ano, foram solucionados com a Lei n.º 6.147, de outubro de 1974, que entrou em vigor a partir de 1.º de janeiro de 1975. Este documento legal aprimorou a fórmula de reajuste salarial dos

Governos Costa e Silva e Médici, estabelecendo o princípio de que o salário médio real seria calculado com base nos últimos 12 meses, ao invés dos últimos 24 meses, como vinha ocorrendo. O salário médio real passou, então, a ser calculado através da seguinte fórmula:

$$\bar{w}_{t-1} = P_{t-1} \left( \frac{W_{t-1}}{H_{t-1}} \frac{1 + 0,5 p_{t-1}}{1 + 0,5 p_{t-1}^e} \right)$$

Nesta expressão, o terceiro termo corrige qualquer subestimativa que porventura tenha ocorrido com a previsão da taxa de inflação para o período  $t - 1$ . Todavia, uma inconsistência persiste com a nova fórmula. Isto ocorre porque a fórmula (5) obriga a média dos salários reais do primeiro e do último mês da vigência do novo salário a ser igual à média dos salários reais dos últimos 12 meses antes do reajuste. Este problema poderia ser facilmente resolvido se o governo tivesse estabelecido uma unidade padrão para os contratos trabalhistas, à semelhança do que foi feito para o capital com a criação das UPC. Uma vez escolhido o salário real que serviria de base para a fórmula (5), não haveria necessidade de se calcular para cada reajuste o salário real dos últimos 12 meses.

O período 1975/79 caracterizou-se pela aplicação da fórmula de reajuste salarial (5), com as diferentes modificações introduzidas para aperfeiçoar o cálculo do salário real. Esta fórmula de reajuste, segundo alguns economistas, resolvia pela aritmética o que, em outros países, se costuma resolver através de longas negociações, pressões de vários tipos e greves. Na verdade, as condições institucionais neste período não permitiram que os trabalhadores se manifestassem contra a aritmética.

A fórmula de reajuste salarial (5) oferecia dois graus de liberdade para os responsáveis pela formulação e execução de política econômica. As taxas de crescimento da produtividade e do resíduo inflacionário eram fixadas de modo discricionário. Vale mencionar ainda que os índices de preços que entravam no cálculo de fórmula (5) eram computados pelo Ministério do Trabalho, com metodologia não divulgada, não permitindo, portanto, a avaliação crítica do processo de construção do índice.

A fórmula de reajuste salarial (5) em épocas de firme controle do dispêndio global ajuda, sem dúvida alguma, a combater a in-

inflação, pois não permite que a inflação passada se reproduza integralmente no presente. Todavia, a subestimativa do resíduo inflacionário, principalmente em período de aceleração da taxa de inflação, conduz a perdas eventuais e compressões do salário real, que são insustentáveis no longo prazo. Possivelmente, este fato contribuiu para que em 1979, com a abertura política e a liberação do regime, as greves se avolumassem. O governo resolveu, então, trocar a fórmula antiga por uma nova, na esperança de que novamente a aritmética se encarregasse de resolver os conflitos nas disputas salariais.

#### II.3.1.4 – Período 1979/80

A Lei n.º 6.708, de 30 de outubro de 1979, introduziu profundas modificações na política salarial até então vigente. Os reajustes salariais passam a ser semestrais, ao invés de anuais. O índice de preços para o cálculo dos aumentos salariais passa a ser o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), com metodologia de domínio público e produzido pelo IBGE. A taxa de crescimento da produtividade da mão-de-obra é negociada livremente pelas partes interessadas. O princípio do reajuste é o da recomposição do pico, ao invés do salário médio real. A inflação é agora utilizada oficialmente como um instrumento de redistribuição da renda salarial, de acordo com o seguinte esquema: para os trabalhadores que ganhavam até três vezes o maior salário mínimo vigente no período, a taxa de reajuste é multiplicada por 1,1; para os salários compreendidos entre três e 10 salários mínimos, a parte que exceder os três salários mínimos tem um reajuste igual à taxa de variação do INPC; e, para os salários superiores a 10 salários mínimos, a parcela excedente aos 10 salários tem um reajuste de apenas 80% da taxa de inflação, como medida pelo INPC.

O esquema que acabamos de descrever pode ser sintetizado na seguinte fórmula de reajuste salarial:

$$W_t = \left[ 1 + \left( \alpha + \frac{\beta}{\theta} \right) p_{t-1} \right] W_{t-1} \quad (6)$$

onde os símbolos  $W_t$  e  $W_{t-1}$ , indicam agora os salários nominais, nos semestres  $t$  e  $t - 1$ , e  $p_{t-1}$  é a taxa de inflação, medida pela

variação do INPC no semestre  $t - 1$ . Os parâmetros  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\theta$  traduzem o efeito redistributivo da nova política. O parâmetro  $\theta$  é o número de salários mínimos contido no salário nominal vigente no semestre  $t - 1$ , ou seja:

$$\theta = \frac{W_{t-1}}{S_{t-1}}$$

onde  $S_{t-1}$  é o maior salário mínimo do país no semestre  $t - 1$ . Os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  variam de acordo com  $\theta$ , como descrito na Tabela II.2.

Tabela II.2

PARÂMETROS DA POLÍTICA SALARIAL – PERÍODO 1979/80

$\theta$	$\alpha$	$\beta$
$\theta \leq 3$	1,1	0
$3 < \theta \leq 10$	1,0	0,3
$10 < \theta$	0,8	2,3

Para exemplificar o uso da nova fórmula de reajuste, tomemos o caso de um salário igual a 11,5 vezes o maior salário mínimo no país. Portanto, o valor de  $\theta$  é igual a 11,5. Para este valor de  $\theta$ , segundo a Tabela II.2,  $\alpha = 1,0$  e  $\beta = 0,3$ . Logo, de acordo com a fórmula (6), a taxa de variação do salário nominal é igual à taxa de variação semestral do INPC:

$$\frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} = p_{t-1}$$

Para valores de  $\theta$  acima de 11,5 salários, a taxa de variação do salário nominal era inferior à de inflação e, assintoticamente, a taxa de aumento converge para 80% da taxa de inflação.

### 11.3.1.5 — Período 1980/83

A aplicação da nova fórmula de reajuste salarial estaria provocando, segundo alguns empresários e membros da equipe econômica do governo, desemprego para trabalhadores situados nas faixas salariais mais altas. As empresas, não podendo arcar com os novos reajustes, estariam demitindo seus empregados mais bem pagos. A evidência empírica sobre este alegado fenômeno não foi suficientemente documentada, de sorte a possibilitar uma avaliação criteriosa sobre sua ocorrência ou não. Na verdade, como já vimos, para salários acima de 11,5 salários mínimos, os salários nominais estavam sendo reajustados abaixo da taxa de inflação. Ademais, os possíveis ganhos por acaso existentes, devido à mudança de periodicidade do reajuste, foram rapidamente corroídos face à aceleração da taxa de inflação.

O argumento da proteção do emprego dos trabalhadores com elevados salários para justificar a mudança da nova lei salarial parece bastante discutível, dando margem, inclusive, a que se imagine outras razões, menos nobres, que estariam por trás das mudanças propostas e aprovadas pelo Congresso por decurso de prazo, depois de um ano de vigência da nova lei.

Uma possível motivação para a reformulação seria a determinação do governo de comprimir os salários elevados dos empregados das empresas estatais. A livre negociação, enquanto válida para o setor privado, não se aplicaria, na prática, às empresas estatais. No curto prazo, este tipo de compressão terá efeitos desprezíveis sobre a eficiência das empresas estatais. Todavia, num período mais longo, caso a atual política venha a ser mantida, os empregados mais qualificados terão um forte incentivo para procurarem alternativas no setor privado, onde recebam retribuição salarial mais adequada. Se isto ocorrer, as empresas estatais serão prejudicadas por não poderem reter em seus quadros funcionais os profissionais mais eficientes.

A Lei n.º 6.886, de 10 de dezembro de 1980, manteve inalterada a fórmula de reajuste salarial pelo pico, com as seguintes modificações redistributivas: os salários compreendidos entre 10 e 15 salários mínimos continuaram a receber apenas 80% da taxa de inflação na parcela do salário que excedesse 10 salários mínimos; os salários situados na faixa de 15 a 20 salários mínimos recebem apenas 50%



da taxa de inflação na parte do salário que exceder a 15 salários mínimos; e, para salários superiores a 20 salários mínimos, não há reajuste para a quantia que exceder os 20 salários. A Tabela II.3 contém os novos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , de acordo com a faixa salarial  $\theta$ , segundo a Lei n.º 6.886.

Tabela II.3

PARÂMETROS DA POLÍTICA SALARIAL – PERÍODO  
1980/83

$\theta$	$\alpha$	$\beta$
$\theta \leq 3$	1,1	0
$3 < \theta \leq 10$	1,0	0,3
$10 < \theta \leq 15$	0,8	2,3
$15 < \theta \leq 20$	0,5	6,8
$20 < \theta$	0	16,8

Como na antiga lei, os salários inferiores a 11,5 salários mínimos têm correção superior à taxa de inflação; para salários superiores a 11,5 salários mínimos, o reajuste é inferior a essa taxa. Por exemplo, para um salário igual a 33,6 salários mínimos, a correção é igual a 50% da taxa de inflação, medida pela variação do INPC.

### II.3.2 – Salário Mínimo

O salário mínimo, instituído no Brasil em 14 de janeiro de 1936, através da Lei n.º 185, sempre foi sujeito a um tratamento discricionário, tanto no que se refere aos percentuais dos reajustes como também no tocante ao período de vigência desses reajustes. Este discricionarismo caracteriza a política de salário mínimo desde sua criação, não obstante os diferentes tipos de governos que o país teve durante o período.

A Tabela II.4 mostra a evolução do salário mínimo a partir da data de sua vigência, os percentuais de aumento nas datas de

Tabela II.4

## SALARIO MINIMO – RIO DE JANEIRO

Vigência	Salário (Cr\$)	Varição Percentual	ICVRJ (%)
04/07/1940 (31m)	0,24		—
01/01/1943 (11m)	0,30		—
01/12/1943 (97m)	0,38		—
01/01/1952 (30m)	1,20	216	157
04/07/1954 (25m)	2,40	100	54
01/08/1956 (29m)	3,80	58	52
01/01/1959 (21m)	6,00	58	48
18/10/1960 (12m)	9,60	60	71
16/10/1961 (14m)	13,44	40	38
01/01/1963 (14m)	21,00	56	71
22/02/1964 (12m)	42,00	100	109
01/03/1965 (12m)	66,00	57	90
02/03/1966 (12m)	84,00	27	39
16/02/1967 (12m)	105,00	25	32
25/03/1968 (13m)	129,60	23	24
01/05/1969 (12m)	156,00	20	27
01/05/1970 (12m)	187,20	20	22
01/05/1971 (12m)	225,60	21	22
01/05/1972 (12m)	268,80	19	17
01/05/1973 (12m)	312,00	16	13
01/05/1974 (6m)	376,80	21	27
01/12/1974 (6m)	415,20	10	13
01/05/1975 (12m)	532,80	28	11
01/05/1976 (12m)	768,00	44	43
01/05/1977 (12m)	1.106,40	44	44
01/05/1978 (12m)	1.560,00	41	36
01/05/1979 (6m)	2.268,00	45	46
01/11/1979 (6m)	2.932,80	29	34
01/05/1980 (6m)	4.149,60	41	36
01/11/1980 (6m)	5.788,80	40	38

reajuste e a variação do índice de custo de vida na cidade do Rio de Janeiro entre cada reajuste. Na década de 40 o salário mínimo sofreu apenas dois reajustes, havendo um longo período que vai de 1943 até 1952 em que não houve reajuste algum. Na década de 50 o salário mínimo foi reajustado quatro vezes, com um período médio de vigência de cerca de 26 meses e com aumentos percentuais superiores às variações do índice de custo de vida na cidade do Rio de Janeiro. Na década de 60 o salário mínimo sofreu nove reajustes, ocorrendo um por ano, com exceção de 1962, quando foi introduzido o 13.º salário. Durante essa década, com exceção do ano de 1961, os reajustes do salário mínimo foram inferiores à taxa de inflação medida pelo índice de custo de vida na cidade do Rio de Janeiro. Com o reajuste de 1.º de março de 1965 inicia-se, no que toca ao salário mínimo, a política salarial do Programa de Ação Econômica do Governo Castello Branco, que foi vista anteriormente. O reajuste do salário mínimo naquela ocasião foi de 57%, enquanto o aumento de custo de vida nos últimos 12 meses tinha sido de 90%. Na década de 70 o salário mínimo foi reajustado 12 vezes, o que significa dizer que em média houve mais de um reajuste por ano. Na verdade, em 1.º de dezembro de 1974 foi dado um abono de emergência devido à aceleração inflacionária daquele ano. Em 1979, com a mudança da política salarial, os reajustes dos salários mínimos passaram a ser semestrais. Cabe salientar que o reajuste semestral não é obrigatório, pois inexistia qualquer dispositivo legal que prescrevia um prazo para a duração dos reajustes.

A Tabela II.5 mostra a evolução do salário mínimo real no período que vai de 1944 a 1980.<sup>3</sup> Através da tabela podem ser constatados os resultados da política discricionária adotada no Brasil desde a criação do salário mínimo. Na década de 40 o salário mínimo real sofreu um declínio acentuado. De 1944 a 1951 o salário mínimo real foi reduzido em mais de 50%. Com o reajuste verificado a 1.º de janeiro de 1952 o salário mínimo real cresceu em termos reais e durante o restante da década de 50 houve ga-

<sup>3</sup> O salário mínimo real dessa tabela, em números índices, é igual à média dos salários reais mensais, na cidade do Rio de Janeiro, durante o ano civil.

Tabela II.5

## SALÁRIO MÍNIMO REAL – PERÍODO 1944/80

Anos	Índice (1970 = 100)	Anos	Índice (1970 = 100)
1944	95,0	1963	130,1
1945	81,3	1964	121,0
1946	70,0	1965	118,0
1947	57,1	1966	109,4
1948	55,2	1967	105,1
1949	53,0	1968	104,8
1950	48,4	1969	102,0
1951	43,2	1970	100,0
1952	116,3	1971	100,3
1953	101,7	1972	103,0
1954	123,0	1973	107,0
1955	135,2	1974	101,3
1956	137,4	1975	107,4
1957	151,8	1976	105,5(111,9)
1958	132,7	1977	105,8(112,2)
1959	152,1	1978	108,2(114,7)
1960	132,5	1979	108,1(115,2)
1961	153,0	1980	111,2(118,7)
1962	140,0		

OBSERVAÇÃO: os índices entre parênteses, a partir de 1976, incluem o 14.º salário do PIS.

nhos substanciais. Em 1959 o índice do salário mínimo real alcança um valor que somente é suplantado, no pós-guerra, pelo índice de 1961.

A década de 60 é um período em que ocorre uma queda acentuada do salário mínimo real: em 1969 o seu índice é praticamente o mesmo do ano de 1953. A queda do salário mínimo real começa em 1962, depois do pico ocorrido em 1961, e se prolonga até 1970.

Na década de 70 o salário mínimo real começa novamente a crescer. Todavia, esse crescimento é bastante baixo, e em 1979 cresceu apenas cerca de 8% em relação ao salário de 1970, ou cerca de 15% se se considera o 14.º salário dos programas PIS-PASEP. Estes programas, criados em dezembro de 1970 com recursos provenientes de contribuições das empresas (de 0,5% do faturamento no caso

do PIS e de contribuição de 2% das receitas correntes da União, dos Estados e Municípios no caso do PASEP), têm por objetivo formar um patrimônio para os trabalhadores. A partir de julho de 1976 os participantes do PIS-PASEP recebem um dividendo anual de um salário mínimo regional desde que estejam cadastrados no programa há cinco anos ou mais e que tenham renda mensal até cinco vezes o maior salário mínimo vigente no país. Os valores entre parênteses na Tabela II.5, a partir de 1976, indicam os índices do salário mínimo real quando se leva em conta o 14.º salário. De acordo com esses índices, o trabalhador de salário mínimo em 1980 estava basicamente na mesma posição em que se encontrava em 1965.

## II.4 — Política Cambial

É um fato bem conhecido de nossa história econômica recente que um instrumento bastante importante no processo de desenvolvimento econômico brasileiro, na fase de substituição de importações, foi a política cambial. A política tarifária foi praticamente inócua na primeira fase desse processo, pois se baseava até 1957 em tarifas do tipo específico, que somente com a Lei n.º 3.244, de agosto de 1957, passaram a ser do tipo *ad valorem*, com alíquotas variando entre 0 e 150%.

A Tabela II.6 mostra a evolução das taxas de câmbio no Brasil no pós-guerra. Essas taxas são médias anuais e não refletem aquelas efetivamente praticadas no mercado, pois mesmo em períodos em que havia uma única taxa oficial de câmbio existiam duas taxas: a oficial e a do mercado paralelo, ou mercado negro, que é, como a inflação, uma instituição permanente em nossa economia. As taxas de câmbio da Tabela II.6 são oficiais e não levam em conta as do mercado negro, o qual, embora não se disponha de dados para quantificá-lo, é de pequena dimensão, mas certamente não é desprezível.

As taxas de câmbio da Tabela II.6 não devem, também, ser vistas como representativas do custo das importações ou do preço da divisa

Tabela II.6

## TAXA DE CÂMBIO – 1946/80 (MÉDIA ANUAL)

Anos	Taxa de Câmbio (Cr\$/US\$)	Variação Percentual (%)
1946	0,0196	—
1947	0,0187	—4,6
1948	0,0187	0
1949	0,0187	0
1950	0,0187	0
1951	0,0187	0
1952	0,0187	0
1953	0,0466	149,2
1954	0,0615	32,0
1955	0,0749	21,8
1956	0,0743	—0,8
1957	0,0757	1,9
1958	0,1293	70,8
1959	0,1565	21,0
1960	0,1896	21,2
1961	0,2723	43,6
1962	0,3877	42,4
1963	0,5770	48,8
1964	1,2711	120,3
1965	1,8914	48,8
1966	2,2163	17,2
1967	2,6622	20,1
1968	3,3938	27,5
1969	4,0713	20,0
1970	4,5890	12,7
1971	5,2870	15,2
1972	5,9340	12,2
1973	6,1260	3,2
1974	6,7900	10,8
1975	8,1260	19,7
1976	10,6730	31,3
1977	14,1440	32,5
1978	18,0780	27,8
1979	26,8180	48,3
1980	52,8110	96,9

para os exportadores, em virtude de limitações quantitativas, depósitos compulsórios, quotas de contribuição, impostos e subsídios que sempre estiveram presentes na política comercial brasileira.

Apresentamos a seguir uma visão panorâmica das diversas fases que atravessa a política cambial brasileira no pós-guerra. A classificação dos diversos períodos é certamente arbitrária, pois, em geral, se torna difícil afirmar com precisão onde começa e termina um dado período, embora algumas mudanças de política sejam suficientemente importantes para servir de marco de referência para caracterizar o término de um e o início de novo período.

O primeiro período da política cambial brasileira no pós-guerra começa em fevereiro de 1946 com a promulgação do Decreto-Lei n.º 9.025, que restabeleceu a plena liberdade cambial, e termina no primeiro semestre de 1947 com a introdução de diversos tipos de controle cambial. Este período caracteriza-se por uma taxa de câmbio fixa e por completa liberdade cambial. A taxa de câmbio foi fixada em 0,0196 cruzeiros por dólar, ao mesmo nível da taxa que vigorava no início da guerra, a despeito da inflação substancial do período 1939/46. Face à irrealidade da taxa de câmbio, às importações reprimidas durante o período da guerra e à nova liberdade cambial, o Brasil em menos de um ano esgotou as reservas cambiais que havia acumulado durante a guerra. No primeiro semestre de 1947, devido à inexistência de reservas cambiais convertíveis, tornou-se inviável manter a política de taxas de câmbio fixas e de liberdade cambial. O governo, ao invés de modificar a taxa de câmbio, optou por eliminar a liberdade cambial. Controles de câmbio foram estabelecidos até 1948, quando a Lei n.º 262 reintroduziu o regime de licença prévia para importações e exportações, que tinha sido utilizado durante a II Guerra Mundial.

A taxa de câmbio oficial de paridade declarada ao Fundo Monetário Internacional em julho de 1948 era de 0,01850 cruzeiros por dólar, taxa essa que vigorou durante o restante do segundo período da política cambial, iniciado em 1947 e que se estendeu até 1953.

A princípio, o controle quantitativo das importações através do sistema de licença prévia funcionou a contento em virtude do bom desempenho das exportações de café, embora a taxa de câmbio sobrevalorizada desestimulasse as exportações dos demais produtos.

O controle quantitativo das importações, combinado com uma taxa de câmbio completamente fora da realidade de mercado, trazia ganhos substanciais para os felizardos que eram privilegiados com as licenças de importações. A diferença entre os preços de demanda e de compra da divisa constituía-se em um grande incentivo para que os funcionários encarregados da concessão de licenças de importação se vissem tentados a participar dos ganhos advindos do diferencial de preços. A corrupção chegou a tal ponto que o governo do Presidente Vargas, pressionado pelas acusações veiculadas pela imprensa na época, se viu obrigado a fechar em 1953, através da Instrução 70 da SUMOC, a Carteira de Exportação e Importação (CEXIM) do Banco do Brasil, órgão responsável pela concessão das licenças de importação. Ao final do ano a Lei n.º 2.145, de 29 de dezembro, criou a Carteira de Comércio Exterior (CACEX) em substituição à CEXIM, encerrando-se uma fase da política cambial e dando início a um novo período que se prolongou até 1961.

Cabe assinalar que, no início de 1953, em janeiro, a Lei n.º 1.807 procurou ordenar o sistema cambial brasileiro criando dois mercados de câmbio: o de taxa oficial e o de taxa livre. No mercado de taxa oficial estavam incluídas as importações e exportações de mercadorias, amortizações de empréstimos, pagamentos de juros e remessas de lucros do capital estrangeiro, que não excedessem um determinado percentual, desde que essas operações na conta de capital do balanço de pagamentos fossem consideradas essenciais para o desenvolvimento econômico brasileiro. No mercado de taxa livre estavam incluídas as transações com turismo e as operações financeiras que não satisfizessem as condições exigidas para que se beneficiassem da taxa oficial. Esta lei não chegou a ser aplicada de imediato, embora tivesse sido regulamentada pelo Decreto n.º 32.385, de 19 de fevereiro de 1953. Todavia, os dois tipos de mercado por ela criados existirão até 1961, quando se inicia o processo de unificação das taxas cambiais.

O período 1953/61 caracteriza-se pela introdução das taxas múltiplas de câmbio, com leilões de câmbio para as importações e com taxas diferenciadas por produto do lado das exportações.

A Lei n.º 2.145, que criou a CACEX, além de manter as inovações da Lei n.º 1.807, introduziu modificações substanciais nas normas



vigentes para concessão de licenças de importações ao criar o sistema de leilões de câmbio. As importações foram divididas em cinco categorias, para cada uma delas correspondendo uma taxa de câmbio igual à oficial, acrescida do ágio no leilão correspondente. Alguns produtos, como papel para a imprensa, petróleo e trigo, eram dispensados do sistema de leilão, e essas importações se faziam à taxa oficial. No tocante às exportações, a taxa cambial para o café era igual à oficial mais uma bonificação de 0,005 cruzeiros por dólar, a qual para os demais produtos era de 0,01 cruzeiros por dólar. Essas bonificações foram sendo modificadas ao longo do tempo. Por exemplo, em janeiro de 1955 foram estabelecidas quatro categorias de exportação com taxas de câmbio diferentes.

Nesse período, quando Eugênio Gudín era Ministro da Fazenda, a SUMOC, através da Instrução 113, de 1955, permitiu que importações de bens de capital se fizessem sem cobertura cambial, pois o sistema de leilões desestimulava a entrada de capitais estrangeiros sob a forma de investimento direto, porquanto o investidor estrangeiro teria que trocar suas divisas por cruzeiros à taxa do mercado livre e em seguida comprar de volta as divisas que necessitasse a uma taxa mais elevada no leilão de câmbio da categoria em que se enquadrassem as suas importações. Essa instrução certamente teve um grande impacto no crescimento da economia brasileira nos anos subseqüentes.

A Lei n. 3.244, de agosto de 1957, além de transformar as tarifas de importação de específica para *ad valorem*, reduziu as cinco categorias de importação para duas: a geral e a especial. A categoria geral abrangia, de um modo geral, matérias-primas, bens de capital e bens essenciais de consumo. Na categoria especial estavam incluídos aqueles bens considerados não essenciais. Para alguns produtos, como trigo, petróleo e papel de imprensa, e para o pagamento de juros e amortizações de empréstimos considerados essenciais ao desenvolvimento econômico, as transações eram efetuadas ao "câmbio de custo", que não podia ser inferior à média ponderada das taxas de câmbio pagas aos exportadores.

Um novo período de política cambial brasileira inicia-se em 1961 com a Instrução 204 da SUMOC e vai até 1968 com a introdução de política de minidesvalorização cambial. O período 1961/68 ca-

racteriza-se por um regime de taxa de câmbio fixa, com reajustes abruptos de tempos em tempos, em média, com intervalos de 12 meses.

A Instrução 204 da SUMOC, de 13 de março de 1961, além de elevar o câmbio de custo de 0,1 para 0,2 cruzeiros por dólar, elimina a categoria geral de importações, colocando as importações (com exceção de petróleo e papel de imprensa), bem como as exportações (com exceção do café), no mercado livre de câmbio. Posteriormente, o café foi colocado no mercado livre através da Instrução 205, criando-se uma quota de contribuição para esse produto, que nada mais é do que um imposto, que perdura até hoje. A Instrução 204 instituiu também um depósito compulsório de 100% para as importações, através da compra pelos importadores de Letras de Importação do Banco do Brasil, as quais podiam ser negociadas livremente no mercado. Cerca de três meses depois, a SUMOC, através da Instrução 208, de 27 de junho de 1961, extinguiu o câmbio de custo, colocando no mercado livre praticamente todas as importações, com exceção dos produtos incluídos na categoria especial, cujas cambiais de importação continuavam a ser obtidas pelo processo de leilão.

A tentativa de unificação da taxa cambial que ocorreu durante o curto período do Governo Jânio Quadros iria sofrer certa involução durante o Governo João Goulart. Nesse período houve acentuada aceleração na taxa de inflação. A taxa cambial, apesar de modificada em várias oportunidades, não acompanhou a taxa de inflação, estimulando as importações e desincentivando as exportações, criando desequilíbrios no balanço de pagamentos, inclusive agravados pela instabilidade política da época, que desestimulava a entrada de capitais estrangeiros no país.

Em princípio de 1964 ainda vigorava o depósito compulsório na compra de divisas e existiam diversas taxas de câmbio: a taxa oficial, a taxa no mercado manual que opera com papel-moeda e cheques de viagem, basicamente para turistas, e a taxa no mercado paralelo. Em fevereiro de 1964 a SUMOC, através da Instrução 263, estabelece o sistema de taxa livre, mas deixando de fora desse sistema operações cambiais com vários produtos de importação e exportação, bem como algumas transações financeiras.

A mudança de governo em março de 1964 trouxe de volta o realismo cambial e a unificação das taxas de câmbio como instrumentos

de política econômica para a solução dos problemas de desequilíbrio no balanço de pagamentos. A SUMOC, através de Instrução 270, de maio de 1964, transferiu para o mercado livre de câmbio as operações cambiais relativas a trigo, petróleo e derivados, papel de imprensa, equipamentos para a Petrobrás e remessas financeiras governamentais. Em seguida, a Instrução 272, de junho de 1964, transferiu para o mercado livre as operações cambiais relativas às exportações de café. Foi mantida, entretanto, a quota de contribuição que incidia sobre as exportações deste produto.

Em agosto de 1964 a Instrução 275 da SUMOC criou um encargo financeiro de 20% para as operações cambiais, logo em seguida aumentada para 30% pela Instrução 280, de 22 de agosto de 1964. No final do ano, a Instrução 285, de 24 de dezembro de 1964, diminuiu o encargo financeiro para 10% nas operações com mercadorias, mantendo o percentual de 30% para as operações financeiras. Esta mesma Instrução da SUMOC fixou em 50% o depósito compulsório para as importações e transferências financeiras. Em 1965 o Banco Central, que substituiu a SUMOC, através da Resolução 9, de 13 de novembro, extinguiu o depósito compulsório e o encargo financeiro que incidia sobre a importação de mercadorias. O depósito prévio sobre as transferências financeiras foi também eliminado pela mesma Resolução, permanecendo apenas o encargo financeiro com uma taxa de 15%.

Em 1964 ocorreram vários reajustes da taxa de câmbio. No final do ano, em 28 de dezembro, o cruzeiro foi desvalorizado em cerca de 13% depois de um período de 104 dias em que a cotação do dólar, para a venda, era igual a 1,61 cruzeiros. Os demais reajustes que ocorreram no período 1964/68 estão registrados na Tabela II.7. A partir de dezembro de 1964 até agosto de 1968 a taxa de câmbio permaneceu fixa durante longos intervalos de tempo, a despeito da inflação que corroía o valor do cruzeiro, desvalorizado em quatro oportunidades nesse período. Durante 1966 a taxa cambial não sofreu qualquer modificação, pois a cotação do dólar manteve-se estável entre novembro de 1965 e fevereiro de 1967. Em janeiro de 1968 a taxa cambial foi novamente reajustada depois de ter permanecido constante por 325 dias.

Estes longos intervalos entre desvalorizações num país com inflação crônica, apesar de declinante na época, traz vários inconveni-

Tabela II.7

## REAJUSTES DA TAXA DE CÂMBIO — 1964/68

Data de Reajuste	Período Entre Reajustes (dias)	Taxa de Câmbio (Cr\$/US\$)	Variação Percentual (%)
28/12/64	104	1,825	13,04
16/11/65	323	2,220	21,64
13/ 2/67	454	2,715	22,30
4/ 1/68	325	3,220	18,60
27/ 8/68	236	3,650	13,35

entes. As importações são estimuladas porque os produtos importados ficam mais baratos; as exportações são desincentivadas porque o valor real dos cruzeiros recebidos pelos exportadores diminui; depois de decorrido algum tempo da última desvalorização criam-se períodos de instabilidade no mercado cambial, principalmente nas vésperas dos feriados de fins de semana prolongados, devido à expectativa de uma nova desvalorização cambial.

Em agosto de 1968, quando já tinham decorrido 236 dias desde o último reajuste, o cruzeiro sofreu uma nova desvalorização, sendo então anunciada a nova política de minidesvalorização cambial. Como o próprio nome indica, nesse regime as desvalorizações do cruzeiro passaram a ser feitas a taxas pequenas em intervalos curtos de tempo. A Tabela II.8 contém algumas informações a esse respeito para o período 1968/81.

O intervalo médio entre reajustes no período 1968/72 situou-se próximo dos 45 dias, aumentando em 1973 para 77 dias. A partir de 1974 o intervalo médio entre reajustes diminuiu: de 1974 até 1978 ele ficou um pouco abaixo de um mês. Em 1980 e 1981 houve um aumento acentuado na frequência de reajustes: em média o cruzeiro foi desvalorizado a cada quinzena.

A taxa média de cada reajuste no preço do dólar no período 1968/81 ficou em torno dos 2%, apesar de a taxa de inflação ter sofrido grandes variações nesse período. É interessante salientar o

Tabela II.8

## POLÍTICA DE MINIDESVALORIZAÇÃO CAMBIAL

Anos	Número de Reajustes	Período Médio (dias)	Taxa Média (%)	Taxa Anual (%)	Taxa de Inflação Anual (%)
1968*	3	35	1,62	41,1	25,4
1969	8	47	1,61	13,6	20,2
1970	9	41	1,45	13,8	19,2
1971	7	46	1,87	13,8	19,8
1972	8	50	1,24	10,3	15,5
1973**	5	77	0,03	0,4	15,7
1974	11	34	1,63	19,5	34,5
1975	14	26	1,43	22,0	29,4
1976	16	23	1,95	36,1	46,3
1977	13	28	2,02	33,1	38,8
1978	16	23	1,59	36,3	40,8
1979***	17	21	2,68	103,7	77,2
1980	22	17	1,99	54,0	110,2
1981	35	10	1,93	95,1	95,2

\*A política de minidesvalorização foi anunciada em 27 de agosto de 1968.

\*\*No primeiro reajuste do ano, em 14 de fevereiro de 1973, o cruzeiro foi valorizado em 2,98%.

\*\*\*Em 10 de dezembro de 1979 houve uma maxidesvalorização de 30%.

fato de que em apenas uma única vez o cruzeiro foi valorizado durante o período 1968/81. Este fato ocorreu em 1973, quando no primeiro reajuste do ano a taxa de câmbio diminuiu 2,98%. Nos outros quatro reajustes de 1973 o cruzeiro foi desvalorizado, de sorte que no final do ano a taxa de câmbio era praticamente igual à que vigorava no início.

A política de minidesvalorização foi interrompida temporariamente em 10 de dezembro de 1979 com a maxidesvalorização do cruzeiro em 30%. Logo em seguida foi retomada a política de minidesvalorização.

A política cambial introduzida em agosto de 1968 também inovou ao anunciar que a regra que nortearia as minidesvalorizações teria como objetivo manter constante a taxa de câmbio real. Esta taxa é

igual ao produto de taxa de câmbio nominal pelo índice de preços internacionais dividido pelo índice de preços domésticos:

$$e = \frac{E P^*}{P}$$

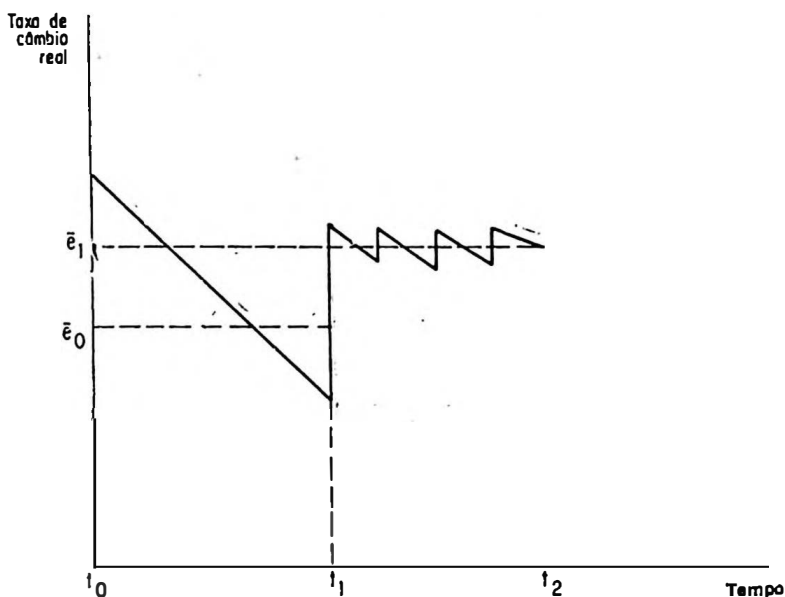
Nesta fórmula,  $P^*$  é o índice de preços internacionais,  $P$  o índice de preços doméstico,  $E$  a taxa de câmbio nominal e  $e$  a taxa de câmbio real.

No caso de uma política cambial baseada em maxidesvalorizações, com intervalos longos entre reajustes, a taxa de câmbio real diminui à medida que o tempo passa se a inflação interna for maior do que a externa, como indicado no Gráfico II.3.

A política de minidesvalorizações, aliada ao objetivo de desvalorizar o cruzeiro de modo a manter constante a taxa de câmbio real, pode ter como consequência a elevação da taxa de câmbio real média. No Gráfico II.3 a taxa média  $e_1$  do período  $t_1$  a  $t_2$  é maior do que a

Gráfico II.3

TAXA DE CÂMBIO REAL.  
MAXIDESVALORIZAÇÃO X MINIDESVALORIZAÇÃO



taxa média  $e_0$  do período anterior, quando não existia a política de minidesvalorização. Vale observar que, ao contrário da política salarial, o reajuste da taxa de câmbio é feito pelo pico, e não pela média.

Um problema que surge naturalmente para a implementação da política de minidesvalorização com taxa de câmbio real constante diz respeito à escolha dos índices de preços, internacional e doméstico, a serem utilizados para o cálculo de reajuste, que, grosso modo, é igual à diferença entre as taxas de inflação doméstica e internacional. Acredita-se que, salvo alguns ajustes para variações do dólar *vis-à-vis* outras moedas, o Índice de Preços por Atacado, no conceito geral ou dos preços industriais, dos Estados Unidos servia como uma aproximação para o índice de preços internacional na fórmula de reajuste, embora não exista qualquer documento oficial que faça uma afirmação clara neste sentido.

A Tabela II.9 mostra a taxa de câmbio real para o período 1968/80, calculada a partir dos Índices de Preços por Atacado dos Estados Unidos e do Brasil. Com poucas exceções, a taxa de câmbio real manteve-se ligeiramente acima da taxa real do terceiro trimestre de 1968, quando teve início a política de minidesvalorização. A evidência não é tão categórica, mas parece que a taxa de câmbio real

Tabela II.9

TAXA DE CAMBIO REAL (1968 - III = 100)

Anos	Trimestres			
	I	II	III	IV
1968	99,6	95,5	100,0	102,1
1969	104,5	106,6	102,5	101,7
1970	102,5	102,9	100,4	100,0
1971	100,4	98,8	98,4	98,4
1972	102,1	99,2	98,4	99,2
1973	98,4	99,6	101,2	99,2
1974	102,5	96,3	104,1	107,4
1975	105,4	105,4	107,8	104,9
1976	103,3	105,8	101,7	102,1
1977	102,1	101,7	103,3	103,7
1978	102,9	102,9	101,7	102,5
1979	106,2	109,5	109,5	112,4
1980	134,2	126,3	114,8	106,6

média a partir da implantação do regime de minidesvalorizações é superior à taxa média dos períodos anteriores. Em 1979 e 1980 a média da taxa real aumentou, sobretudo no primeiro trimestre de 1980, em virtude de maxidesvalorização de dezembro de 1979. No restante de 1980 a taxa real diminuiu porque o governo prefixou a desvalorização cambial abaixo da taxa de inflação do período e, em dezembro de 1980, os ganhos da maxidesvalorização, em termos da taxa de câmbio real, já se tinham evaporado completamente.

## II.5 — Política Tributária

A inflação costuma produzir um bom número de distorções no campo fiscal, pois a legislação tributária é elaborada, em geral, na suposição de que o valor da moeda é estável. Em países com uma longa tradição inflacionária a legislação fiscal dispõe de duas alternativas quando pretende neutralizar os efeitos da inflação sobre a arrecadação tributária. A primeira opção consiste em renunciar ao uso da unidade monetária como unidade de conta, através da criação de outra unidade que varie de acordo com algum índice de preços. A segunda alternativa é permitir o reajuste freqüente pela autoridade fiscal de todos os valores monetários expressos em lei. Enquanto a primeira alternativa impõe uma regra rígida, a segunda opção permite o uso discricionário e certamente oferece maior flexibilidade para mudanças na política fiscal.

Certamente a maioria dos estudiosos dos processos inflacionários concordariam em que os principais problemas causados pela inflação na área fiscal estão localizados no imposto de renda, tanto das pessoas físicas como das pessoas jurídicas. A seguir mencionamos as principais características de algumas soluções que foram adotadas na legislação fiscal brasileira no pós-guerra.

O imposto de renda das pessoas físicas é progressivo, no qual a alíquota depende da faixa e cresce com o nível de renda, atingindo atualmente 55% para a faixa mais elevada. A renda tributável é obtida subtraindo-se da renda bruta alguns gastos necessários para a percepção da mesma e os abatimentos pessoais permitidos em lei. As deduções dependem do tipo de rendimento, mas de um modo



geral variam com o nível geral de preços. Entretanto, em alguns abatimentos, como aqueles que se referem aos dependentes e às despesas com educação, fixam-se certos limites superiores que devem ser obedecidos.

Neste tipo de imposto se a lei fixar os valores nominais das várias faixas e dos limites dos abatimentos e não permitir o reajuste dos mesmos, em virtude do aumento do nível geral de preços, um processo inflacionário rápido transforma o imposto de renda em pouco tempo, de progressivo em proporcional.

No Brasil a Lei n.º 3.898, de 19 de maio de 1961, estipulou que os reajustes das faixas de imposto de renda, bem como os abatimentos, seriam feitos anualmente com base no crescimento do salário mínimo. Posteriormente, a Lei n.º 4.506, de 30 de novembro de 1964, modificou este critério e estabeleceu que os reajustes das faixas e dos abatimentos seriam calculados de acordo com os coeficientes de correção monetária elaborados pelo Conselho Nacional de Economia. Com a extinção desse órgão, tal atribuição passou para o Ministério do Planejamento, e atualmente é o Ministério da Fazenda o responsável pela fixação dos coeficientes de correção monetária.

Alguns analistas da economia brasileira acreditam que a correção monetária praticada no Brasil teria como objetivo a preservação dos valores reais dos contratos, com a eliminação completa do efeito da inflação. Na verdade, isto não ocorreu com a política salarial e com as Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional e tudo o que dela depende. O mesmo fato também aconteceu com o imposto de renda das pessoas físicas. O aspecto discricionário da legislação brasileira permite ao Ministro da Fazenda alterar os valores das faixas e dos abatimentos do imposto de renda a seu critério, sem levar em conta o que ocorreu com a taxa de inflação. A título de ilustração, a Tabela II.10 mostra as taxas de reajustes das faixas do imposto de renda para alguns anos do período 1969/80. É fácil verificar que em 1976, 1977 e 1980 as taxas de reajustes das faixas foram significativamente diferentes da taxa de inflação, como medida pelo Índice de Custo de Vida na Cidade do Rio de Janeiro (ICVRJ).

Cabe ainda assinalar que os assalariados receberam até 1974 um tratamento discriminatório, pois eles têm boa parte do imposto de renda retido na fonte no ano em que o rendimento foi gerado, en-

Tabela 11.10

FAIXAS DO IMPOSTO DE RENDA  $\times$  INFLAÇÃO

Anos	Correção do Imposto de Renda (%)	Taxa de Inflação ICVRJ (%)
1969	20,0	20,1
1970	20,0	22,5
1971	20,0	21,4
1974	30,0	28,7
1976	25,0	43,6
1977	35,0	44,2
1979	45,0	44,3
1980	55,0	84,9

FONTES: Legislação do Imposto de Renda e *Conjuntura Econômica*.

quanto os demais contribuintes pagam o imposto, em moeda corrente, no ano seguinte em que o rendimento foi auferido. O Decreto-Lei n.º 1.351, de 24 de outubro de 1974, corrigiu em parte esta anomalia, estabelecendo que o imposto retido na fonte seria corrigido, de acordo com índices fixados pelo Ministro da Fazenda, para o cômputo do imposto líquido a pagar, ou então da devolução do imposto a que o contribuinte teria direito. Como essa autoridade tem autonomia para fixar a taxa de correção que bem quiser, ainda persiste o tratamento injusto na medida em que o coeficiente de correção não corresponda à realidade inflacionária. Poder-se-ia argumentar também, com um pouco de preciosismo, que a correção monetária do imposto retido na fonte deveria ser acrescida de uma taxa de juros, pois os demais contribuintes que não descontam na fonte podem, pelo menos em tese, aplicar os recursos destinados ao pagamento do imposto em títulos que rendem correção monetária e juros. Um tratamento mais adequado em termos de equidade seria o uso da mesma unidade monetária para todos os contribuintes na declaração do imposto de renda, através da correção monetária dos

valores do ano-base para o ano em que o imposto é pago. É claro que nesta hipótese deveria ajustar-se às alíquotas do imposto de renda progressivo, pois em caso contrário haveria um aumento substancial da carga tributária.

Quanto ao imposto de renda das pessoas jurídicas, a inflação possibilita a taxação de lucros ilusórios se certos ajustes não forem permitidos no cômputo do lucro real para fins de tributação. Com efeito, a depreciação calculada a partir dos custos históricos eleva de modo irreal os lucros das empresas. A legislação brasileira no pós-guerra teve várias iniciativas no sentido de eliminar esta distorção e, finalmente, desde 1965, com a Lei n.º 4.357, de 16 de julho de 1964, tornou obrigatória a correção monetária do ativo imobilizado, e a depreciação passou, então, a ser atualizada anualmente de acordo com índices que hoje em dia são fixados pelo Ministério da Fazenda. Esta mesma lei permitiu também a dedução do lucro tributável da correção monetária do capital de giro próprio, pois uma parcela do lucro na verdade é ilusória e deve ser destinada à recomposição do capital de giro corroído pela inflação.

Outra característica importante da legislação tributária brasileira é que o lucro para efeito de tributação é aquele determinado no mês em que a empresa efetua seu balanço. Como o mês de balanço depende dos estatutos de cada empresa e inexistente uniformização a este respeito, as empresas que encerram seus balanços nos primeiros meses do ano levam vantagem sobre as demais, pois o imposto devido não tem que ser atualizado para a mesma unidade monetária. Assim, uma empresa com o balanço encerrado em janeiro pagava o imposto de renda na prática somente depois de decorridos dois anos em que o fato gerador do tributo ocorreu. Esta anomalia somente foi corrigida recentemente, com o Decreto-Lei n.º 1.967, de 23 de novembro de 1982, pois agora o lucro e o imposto devem ser expressos em ORTN do mês seguinte ao do balanço, e o imposto será convertido em cruzeiros pelo valor da ORTN na época do seu pagamento.

Num país com inflação crônica existe uma tendência natural para que os impostos não sejam pagos em dia se a dívida fiscal e as multas não forem atualizadas para levar em conta a inflação. A experiência brasileira não fugiu a esta regra e os atrasos no paga-

mento dos impostos eram fatos corriqueiros até 1964, quando a Lei n.º 4.357, de 16 de julho de 1964, introduziu a correção monetária dos débitos fiscais.

No caso dos impostos indiretos, a maneira mais indicada para eliminar os efeitos da inflação é torná-los do tipo *ad valorem*, isto é, um imposto que incide sobre o valor da mercadoria, e não sobre a unidade física, como no imposto específico. No Brasil, com a Lei n.º 3.244, de 14 de agosto de 1957, substituiu-se o imposto específico que incidia sobre os produtos importados por um imposto *ad valorem*. Desde aquela época todos os impostos indiretos existentes no Brasil passaram a ser do tipo *ad valorem*.

# A VISÃO MONETARISTA DO PROCESSO INFLACIONÁRIO

*Inflation is always and everywhere a monetary phenomenon — in the sense that it is and can be produced only by a more rapid increase in the quantity of money than in output. [Ver Friedman (1970, p. 25).]*

### III.1 — A Visão Monetarista: Proposições Básicas

A visão monetarista do processo inflacionário baseia-se, fundamentalmente, em três proposições empíricas.

Em primeiro lugar, a demanda de moeda é uma função estável, ou seja, nega-se a instabilidade keynesiana do investimento, que implicaria, pela lei de Walras, a instabilidade da demanda de algum outro bem, em particular da demanda de moeda. Esta hipótese equivale a dizer que a velocidade-renda da moeda é uma variável estável sob condições institucionais as mais diversas. Basicamente, esta proposição afirma que o comportamento da velocidade-renda pode ser previsto a partir de um conjunto bastante pequeno de variáveis econômicas. O sentido da estabilidade, em linhas gerais, é de que as variações da velocidade-renda não ocorrem de modo errático, nem tampouco contrabalançam completamente qualquer movimento da oferta de moeda como no exemplo clássico da armadilha de liquidez keynesiana.

A segunda hipótese da visão monetarista do processo inflacionário afirma que o estoque de moeda é controlável pelas autoridades monetárias. Esta proposição não significa dizer que o controle seja efetivamente exercido, ou que a quantidade de moeda seja uma variável exógena no modelo monetarista. O sentido da hipótese é de que as autoridades monetárias dispõem de instrumentos capazes de afetar com precisão, obviamente não no dia-a-dia, o volume de moeda. É importante assinalar que inexistente qualquer empecilho para que a oferta de moeda seja uma variável endógena em um modelo monetarista. Nem sempre é bem compreendido por analistas do processo inflacionário brasileiro o fato de que endogeneidade e controlabilidade não significam a mesma coisa.

A terceira proposição monetarista é de que as economias de mercado são estáveis, no sentido de que os desvios em relação à posição de pleno emprego são sempre (eventualmente) eliminados pelo sistema de preços estabelecidos nos diversos mercados. Esta proposição corresponde à idéia de verticalidade da Curva de Phillips a longo prazo. Nos estudos empíricos sobre esta curva, os monetaristas dão grande ênfase à formação de expectativas — isto é, tendo em vista as expectativas reinantes sobre os preços, os mercados são normalmente supostos em equilíbrio. E os excessos de demanda ou de oferta, transitórios ou permanentes, têm um papel reduzido nos modelos monetaristas.

Se a demanda de moeda for estável e sua oferta controlável pelas autoridades monetárias, sem impedimentos ou restrições de ordem social, política ou econômica, e se os preços relativos, inclusive juros reais, forem determinados pelo sistema walrasiano de equações, definidas pelas condições de equilíbrio de todos os mercados, então os preços absolutos são determinados pela oferta e demanda de moeda, e a inflação crônica é causada pela expansão indevida da quantidade de moeda. Desse modo, o controle dessa expansão poderia evitar a inflação, apesar de ocorrer uma crise de estabilização a curto prazo, com quedas transitórias na produção agregada.

Nas seções seguintes procuramos desenvolver através de vários modelos o arcabouço teórico da visão monetarista do processo in-

flacionário, cujas linhas mestras acabamos de apresentar. Cabe salientar que a preocupação central deste capítulo consiste em demonstrar que diferentes modelos dentro desta visão conduzem a equações em forma final para a taxa de inflação, nas quais a inflação atual é o resultado da evolução da política monetária do passado até o presente.

### III.2 A Versão Antiga da Teoria Quantitativa da Moeda

A teoria quantitativa da moeda na sua forma mais antiga pressupõe que a velocidade-renda de moeda seja constante. Na versão popularizada com o nome de encaixe real de Cambridge, esta hipótese equivale a dizer que a demanda nominal de moeda,  $M^d$ , é proporcional à renda nominal:

$$M^d = k P y \quad (1)$$

O coeficiente de proporcionalidade  $k$  indica a proporção da renda que os agentes econômicos desejam reter sob a forma de moeda. Esta maneira de colocar a antiga teoria quantitativa da moeda enfatiza o papel desta como reserva temporária de poder de compra, pois ela é demandada pelo poder de compra que representa.

Na versão da equação de trocas, o coeficiente de proporcionalidade  $k$  transforma-se na velocidade-renda da moeda, pois  $V = 1/k$ . Este enfoque enfatiza um outro aspecto da moeda, o seu uso como meio de trocas.

Supondo-se constante a velocidade-renda da moeda, e adicionando-se a esta as hipóteses de que a oferta de moeda  $M$  é igual à quantidade demandada  $M^d$ , e de que o nível do produto real é exógeno, chega-se a uma teoria sobre o nível geral de preços  $P$ :

$$P = V \cdot \frac{M}{y} \quad (2)$$

Neste modelo a taxa de inflação  $p_t = \log P_t/P_{t-1}$ , resulta do crescimento da taxa de expansão monetária  $\mu_t = \log M_t/M_{t-1}$  acima da taxa de crescimento do produto real  $Dy_t = \log y_t/y_{t-1}$ :<sup>1</sup>

$$p_t = \mu_t - Dy_t$$

A hipótese de que a velocidade-renda da moeda é constante tem sido amplamente rejeitada pela observação empírica. Da mesma forma, existe suficiente evidência de que no curto prazo o nível da atividade é afetado pela oferta de moeda. Conseqüentemente, a velha teoria quantitativa de moeda não resistiu ao confronto com a realidade.

### III.3 — A Versão Moderna da Teoria Quantitativa da Moeda

Em sua forma moderna, a teoria quantitativa da moeda não busca explicar o nível geral de preços, ou o nível de produção, ou ainda a renda nominal de uma economia, mas sim a demanda de moeda. Constitui a moeda um ativo que os indivíduos retêm em seus *portfolios* pelos serviços que ela produz. Para as empresas, é ela um bem de capital que, como outros bens dessa natureza por elas utilizados, contribui com seus serviços para o processo produtivo.

Basicamente, o *portfolio* de um indivíduo contém moeda,  $M$ , títulos de renda fixa,  $T_f$ , títulos de renda variável,  $T_v$ , bens físicos,  $B$ , e capital humano,  $H$ . A soma destes ativos é a riqueza total do indivíduo,  $W$ , que se constitui na sua limitação orçamentária:

$$W = M + T_f + T_v + B + H$$

A alocação de um dado nível de riqueza, conhecidas as preferências e gostos do indivíduo, entre os diversos ativos acima mencionados,

<sup>1</sup> Usaremos com freqüência, daqui por diante, a seguinte notação:  $Dx_t = \log x_t/x_{t-1}$  e  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ . No caso da taxa de inflação:  $p_t = DP_t = \log P_t/P_{t-1}$ , onde  $P_t$  é o índice de preços. Para a taxa de expansão monetária:  $\mu_t = DM_t = \log M_t/M_{t-1}$ , onde  $M_t$  é a quantidade de moeda.



depende dos retornos alternativos de cada um deles. Admite-se, por simplicidade ou por limitação legal, que a moeda não produz rendimento monetário, mas somente rendimentos não pecuniários, como segurança, conveniência etc. Os rendimentos dos títulos de renda fixa podem ser representados pela taxa de juros nominal esperada  $r_f$ , enquanto os rendimentos dos títulos de renda variável podem ser expressos pela taxa de juros nominal esperada  $r_v$ . Os bens físicos, por sua vez, produzem um rendimento que pode ser medido através da taxa de inflação esperada,  $p^e$ .

Os rendimentos enumerados acima são monetários. Em termos reais, dependem do nível geral de preços esperado,  $P^e$ , o qual, portanto, é uma variável que deve entrar como um dos argumentos na equação de procura de moeda.

A ausência de um mercado onde o capital humano possa ser comprado ou vendido, o que aconteceria no regime de escravidão, levou Friedman (1956) a sugerir que as oportunidades de substituição entre o capital humano e outras formas de capital poderiam ser indicados pela relação entre o capital não-humano e o capital humano:  $h = (W - H) / H$ .

A demanda de moeda é obtida a partir de uma função-utilidade, cujos argumentos são as quantidades reais dos diversos ativos que compõem o *portfolio* do indivíduo. Segue-se, então, que a demanda de moeda é uma função homogênea do primeiro grau em relação ao nível geral de preços e à riqueza. Em consequência, a procura de moeda pode ser expressa através de:

$$\frac{M^d}{P^e} = m \left( \frac{W}{P^e}, r_f, r_v, p^e, h, \tau \right)$$

onde a variável  $\tau$  tenta captar o efeito de variações dos gostos e preferências dos indivíduos na quantidade demandada de moeda. As derivadas parciais de  $m(\ )$  com respeito a  $r_f$ ,  $r_v$ ,  $p^e$  e  $h$  são negativas e, se a moeda não for um bem inferior:

$$\partial m / \partial (W/P^e) > 0$$

A hipótese de que  $\partial m / \partial h < 0$  prende-se à idéia de que, se a proporção de capital humano no total da riqueza aumentar (por-

tanto,  $h$  diminuir), a liquidez do indivíduo diminui e, em consequência, este desejaria reter uma quantidade de caixa maior. Entretanto, pode-se contra-argumentar que, se moeda e capital não-humano são ativos complementares, quando  $h$  diminui a quantidade de capital não-humano decresce e, em consequência, a caixa real desejada decresceria, ou seja,  $\partial m / \partial h > 0$ . Sendo assim, o sinal de  $\partial m / \partial h$  seria ambíguo.

A renda permanente do indivíduo é definida através do produto da taxa de juros,  $r^*$ , que é uma média ponderada das diferentes taxas de juros dos ativos que compõem seu *portfolio*, pela riqueza real, isto é:  $y^p = r^* (W/P^c)$ . Admitindo-se que as variações da taxa de juros  $r^*$  seguem de perto as variações das taxas de juros  $r_f$  e  $r_v$ , a demanda de moeda passa a ser escrita como:

$$m^d = m(y^p, r_f, r_v, p^c, h, \tau) \quad (3)$$

A demanda de moeda por parte de uma empresa é obtida a partir da minimização dos seus custos, sujeita à limitação tecnológica traduzida pela função de produção. De modo geral, as diversas taxas incluídas na equação (3) representam também os custos de oportunidade, para a empresa, de reter moeda, e a variável  $y^p$  representaria a escala de produção, que influencia a quantidade demandada de moeda. A variável  $\tau$ , neste caso, indicaria a influência de mudanças tecnológicas na procura de moeda.

A equação (3) é derivada para uma empresa — ou indivíduo — “representativa” ou “típica”. É tradicional admitir em estudos econômicos, devido aos problemas que envolvem o processo de agregação, bastante conhecidos na literatura econômica, que a equação dessa unidade econômica “típica” ou “representativa” seja válida para a economia como um todo.

Em estudos empíricos, admite-se que as variações de  $h$  e  $\tau$  não sejam relevantes para explicar a demanda de moeda. Supondo-se que as taxas de juros nos ativos de renda fixa e de renda variável variam simultaneamente na mesma direção, podemos tomar uma dessas taxas como a que representa o custo de oportunidade de reter moeda, quando são consideradas as oportunidades alternativas no que toca a ativos financeiros. Esta taxa representativa designaremos pela

letra  $r$ . Supondo-se, também, que a renda corrente  $y$  seja uma boa *proxy* para a renda permanente  $y^n$ , a equação de demanda (3) transforma-se em:

$$m^d = m(y, r, p^e) \quad (4)$$

A quantidade demandada de moeda, segundo esta equação, depende, basicamente, de três variáveis: do nível de renda real  $y$ , da taxa de juros nominal  $r$  e da taxa de inflação esperada  $p^e$ . Vale salientar que tanto a taxa de juros nominal  $r$  como a taxa de inflação esperada  $p^e$  são ambas variáveis explicativas na equação de procura de moeda. Enquanto a taxa de juros nominal  $r$  indica o custo alternativo de reter moeda em termos de ativos financeiros, a taxa de inflação esperada representa o custo alternativo de reter moeda em termos de bens físicos.

Caso a taxa de juros nominal  $r$  e a taxa de inflação esperada  $p^e$  estivessem sempre relacionadas através da relação fisheriana, segundo a qual a taxa de juros nominal é igual à soma das taxas de juros real e da inflação esperada ( $r = i + p^e$ ), e se a taxa de juros real  $i$  fosse aproximadamente constante, a quantidade demandada de moeda  $m^d$  seria função apenas do nível de renda real  $y$  e da taxa de inflação esperada  $p^e$  (ou da taxa de juros nominal  $r$ ), isto é:

$$m^d = m(y, p^e) \quad (5)$$

Esta especificação tem sido bastante usada em estudos empíricos da economia brasileira. Todavia, cabe fazer alguns comentários a este tipo de especificação. Em primeiro lugar, a dificuldade de serem obtidas séries fidedignas para a taxa de juros nominal é uma das principais justificativas para se excluir a taxa de juros nominal da equação de demanda de moeda. Em segundo lugar, devido inclusive à observação precedente, inexistente evidência empírica suficiente com relação à hipótese fisheriana. Em terceiro lugar, as séries de taxas de juros nominais disponíveis cobrem períodos em que as taxas estavam tabeladas e estes dados, em geral, não são confiáveis por não refletirem as taxas efetivamente praticadas no mercado.

Acreditamos que no caso brasileiro a especificação da equação de demanda de moeda no curto prazo deva incluir as taxas de juros

nominal e de inflação esperada. Um exemplo recente é bastante sugestivo com relação a este ponto, pois estas duas taxas tiveram comportamento bastante diverso. Durante o ano de 1980 o governo procurou controlar as taxas de juros, enquanto, obviamente, não dispondo de meios de controlar as expectativas inflacionárias, estas se aceleraram por motivos que não cabe aqui comentar. O resultado deste incremento na taxa de inflação esperada foi um decréscimo substancial na caixa real desejada nesse período. Para o ano de 1981, as taxas de juros foram liberadas e ao que tudo indica as expectativas inflacionárias mantiveram-se estáveis. É de se acreditar, portanto, que devido ao aumento da taxa de juros houve novo declínio no nível de liquidez real desejado na economia.

As observações precedentes devem alertar o leitor para a possibilidade de erro de especificação que se vai cometer nas seções seguintes quando se adotar a especificação (5) da equação de demanda de moeda. Todavia, retornaremos à especificação (4) mais adiante na seção dedicada ao estudo do comportamento da taxa de juros nominal no curto prazo.

### III.4 — Expectativas: Do Empiricismo à Racionalidade

Os modelos monetaristas do processo inflacionário dão grande ênfase à formação de expectativas. Até bem recente era usual tratar-se a taxa esperada de inflação como exógena ao modelo, especificando-se o seu processo de formação através de mecanismos baseados em algum tipo de média ponderada das taxas de inflação observadas no passado.

O mecanismo de expectativa extrapolativa é um dos primeiros exemplos deste enfoque. Neste mecanismo, a taxa de inflação esperada, no período  $t - 1$ , para o período  $t$ , é dada pela seguinte equação:

$$p_{t-1} + \psi (p_{t-1} - p_{t-2}) \quad (6)$$
$$\psi > 0$$

A idéia básica por trás desta equação é de que a previsão da taxa de inflação para o período  $t$  deve levar em conta não somente a taxa de inflação observada no último período, como também a aceleração recente da taxa de inflação. Assim, se a inflação tiver aumentado entre os dois últimos períodos, a inflação prevista para o próximo período deve ser superior àquela do período precedente. O coeficiente  $\eta$  mede a importância da aceleração na formação da expectativa. Quando este coeficiente for igual a zero, a taxa de inflação esperada para o próximo período será igual à do período anterior.

Este mecanismo de formação de expectativas é, sem dúvida alguma, bastante simples. Contudo, ele só considera a informação contida nas duas últimas taxas de inflação e não tira proveito dos erros cometidos nas previsões das taxas passadas. O mecanismo de expectativa adaptada, bastante popular na literatura econômica após sua introdução por Cagan (1956) no estudo de hiperinflação em vários países da Europa, leva em conta o erro cometido na última previsão, postulando que a taxa de inflação esperada, no período  $t - 1$ , para o período  $t$ , é igual à do período  $t - 1$ , mais um ajuste para o erro cometido na última previsão, isto é:

$$p_t^e = p_{t-1} + \lambda (p_t^e - p_{t-1}) \quad (7)$$

$$0 \leq \lambda < 1$$

O coeficiente de expectativa  $\lambda$  está compreendido entre zero e um. Quando  $\lambda$  for igual a zero, o erro de previsão cometido no último período não afeta a previsão para o próximo período, pois  $p_t^e = p_{t-1}$ .

Uma interpretação alternativa e bastante sugestiva do mecanismo de expectativa adaptada pode ser obtida com um pouco de álgebra. Com efeito, escrevendo-se a equação (7) para o período  $t - 1$ , substituindo-se o valor de  $p_{t-1}^e$  daí resultante em (7), procedendo-se da mesma forma para o período  $t - 2$ , e assim sucessivamente, obtém-se:

$$p_t^e = (1 - \lambda) p_{t-1} + \lambda (1 - \lambda) p_{t-2} + \lambda^2 (1 - \lambda) p_{t-3} + \dots$$

$$= \sum_{i=1}^{\infty} (1 - \lambda) \lambda^{i-1} p_{t-i} \quad (8)$$

A taxa de inflação esperada para o período  $t$ , no período  $t - 1$ , é então uma média ponderada das taxas de inflação passadas, com pesos declinando geometricamente de acordo com:

$$\omega_i = (1 - \lambda) \lambda^{t-i}$$

$$i = 1, 2, \dots$$

Observe-se que, quanto menor o valor do coeficiente  $\lambda$ , mais importante é a história recente na determinação da taxa de inflação esperada.

Os pesos  $\omega_i$  podem ser interpretados como probabilidades de uma distribuição geométrica, pois cada peso é não negativo e a soma dos pesos é igual à unidade. Esta maneira de olhar o mecanismo de expectativa adaptada sugere uma generalização para os mecanismos de formação de expectativas, de acordo com a seguinte expressão:

$$p_t^e = \sum_{i=1}^{\infty} \omega_i p_{t-i} \quad (9)$$

$$\omega_i > 0 \text{ e } \sum_{i=1}^{\infty} \omega_i = 1$$

Os pesos  $\omega_i$  seriam obtidos através de alguma distribuição de probabilidade, havendo, portanto, maior flexibilidade na escolha do perfil dos pesos ao longo do tempo, perfil este que poderia ter formato diverso daquele do mecanismo de expectativa adaptada.

Embora interessante sob vários aspectos, esta generalização é de certo modo restritiva porque requer que os pesos  $\omega_i$  sejam positivos. Ela, por exemplo, não inclui o mecanismo de expectativa extrapolativa como um caso particular porque o peso da taxa de inflação no período  $t - 2$ , na fórmula (6), é negativo. Deste modo, a condição de que os pesos  $\omega_i$  sejam positivos poderia ser retirada da fórmula (9), continuando-se, apenas, com a restrição de que a soma dos mesmos seja unitária, ou seja:  $\sum \omega_i = 1$ . Esta formulação é bastante genérica, de sorte a abranger aqueles mecanismos de formação de expectativas baseadas na informação contida nas taxas de inflação observadas no passado.

Alternativamente, poderiam ser formulados mecanismos de expectativa para o nível de preços esperado e daí obter a taxa de inflação esperada. Assim, o (logaritmo do) nível de preços esperado para o período  $t + 1$ , no período  $t$ , seria uma defasagem distribuída (dos logaritmos) dos níveis de preços passados de acordo com:

$$\log P_{t+1}^e = \theta(L) \log P_t \quad (10)$$

onde  $\theta(L)$  é um polinômio no operador de defasagens  $L, L^2, Z_t = Z_{t-1}$ :

$$\theta(L) = \theta_0 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_n L^n$$

Os coeficientes deste polinômio têm de satisfazer certas condições para que no longo prazo o nível de preço esperado seja igual ao realizado. Subtraindo-se de ambos os lados de (10) o logaritmo de  $P_{t+1}$ , tem-se:

$$\log P_{t+1}^e - \log P_{t+1} = \theta(L) \log P_t - \log P_{t+1}$$

ou:

$$\log P_{t+1}^e - \log P_{t+1} = [\theta(L) L - 1] \log P_{t+1} \quad (11)$$

Para que no longo prazo  $\log P_{t+1}^e = \log P_{t+1}$ , os coeficientes  $\theta_i$  do polinômio  $\theta(L)$  devem ser tais que torne  $\theta(L) L - 1$  igual a zero para  $L = 1$ . Isto ocorre quando  $\theta(1) = 1$ .

Multiplicando-se e dividindo-se o lado direito de (11) por  $1 - L$ , resulta:

$$\log P_{t+1}^e - \log P_{t+1} = \frac{\theta(L) L - 1}{1 - L} (1 - L) \log P_{t+1}$$

Se no longo prazo a taxa de inflação for constante e igual a  $p$ ,  $(1 - L) \log P_{t+1} = p$ , o logaritmo do nível de preço esperado será igual ao nível de preço efetivo se a expressão  $\frac{\theta(L) L - 1}{1 - L}$  tender para zero quando  $L$  se aproximar da unidade. Aplicando-se a regra

de L'Hôpital no cálculo deste limite, chega-se à conclusão de que ele é igual a zero quando: <sup>2</sup>

$$\theta'(1) = -1$$

A taxa de inflação esperada,  $p_{t+1}^e$ , implícita em (10), é facilmente obtida, pois:

$$p_{t+1}^e = \log \frac{P_{t+1}^e}{P_t} = [\theta(L) - 1] \log P_t$$

Não é difícil verificar-se que as formulações (6), (7) e (9) satisfazem às condições de que  $\theta(1) = 1 = -\theta'(1)$ .

A abordagem puramente empírica para o tratamento da formação de expectativas passou a ser bastante criticada porque os mecanismos assim formulados são, de um modo geral, inconsistentes com o modelo no qual estão inseridos. Esta inconsistência deve-se ao fato de que a taxa prevista pelo modelo é, em geral, diferente da taxa esperada de inflação embutida no próprio modelo. Surgiu, então, recentemente na literatura econômica um novo enfoque para o tratamento analítico da formação de expectativas, as expectativas racionais, que resolve esta inconsistência postulando que a previsão de uma variável econômica é igual ao valor esperado da variável segundo o próprio modelo. Assim, se o modelo tiver como uma de suas variáveis endógenas a taxa de inflação, a previsão da inflação para o período  $t$  será igual à esperança matemática da taxa de inflação, condicionada pela informação disponível no período em que a expectativa é formada. Em símbolos:

$$p_t^e = E(p_t / I_{t-1})$$

onde  $I_{t-1}$  representa a informação disponível no período  $t - 1$ , quando da formação das expectativas para o próximo período.

<sup>2</sup> O cálculo deste limite, segundo a regra de L'Hôpital, é dado por:

$$\lim_{L \rightarrow 1} \frac{\theta(L) L - 1}{1 - L} = \lim_{L \rightarrow 1} \frac{\theta'(L) L + \theta(L)}{-1} = -\theta'(1) - 1$$



### III.5 – Modelo Monetarista Simplificado

Como salientamos anteriormente, a teoria quantitativa da moeda na sua versão moderna não é uma teoria de inflação, mas sim uma teoria de demanda de moeda. A formulação de um modelo para explicar a taxa de inflação requer algumas hipóteses adicionais. Admitiremos inicialmente que o nível de renda real e a oferta de moeda sejam variáveis exógenas.

A taxa de inflação,  $p_t$ , é igual à diferença entre a taxa de expansão monetária,  $\mu_t$ , e a taxa de crescimento da quantidade demandada de moeda  $Dm_t = \log m_t/m_{t-1}$ , isto é:

$$p_t = \mu_t - Dm_t \quad (12)$$

O crescimento da quantidade demandada de moeda depende da especificação da equação de demanda de moeda. Admitiremos que a equação (5) da caixa real desejada  $m_t^d$  pode ser aproximada pela seguinte forma funcional:

$$\log m_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \log y_t - \alpha_2 \log \frac{P_{t+1}^e}{P_t} \quad (13)$$

Se a caixa real efetiva for igual à desejada, segue-se, então, que a taxa de crescimento da quantidade demandada de moeda depende da taxa de crescimento da renda real,  $Dy_t$ , e da aceleração na taxa de inflação esperada,  $\Delta p_{t+1}^e = p_{t+1}^e - p_t^e$ , de acordo com a expressão:

$$Dm_t = \alpha_1 Dy_t - \alpha_2 \Delta p_{t+1}^e$$

Substituindo-se este valor de  $Dm_t$  em (12), obtemos a seguinte equação para a taxa de inflação:

$$p_t = \mu_t - \alpha_1 Dy_t + \alpha_2 \Delta p_{t+1}^e \quad (14)$$

Neste modelo monetarista bastante simples, a taxa de inflação é função da taxa de expansão de oferta monetária  $\mu_t$ , da taxa de crescimento da renda real  $Dy_t$  e da aceleração na taxa de inflação esperada  $\Delta p_{t+1}^e$ . Este modelo prevê que, *ceteris paribus*, para cada 1%

adicional na taxa de crescimento da oferta de moeda, a taxa de inflação aumenta também 1%. O crescimento do produto real contribui negativamente para a taxa de inflação, e a magnitude desta contribuição marginal é dada pela elasticidade-renda da demanda de moeda. A aceleração na taxa de inflação esperada influencia positivamente a taxa de inflação de acordo com o coeficiente  $\alpha_2$ , que mede a resposta da quantidade demandada de moeda a variações na taxa de inflação esperada.

Este modelo para ser completo necessita da especificação do mecanismo gerador da taxa de inflação esperada. Admitindo-se expectativas adaptadas de acordo com:

$$\begin{aligned} \hat{p}_{t+1} &= \frac{1-\lambda}{1-\lambda L} \hat{p}_t & (15) \\ 0 &\leq \lambda < 1 \end{aligned}$$

a equação (14), depois de reagrupar-se alguns termos, transforma-se em:

$$\begin{aligned} p_t &= \frac{\lambda - \alpha_1(1-\lambda)}{1 - \alpha_2(1-\lambda)} p_{t-1} + \frac{1}{1 - \alpha_2(1-\lambda)} \mu_t - \\ &- \frac{\lambda}{1 - \alpha_2(1-\lambda)} \mu_{t-1} - \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_2(1-\lambda)} Dy & (16) \end{aligned}$$

onde não colocamos o índice  $t$  no símbolo que representa o crescimento do produto, pois estamos supondo que esta variável exógena é constante.

As causas mais próximas da inflação atual são, então, as seguintes: a própria inflação passada através do processo de realimentação, a expansão monetária neste e no último período, além do termo constante que dá a contribuição do crescimento do produto para o declínio da inflação.

Um modelo semelhante ao formado pelas equações (14) e (15) foi usado por Cagan (1956) para estudar fenômenos de hiperinflação em vários países da Europa. Cagan definiu, de um modo arbitrário, segundo ele mesmo reconheceu, hiperinflação como um processo inflacionário que tem início quando a taxa de inflação mensal ultra-

passa a barreira dos 50% e termina quando a inflação volta para um patamar mensal abaixo dos 50%, e aí permanece pelo menos por um período de 12 meses. Nessas situações, a suposição de que a renda é uma variável exógena não parece fugir muito à realidade.

A equação (16) é de diferenças finitas de primeira ordem na taxa de inflação, e a condição para que seja estável é que o coeficiente da taxa de inflação defasada seja, em valor absoluto, inferior à unidade. Assim, admitiremos que os parâmetros  $\lambda$  e  $\alpha_2$  sejam tais que satisfaçam à restrição:

$$\left| \frac{\lambda - \alpha_2 (1 - \lambda)}{1 - \alpha_2 (1 - \lambda)} \right| = |\phi| < 1 \quad (17)$$

Como a inflação atual, além de depender do que está ocorrendo com a taxa de expansão monetária hoje e ontem, depende também da inflação de ontem, e esta, além de realimentada pela inflação de anteontem, resultou da política monetária seguida naquele e no período anterior, segue-se que a taxa de inflação atual depende, basicamente, da evolução da política monetária do passado até o presente. Com efeito, a solução da equação (16) mostra claramente este fato, pois a taxa de inflação está ligada às taxas de expansão monetária, presente e passadas, através de:

$$p_t = \sum_{i=0}^{\infty} \omega_i \mu_{t-i} - \alpha_1 D\gamma + c \phi^t \quad (18)$$

onde  $c$  é uma constante que depende, por exemplo, das condições iniciais do modelo. Os pesos  $\omega_i$  são iguais a:

$$\begin{aligned} \omega_0 &= \frac{1}{1 - \alpha_2 (1 - \lambda)} \\ \omega_i &= \phi^{i-1} (\phi - \lambda) \\ i &= 1, 2, \dots \end{aligned}$$

Cabe fazer algumas observações interessantes sobre o perfil dos pesos na defasagem distribuída que relaciona a taxa da inflação com as taxas de crescimento da oferta de moeda. Em primeiro lugar, a soma dos pesos é igual a 1:  $\sum \omega_i = 1$ . O significado desta propriedade é imediato: uma taxa de crescimento da oferta de moeda constante ao longo do tempo trará como resultado inevitável uma

taxa de inflação igual à diferença entre aquela taxa e o produto da elasticidade-renda pela taxa de crescimento da renda. Em segundo lugar, o impacto inicial na taxa de inflação de um aumento na taxa de crescimento da oferta de moeda é maior do que o valor do acréscimo, pois uma condição necessária para que a restrição da estabilidade seja satisfeita é de que  $\alpha_2(1 - \lambda)$  seja menor do que 1. Logo, o peso  $\omega_0$  é maior do que 1. Na próxima seção examina-se a ultrapassagem da taxa de inflação em relação à taxa de crescimento da oferta de moeda. Em terceiro lugar, os efeitos subsequentes do incremento da taxa de expansão monetária puxam a taxa de inflação para baixo, em virtude de os pesos  $\omega_i$ , para  $i = 1, 2, \dots$ , serem negativos.

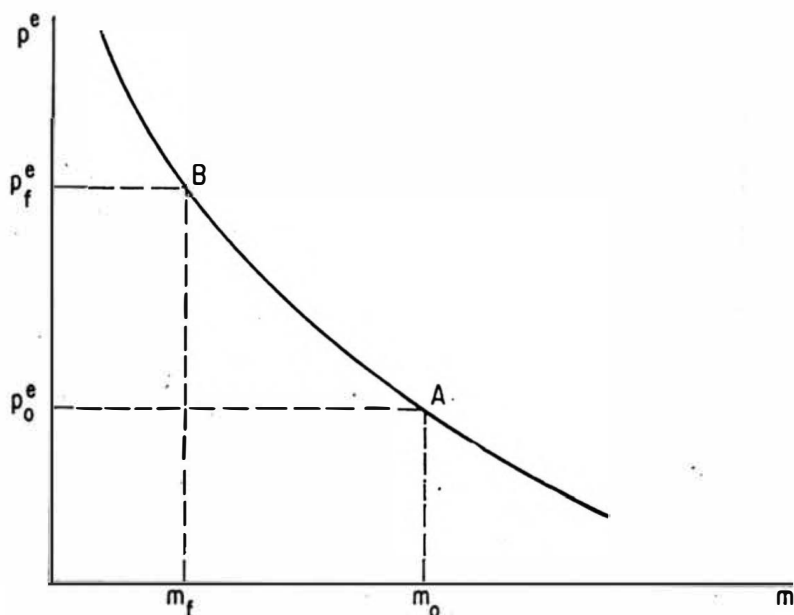
### III.6 — O Fenômeno da Ultrapassagem

O Gráfico III.1 mostra uma curva de demanda de moeda supondo-se constante a renda real. No eixo vertical mede-se a taxa de inflação esperada, enquanto no eixo horizontal marca-se a caixa real. Imagine-se, inicialmente, uma posição de equilíbrio de longo prazo como no ponto *A*, em que a caixa real é igual a  $m_0$  e a taxa de inflação esperada é  $p_0^e$ . Suponha-se, agora, que a taxa de inflação esperada aumente de  $p_0^e$  para  $p_1^e$ , devido, por exemplo, a um aumento na taxa de expansão monetária. Face à variação da taxa de inflação esperada, a caixa real desejada diminui de  $m_0$  para  $m_1$ . Para que isto ocorra é preciso que durante algum período de tempo a taxa de inflação seja maior que a taxa de crescimento da oferta monetária. Este tipo de ocorrência caracteriza o fenômeno da ultrapassagem.

A ultrapassagem pode ocorrer de várias maneiras. O Gráfico III.2 mostra quatro possibilidades.<sup>3</sup> Na trajetória *D* as expectativas são racionais, pois, face à informação sobre a nova política monetária, o nível de preços ajusta-se instantaneamente para que o encaixe real atinja o nível desejado, e a taxa de inflação passa imediata-

<sup>3</sup> Este gráfico mostra trajetórias que não levam em conta as possíveis oscilações que ocorrem antes do equilíbrio final ser alcançado.

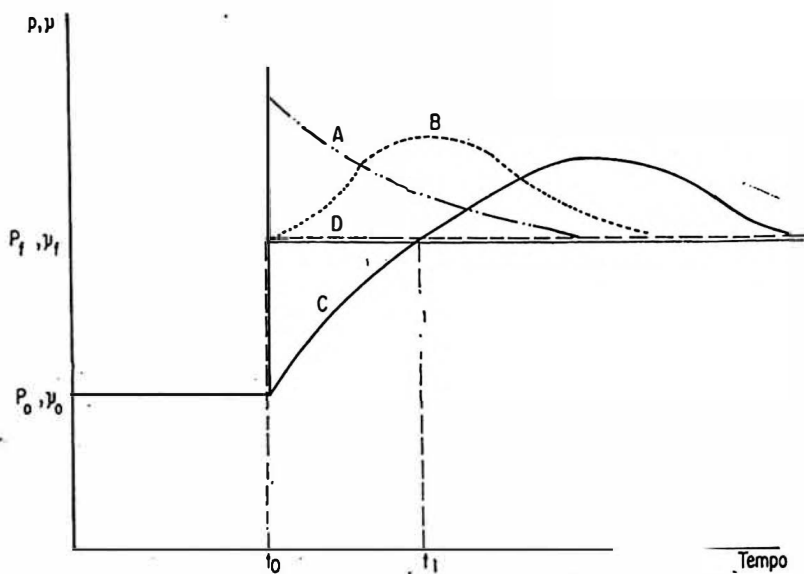
## CURVA DE DEMANDA DE MOEDA



mente de  $p_0$  para a nova taxa de equilíbrio  $p_f$ . No caso da trajetória *A*, a taxa de inflação ultrapassa logo de início a taxa de expansão monetária, e gradualmente vai-se aproximando desta taxa. Na trajetória *B*, a taxa de inflação ajusta-se instantaneamente à nova taxa de crescimento da oferta de moeda, para em seguida ultrapassá-la, e decorrido certo tempo retorna gradualmente à nova taxa. Na trajetória *C*, a resposta da taxa de inflação à mudança da política monetária é lenta. A ultrapassagem só se verifica no instante  $t_1$ . A partir daí, a taxa de inflação é maior que a taxa de expansão monetária, a seguir passa por um máximo, e depois começa a baixar até atingir o patamar da nova taxa de crescimento da oferta de moeda.

Uma pergunta que surge naturalmente neste ponto é a seguinte: qual é a trajetória de ultrapassagem mais relevante? Esta é uma

## O FENÔMENO DA ULTRAPASSAGEM



questão eminentemente empírica que não pode ser respondida *a priori*. Obviamente, os modelos usados em estudos empíricos deveriam, em princípio, ser capazes de gerar as diferentes trajetórias de ultrapassagem do Gráfico III. 2 e possivelmente outras ali não representadas. A próxima seção mostrará que alguns modelos restringem, *a priori*, o número de trajetórias possíveis.

### III.7 — Expectativa Adaptada e Ajustamento Parcial: Trajetórias de Ultrapassagens

Um modelo que tem sido freqüentemente usado na literatura para explicar a taxa de inflação é obtido combinando-se a equação (13) de demanda de moeda com o mecanismo de expectativa adaptada.

Como se mostrou anteriormente, neste mecanismo a taxa de inflação esperada é uma média ponderada, com pesos declinando geometricamente, das taxas de inflação passadas:

$$p_{t+1}^e = (1 - \lambda) p_t + \lambda (1 - \lambda) p_{t-1} + \lambda^2 (1 - \lambda) p_{t-2} + \dots$$

Usando-se o operador de defasagens  $L$ ,  $LX_t = X_{t-1}$ , o mecanismo de expectativa adaptada pode ser escrito de modo compacto como:

$$p_{t+1}^e = \frac{1 - \lambda}{1 - \lambda L} p_t \quad (19)$$

$$0 \leq \lambda < 1$$

A taxa de inflação é igual à diferença entre as taxas de expansão monetária,  $\mu_t = \log(M_t/M_{t-1})$ , e de crescimento da quantidade demandada de moeda,  $Dm_t = \log(m_t/m_{t-1})$ , isto é:

$$p_t \equiv \mu_t - Dm_t \quad (20)$$

Supondo-se ajustamento instantâneo entre os encaixes reais desejado e atual:

$$\log m_t^d = \log \frac{M_t^d}{P_t} = \log \frac{M_t}{P_t} = \log m_t \quad (21)$$

Segue-se, então, das equações (13), (19) e (20) que a taxa de inflação no período  $t$  é igual a:

$$p_t = \frac{1}{1 - \beta(1 - \lambda)} \mu_t - \frac{\lambda}{1 - \beta(1 - \lambda)} \mu_{t-1} + \frac{\lambda - \beta(1 - \lambda)}{1 - \beta(1 - \lambda)} p_{t-1} - \frac{\alpha_1}{1 - \beta(1 - \lambda)} Dy_t + \frac{\alpha_1 \lambda}{1 - \beta(1 - \lambda)} Dy_{t-1} \quad (22)$$

A taxa de inflação,  $p_t$ , depende, portanto, das taxas de crescimento da oferta monetária  $\mu_t$  e  $\mu_{t-1}$ , da taxa de inflação no período anterior  $p_{t-1}$  e das taxas de crescimento do produto real  $Dy_t$  e  $Dy_{t-1}$ . O coeficiente de  $\mu_t$  é maior que 1, pois  $1 - \beta(1 - \lambda) < 1$ , tendo em vista que  $\lambda$  está compreendido entre 0 e 1 e  $\beta$  é positivo. Logo, um

acréscimo na taxa de expansão monetária no período  $t$  provocará, no mesmo período, um acréscimo bem maior na taxa de inflação. Neste caso, a trajetória é do tipo  $A$  do Gráfico III.2, em que a ultrapassagem é instantânea.

Se  $\beta(1 - \lambda) > 1$ , o coeficiente de  $\mu_t$  na equação (22) é negativo e a trajetória de ultrapassagem não está representada no Gráfico III.2. Todavia, empiricamente, inexistente evidência de que o efeito do aumento da taxa de expansão monetária afeta negativamente, no mesmo período, a taxa de inflação. Este modelo, embora capaz de abranger trajetórias de ultrapassagens diferentes daquela do tipo  $A$ , não contempla, porém, a possibilidade de que, após uma mudança de política monetária, inicialmente a taxa de inflação varie em proporção menor do que a taxa de crescimento da oferta monetária, como é o caso na trajetória  $C$ .

Um modelo com propriedades ligeiramente diferentes do que acabamos de expor é obtido quando substitui-se a expressão (19) do mecanismo de expectativa adaptada pela seguinte:

$$p_{t+1}^e = \frac{1 - \lambda}{1 - \lambda L} p_{t-1} \quad (23)$$

$$0 \leq \lambda < 1$$

Esta formulação supõe que ao final do período  $t$ , quando a expectativa de inflação para o período seguinte é formada, a última informação disponível sobre a taxa de inflação refere-se ao período  $t - 1$ .

Admitindo-se, novamente, que os encaixes reais desejado e atual são iguais, as equações (13), (20) e (23) quando combinadas fornecem a seguinte expressão para a taxa de inflação:

$$p_t = \mu_t - \lambda \mu_{t-1} + [\lambda + \alpha_2(1 - \lambda)] p_{t-1} - \alpha_2(1 - \lambda) p_{t-2} - \alpha_1 D y_t + \alpha_1 \lambda D y_{t-1} \quad (24)$$

O coeficiente de  $\mu_t$  nesta equação é igual a 1, o que significa dizer que um aumento de 1% na taxa de expansão monetária acarreta inicialmente um aumento de 1% na taxa de inflação. A trajetória de ultrapassagem correspondente é a trajetória  $B$ .



A hipótese de que a caixa real desejada é igual à efetiva nem sempre é adequada quando são considerados períodos de curto prazo, em que os agentes econômicos possivelmente incorrem em custos para obterem mudanças entre posições de equilíbrio e realocarem seus *portfolios* de uma posição para outra. O Gráfico III.1 mostra uma curva de demanda de moeda, supondo-se constante a renda real. No eixo vertical mede-se a taxa de inflação esperada, enquanto no eixo horizontal marca-se a caixa real. Imagine-se, inicialmente, uma posição de equilíbrio de longo prazo como no ponto *A* do gráfico, em que a caixa real é igual a  $m_0$  e a taxa de inflação esperada é  $p_0^e$ . Suponha-se, agora, que a taxa de inflação esperada aumenta de  $p_0^e$  para  $p_1^e$ . Face a esta variação, a caixa real desejada diminui de  $m_0$  para  $m_1$ . A hipótese de igualdade das caixas reais desejada e efetiva supõe que a mudança de posição de *A* para *B* é instantânea. Na verdade, se existe algum tipo de custo é possível que os agentes econômicos fiquem temporariamente fora de suas curvas de demanda.

Um modelo bastante popular para captar este tipo de desequilíbrio é o de ajustamento parcial, que supõe um mecanismo de ajustamento de acordo com a equação:

$$\log m_t = \delta \log m_{t-1} + (1 - \delta) \log m_t^d \quad (25)$$

$$0 \leq \delta < 1$$

onde  $\delta$ , o coeficiente de ajustamento, está compreendido entre 0 e 1. Quando o coeficiente  $\delta$  for igual a 0 o ajustamento é instantâneo, pois  $\log m_t = \log m_t^d$ . Por outro lado, quanto maior for o valor de  $\delta$ , mais lento será o ajustamento. Observe-se que, sendo o valor de  $\log m_t$  uma média ponderada dos valores de  $\log m_{t-1}$  e  $\log m_t^d$ , o valor do logaritmo de  $m_t$  será intermediário entre estes dois valores. Assim, no caso do Gráfico III.1, a passagem de *A* para *B* se dará através de posições intermediárias entre  $m_0$  e  $m_1$ . Neste caso, a velocidade-renda da moeda, para uma dada renda real, necessariamente crescerá até chegar ao seu novo valor de equilíbrio.

Combinando-se as equações (13) e (25), o crescimento da quantidade real demandada de moeda é igual a:

$$Dm_t = \delta Dm_{t-1} + \alpha_1(1 - \delta) Dy_t - \beta(1 - \delta) \Delta p_{t+1}^e$$

Admitindo-se que a expectativa de inflação forma-se de acordo com o mecanismo de expectativa adaptada (19) e levando-se em conta a expressão anterior, a taxa de inflação no período  $t$  é igual a:

$$\begin{aligned}
 p_t = & \frac{1}{1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda)} \mu_t + \frac{\lambda - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda)}{1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda)} p_{t-1} - \\
 & - \frac{1}{1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda)} \left[ \lambda \mu_{t-1} + \delta(1 - \lambda L) Dm_{t-1} + \right. \\
 & \left. + \alpha_1(1 - \delta)(1 - \lambda L) Dy_t \right] \quad (26)
 \end{aligned}$$

A taxa de inflação neste modelo é função das taxas de crescimento da oferta de moeda  $\mu_t$ ,  $\mu_{t-1}$  e  $\mu_{t-2}$ , das taxas defasadas de inflação  $p_{t-1}$  e  $p_{t-2}$  e das taxas de crescimento do produto real  $Dy_t$  e  $Dy_{t-1}$ . Observe-se, também, que a equação (22) é um caso particular de (26) quando o ajustamento entre os encaixes desejado e atual for instantâneo.

Como  $1 - \beta(1 - \delta)(1 - \lambda)$  é menor do que 1, o coeficiente de  $\mu_t$  na equação (22) é maior do que 1 e a trajetória de ultrapassagem é do tipo *A*. Da mesma forma que no primeiro modelo de expectativa adaptada, o coeficiente de  $\mu_t$  pode ser negativo quando  $\beta(1 - \lambda)(1 - \lambda) > 1$ , e as mesmas observações ali apresentadas cabem também neste caso.

Os modelos de inflação que combinam a equação de demanda de moeda com os mecanismos de ajustamento parcial e expectativa adaptada são, portanto, incapazes de explicar processos de ultrapassagem do tipo descrito pela trajetória *C*. Como já mencionamos, alguns autores encontraram evidência empírica de que em alguns países latino-americanos a trajetória relevante seria a trajetória *C*. Em virtude dessa constatação, alguns economistas procuraram desenvolver modelos capazes de acomodar este tipo de ultrapassagem, usando, para tal objetivo, dois enfoques diferentes. Em um dos enfoques formulam-se mecanismos de ajustamento mais sofisticados e, no outro, introduzem-se novos mecanismos de expectativa. Na próxima seção apresentam-se exemplos desses enfoques.

### III.8 — Trajetória de Ultrapassagens Menos Restritivas

Admita-se que uma fração da parcela da taxa de crescimento monetária não antecipada, pelos agentes econômicos, é adicionada aos seus encaixes de acordo com a seguinte expressão:

$$\log m_t = \log m_t^d + \phi (\mu_t - \mu_t^e) \\ 0 \leq \phi < 1$$

Quando a taxa de expansão monetária for completamente antecipada,  $\mu_t = \mu_t^e$ , ou se o coeficiente  $\phi$  for igual a 0, o encaixe real atual será igual ao desejado:  $m_t = m_t^d$ . Caso contrário,  $m_t$  será diferente de  $m_t^d$ .

Supondo-se consistência nas expectativas no sentido de que satisfaçam a identidade  $p_t \equiv \mu_t - Dm_t$ , a taxa de crescimento, não antecipada, da oferta de moeda é igual a:

$$\mu_t - \mu_t^e = p_t - p_t^e + Dm_t - Dm_t^d$$

pois  $m_t^e = m_t^d$ . Em virtude de:

$$Dm_t - Dm_t^d = \log m_t - \log m_t^d$$

segue-se que:

$$\log m_t = \log m_t^d + \phi (p_t - p_t^e) + \phi (\log m_t - \log m_t^d)$$

Alternativamente:

$$\log m_t = \log m_t^d + \frac{\phi}{1 - \phi} (p_t - p_t^e)$$

A partir desta equação, da equação de demanda de moeda (13) e do mecanismo de expectativa adaptada (19), obtém-se a seguinte expressão para a taxa de inflação:

$$p_t = \frac{1 - \phi}{1 - \beta(1 - \phi)(1 - \lambda)} \mu_t - \frac{\lambda(1 - \phi)}{1 - \beta(1 - \phi)(1 - \lambda)} \mu_{t-1} +$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{\lambda + \phi + \phi(1-\lambda) - \beta(1-\phi)(1-\lambda)}{1 - \beta(1-\phi)(1-\lambda)} p_{t-1} - \\
& - \frac{\phi}{1 - \beta(1-\phi)(1-\lambda)} p_{t-2} - \frac{\alpha_1(1-\phi)}{1 - \beta(1-\phi)(1-\lambda)} Dy_t + \\
& + \frac{\alpha_1(1-\phi)\lambda}{1 - \beta(1-\phi)(1-\lambda)} Dy_{t-1} \quad (27)
\end{aligned}$$

A taxa de inflação é função das taxas de expansão monetária  $\mu_t$  e  $\mu_{t-1}$ , das taxas de inflação passadas  $p_{t-1}$  e  $p_{t-2}$  e das taxas de crescimento do produto real  $Dy_t$  e  $Dy_{t-1}$ . A magnitude do coeficiente de  $\mu_t$  nesta equação depende do parâmetro  $\bar{\phi}$ , definido por:

$$\bar{\phi} = \frac{\beta(1-\lambda)}{1 + \beta(1-\lambda)}$$

Quando  $\phi$  for maior do que  $\bar{\phi}$ , o coeficiente de  $\mu_t$  será menor do que 1, e a ultrapassagem corresponderá à trajetória C. Em caso contrário, quando  $\phi$  for menor do que  $\bar{\phi}$ , o coeficiente de  $\mu_t$  será maior do que 1, e a ultrapassagem se dará de acordo com a trajetória A. Quando  $\phi$  for igual a  $\bar{\phi}$ , o coeficiente de  $\mu_t$  será igual a 1, e a ultrapassagem será dada pela trajetória B.

Outro enfoque para obter-se trajetórias de ultrapassagem mais genéricas parte da hipótese de que a taxa de inflação esperada é obtida a partir do mecanismo de expectativa para o nível de preço (10), que repetimos aqui por conveniência:

$$\log P_{t+1}^e = \theta(L) \log P_t \quad (28)$$

onde  $\theta(L)$  é um polinômio no operador de defasagem  $L$ ,  $L^k X_t = X_{t-k}$  isto é:

$$\theta(L) = \theta_0 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_n L^n$$

e os coeficientes deste polinômio satisfazem às condições estabelecidas na quarta seção deste capítulo.

Supondo-se que o encaixe real desejado é igual ao encaixe real atual, a taxa de crescimento da quantidade demandada de moeda, obtida a partir da equação (13), é igual a:

$$Dm_t = \alpha_1 Dy_t - \beta(1-L) \log P'_{t+1} + \alpha_2(1-L) \log P_t$$

Levando-se em conta (28), a equação anterior transforma-se em:

$$Dm_t = \alpha_1 Dy_t - \beta\theta(L) p_t + \beta p_t$$

Substituindo-se esta equação na identidade (20) e rearranjando-se alguns termos, resulta que a taxa de inflação é dada por:

$$p_t = \frac{1}{1 + \beta(1 - \theta_0)} \mu_t - \frac{\alpha_1}{1 + \beta(1 - \theta_0)} Dy_t + \\ + \frac{\beta}{1 + \beta(1 - \theta_0)} (\theta_1 + \theta_2 L + \dots) p_{t-1} \quad (29)$$

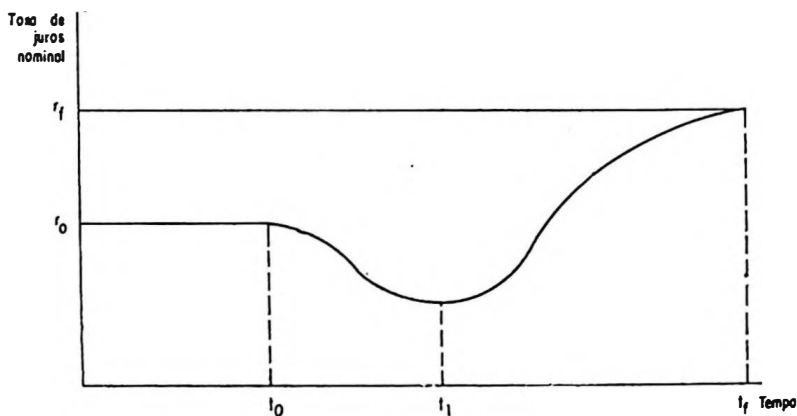
O coeficiente de  $\mu_t$  nesta expressão depende basicamente do valor do parâmetro  $\theta_0$ . Quando for igual a 1,  $\theta_0 = 1$ , o coeficiente de  $\mu_t$  também será igual a 1. Neste caso, a ultrapassagem corresponde à trajetória B. Quando  $\theta_0$  for menor do que 1,  $\theta_0 < 1$ , o coeficiente de  $\mu_t$  será inferior a 1, e a ultrapassagem corresponde à trajetória C. Quando  $\theta_0$  for maior do que 1,  $\theta_0 > 1$ , o coeficiente de  $\mu_t$  será também maior do que 1, e a ultrapassagem corresponde à trajetória A.

### III.9 — Taxa de Juros Nominal

Nas seções precedentes admitiu-se como válida a hipótese fisheriana de que a taxa de juros nominal é igual à taxa de juros real mais a taxa de inflação esperada. Esta hipótese certamente constitui-se numa suposição razoável quando se considera um longo período de tempo. Todavia, no curto prazo a taxa de juros nominal não incorpora necessariamente a taxa de inflação antecipada, nem tampouco a taxa de juros real mantém-se constante.

O comportamento da taxa de juros nominal no curto prazo pode ser descrito através de um exemplo hipotético como indicado no Gráfico III.3. A taxa de juros nominal até o período  $t_0$  é igual a  $r_0$ , quando, então, a taxa de expansão monetária aumenta para um novo patamar e aí permanece indefinidamente. Inicialmente, a taxa de juros nominal decresce para fazer com que os agentes econômicos absorvam em seus *portfolios* o novo acréscimo de moeda que está sendo injetado na economia. A caixa real desejada aumenta, pois o custo alternativo de reter moeda em termos de ativos financeiros diminui. Este tipo de efeito — variação na taxa de expansão monetária sobre a taxa de juros — é denominado de efeito-liquidez.

Gráfico III.3  
TAXA DE JUROS NOMINAL E EXPANSÃO MONETÁRIA



A baixa da taxa de juros nominal e, conseqüentemente, da taxa de juros real, que se segue ao aumento da taxa de expansão monetária, terá repercussões sobre os preços e também sobre o lado real da economia, em virtude da realocação de ativos nos *portfolios* dos agentes econômicos. A renda nominal possivelmente aumentará, e este aumento se fará acompanhar de uma maior quantidade demandada de moeda, que pressionará a taxa de juros para cima. Este efeito — aumento da renda nominal sobre a taxa de juros nominal — é denominado de efeito-renda. A partir de um certo ponto, digamos

$t_1$ , o efeito-renda sobrepuja o efeito-liquidez, e a taxa de juros nominal começa a subir.

Durante este processo de ajustamento da taxa de juros, a inflação começa gradualmente a subir, o público a rever suas expectativas com respeito à inflação e a taxa de juros nominal passa a incorporar a nova taxa esperada de inflação. Este efeito — da taxa esperada de inflação sobre a taxa de juros nominal — é denominado de efeito-expectativa.

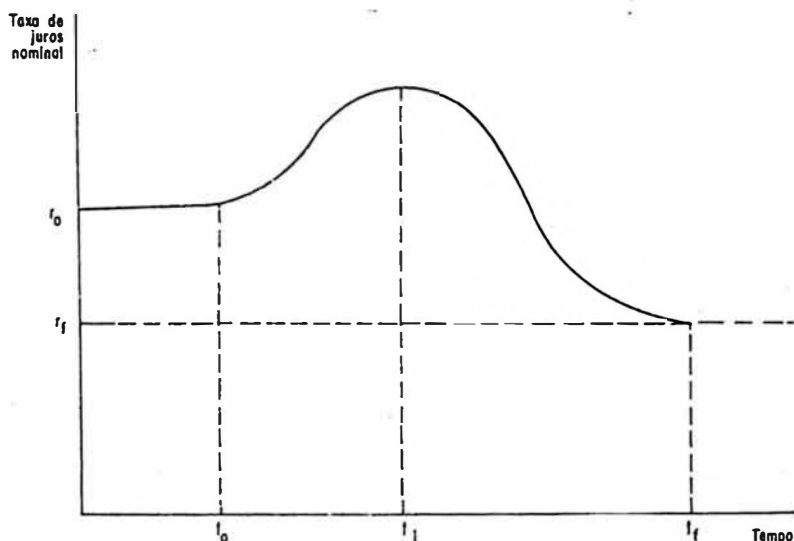
No longo prazo a taxa de juros nominal será igual a  $r_f$ . A diferença entre esta taxa e a taxa inicial  $r_0$  é igual à aceleração na taxa esperada de inflação, que, por sua vez, é igual ao acréscimo na taxa de expansão monetária.

Em um programa de estabilização, quando a expansão monetária é contida a taxas mais baixas para combater a inflação, a taxa de juros nominal inicialmente aumenta devido ao efeito-liquidez. O Gráfico III.4 ilustra o que ocorre com a taxa de juros nominal quando a taxa de expansão monetária é reduzida para um patamar mais baixo. O aperto de crédito que se segue à nova política monetária acarreta de imediato uma subida na taxa de juros. O efeito-renda neste caso atua no sentido de deprimir a taxa de juros em virtude da desaceleração no processo inflacionário e da capacidade ociosa que surge na economia. A partir do período  $t_1$  o efeito-renda prepondera sobre o efeito-liquidez, e a taxa de juros nominal começa a declinar. Durante este processo, e possivelmente com uma boa defasagem do período em que ocorreu a mudança da política monetária, a aceleração nos aumentos dos preços torna-se negativa. Com a reversão das expectativas inflacionárias, o declínio da taxa de juros nominal começa a ser mais rápido, até que a nova taxa de juros nominal de longo prazo  $r_f$  seja atingida.

Analiticamente, o modelo de comportamento da taxa de juros nominal, no curto prazo, descrito verbalmente nos parágrafos anteriores, pode ser formulado através da seguinte equação:

$$r_t = i - \phi_1 (\mu_t - \mu_t^e) + \phi_2 \log \frac{Y_t}{Y_t^e} + p_{t+1}^e \quad (30)$$

## TAXA DE JUROS NOMINAL E CONTRAÇÃO MONETÁRIA



Esta equação contém quatro termos, a saber: a taxa de juros real de longo prazo  $i$ , a taxa de expansão monetária não antecipada  $\mu_t - \mu_t^e$ , o excesso de renda nominal sobre a renda nominal antecipada  $\log Y_t/Y_t^e$ , onde  $Y_t = P_t y_t$  é o produto nominal e  $Y_t^e = P_t^e y_t^e$  é o produto nominal antecipado, e a taxa esperada de inflação  $p_{t+1}^e$ . O segundo termo da equação representa o efeito-liquidez com o coeficiente  $\phi_1 > 0$  dando a magnitude do impacto deste efeito sobre a taxa de juros nominal. O terceiro termo da equação é o efeito-renda, o coeficiente  $\phi_2$  é positivo e, se a economia estiver numa situação de pleno emprego dos seus recursos  $y_t^e = \bar{y}_t$ , onde  $\bar{y}_t$  é o produto potencial, o efeito-renda será igual a zero quando  $P_t = P_t^e$ . O último termo da equação (30) é o efeito-expectativa. O coeficiente da taxa esperada de inflação igual a 1 supõe inexistência de ilusão monetária. Observe-se, ainda, que nesta formulação a hipótese fisheriana,  $r_t = i + p_{t+1}^e$ , é válida apenas no longo prazo, quando  $\mu_t = \mu_t^e$  e  $Y_t = Y_t^e$ .



### III.10 — Demanda de Moeda e Taxa de Juros: O Fenômeno da Ultrapassagem

A adoção da hipótese fisheriana no curto prazo, não se levando em conta os efeitos-liquidez e renda, conduziu um bom número de economistas à formulação de mecanismos de ajustamento e de expectativa, como aqueles descritos nas seções anteriores, que fossem capazes de explicar o aumento de caixa real que ocorre em seguida a uma aceleração na taxa de expansão monetária. Este tipo de fenômeno pode ser explicado de forma alternativa através do comportamento da taxa de juros nominal no curto prazo. Com efeito, admitindo-se que o ajustamento entre a caixa real desejada e a caixa real atual seja instantâneo e que a equação de demanda de moeda seja expressa pela equação (4) aproximada aqui pela seguinte forma funcional:

$$\log m_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log y_t - \alpha_2 p'_{t+1} - \alpha_3 r_t \quad (31)$$

Substituindo-se (30) em (31), obtém-se:

$$\begin{aligned} \log m_t = & (\alpha_0 - \alpha_3 i) + (\alpha_1 - \alpha_3 \phi_2) \log y_t - (\alpha_2 + \alpha_3) p'_{t+1} + \\ & + \alpha_3 \phi_1 (\mu_t - \mu'_t) + \alpha_3 \phi_2 \log y'_t - \alpha_3 \phi_2 \log \frac{P_t}{P'_t} \end{aligned} \quad (32)$$

Conclui-se, portanto, que o aumento não antecipado da taxa de expansão monetária acarreta um aumento da caixa real desde que  $\alpha_3 \phi_1 \neq 0$ .

A taxa de crescimento da quantidade demandada de moeda é facilmente obtida a partir de (32). O valor de  $Dm_t$  é igual a:

$$\begin{aligned} Dm_t = & (\alpha_1 - \alpha_3 \phi_2) Dy_t - (\alpha_2 + \alpha_3) \Delta p'_{t+1} - \alpha_3 \phi_1 \Delta p'_t + \\ & + \alpha_3 \phi_1 \Delta p_t + \alpha_3 \phi_2 Dy'_t - \alpha_3 \phi_2 p_t + \alpha_3 \phi_2 p'_t \end{aligned}$$

Observe-se que na dedução desta equação admitiu-se consistência nas expectativas, de sorte que as taxas não antecipadas de crescimento monetário e de inflação fossem iguais:  $\mu_t - \mu'_t = p_t - p'_t$

A taxa de inflação é igual à diferença entre a taxa de expansão monetária  $\mu_t$  e a taxa de crescimento da quantidade demandada de moeda  $Dm_t$ . Logo, da equação anterior resulta:

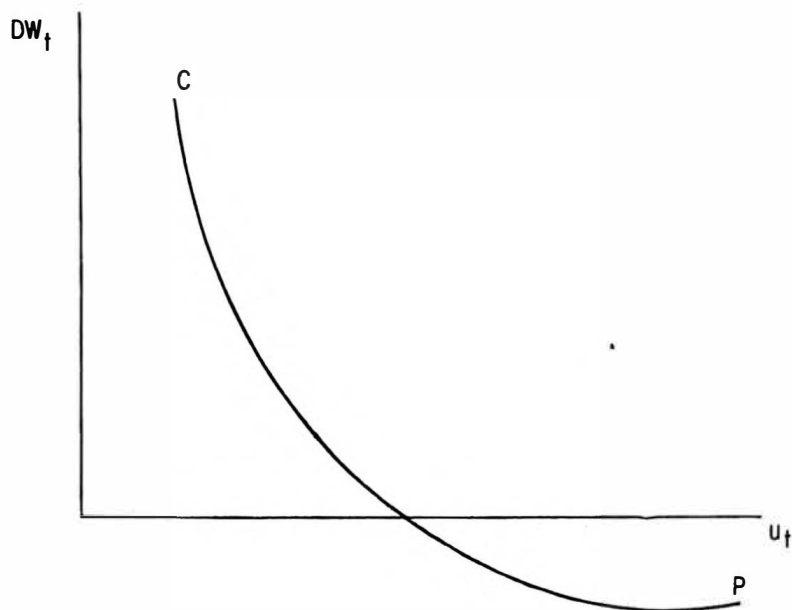
$$\begin{aligned}
 p_t = & \frac{1}{1 + \alpha_3 (\phi_1 - \phi_2)} \mu_t + \frac{\alpha_3 \phi_1}{1 + \alpha_3 (\phi_1 - \phi_2)} p_{t-1} - \\
 & - \frac{(\alpha_1 - \alpha_3 \phi_2)}{1 + \alpha_3 (\phi_1 - \phi_2)} Dy_t - \frac{\alpha_3 \phi_2}{1 + \alpha_3 (\phi_1 - \phi_2)} Dy_t^e + \\
 & + \frac{\alpha_2 \phi_3}{1 + \alpha_3 (\phi_1 - \phi_2)} \Delta p_{t+1}^e + \frac{\alpha_3 \phi_1}{1 + \alpha_3 (\phi_1 - \phi_2)} \Delta p_t^e + \\
 & + \frac{\alpha_3 \phi_2}{1 + \alpha_3 (\phi_1 - \phi_2)} p_t^e \quad (33)
 \end{aligned}$$

Esta equação está incompleta porque não se especificou ainda o mecanismo de formação de expectativas. De acordo com o mecanismo que se introduza, pode-se gerar neste modelo trajetórias de ultrapassagem dos tipos *A*, *B* e *C*. Cabe lembrar que, se as expectativas forem racionais e os preços flexíveis, a trajetória de ultrapassagem será do tipo *D*.

### III.11 — A Curva de Phillips

Um dos trabalhos mais importantes publicados no pós-guerra foi, sem dúvida alguma, o do economista neozelandês A. W. Phillips (1958), que originou a chamada Curva de Phillips. Este autor encontrou, com dados que cobriam um período de quase 100 anos da economia inglesa, através de métodos estatísticos pouco convencionais, uma relação bastante estável entre a taxa de variação dos salários nominais,  $DW_t = \log W_t / W_{t-1}$ , e a taxa de desemprego  $u_t$ . Estas duas taxas estavam relacionadas de acordo com a Curva de Phillips do Gráfico III.5. Para baixas taxas de desemprego os salários nominais tendiam a subir rapidamente, enquanto para elevadas taxas de desemprego eles decresceriam, mas a taxas relativamente pequenas. No ponto em que a curva *CP* corta o eixo horizontal os salários nominais seriam estáveis.

## CURVA DE PHILLIPS



Esta regularidade estatística passou a suscitar um bom número de estudos em busca de fundamentos teóricos que justificassem tal relação, pois em seu artigo Phillips referia-se de uma maneira vaga às forças da oferta e da procura do mercado de mão-de-obra, sem, contudo, formalizar rigorosamente as bases teóricas do seu modelo. Possivelmente, Lipsey (1960) foi o primeiro economista a sugerir uma moldura teórica para a Curva de Phillips. Segundo ele, as variações do salário nominal seriam função do excesso de demanda, medido em termos relativos, no mercado de trabalho:

$$DW = f\left(\frac{N^d - N^s}{N^s}\right) \quad (34)$$

$f' > 0$

onde  $N^d$  e  $N^s$  representam, respectivamente, as quantidades demandada e ofertada de mão-de-obra.

A quantidade demandada de mão-de-obra é igual à soma do total de empregados  $N$ , mais o número de vagas  $V$  existentes:  $N^d = N + V$ . Por outro lado, a quantidade ofertada de mão-de-obra  $N^s$  é igual ao total de pessoas empregadas mais o número  $U$  de desempregados:  $N^s = N + U$ . O excesso de demanda de mão-de-obra é, portanto, igual à diferença entre os totais de vagas existentes e de desempregados. Em valores relativos, o excesso de demanda de mão-de-obra se expressa por:

$$\frac{N^d - N^s}{N^s} = \frac{V - U}{N^s} = v - u \quad (35)$$

onde  $v = V/N^s$  e  $u = U/N^s$  são, respectivamente, as taxas de vagas e desemprego. Para uma dada taxa de vagas  $v$ , o excesso de demanda de mão-de-obra está correlacionado negativamente com a taxa de desemprego  $u$ . Assim, a combinação das equações (34) e (35) fornece a seguinte relação teórica para a curva de Phillips:

$$DW_t = g(u_t) \quad (36)$$

$$g' < 0$$

A Curva de Phillips costuma, também, ser apresentada como uma relação entre a taxa de inflação  $p_t$  e a taxa de desemprego  $u_t$ . A substituição da taxa de variação do salário nominal pela taxa de inflação na equação (36) pode ser feita a partir de diferentes enfoques. Um destes enfoques admite que em grande parte das economias capitalistas modernas os mercados são do tipo oligopolista e a formação dos preços se dá segundo uma regra de *mark-up*, em que determinada margem é acrescentada ao custo unitário de produção. Por simplicidade, suponha-se que o único insumo utilizado no processo produtivo seja a mão-de-obra. O custo unitário de produção é, então, igual ao total da folha de salários,  $WN$ , dividido pelo volume de produção  $y$ . Admitindo-se, ainda, que a margem de lucro seja constante, o que significa dizer que a distribuição funcional da renda nesta economia hipotética é estável, a taxa de inflação é igual à diferença entre a taxa de crescimento dos salários nominais e a taxa  $q_t$  do crescimento da produtividade média de mão-de-obra:  $p_t = DW_t - q_t$ . Segue-se, então, da equação (36), que a Curva de Phillips em termos de taxa de inflação será dada por:

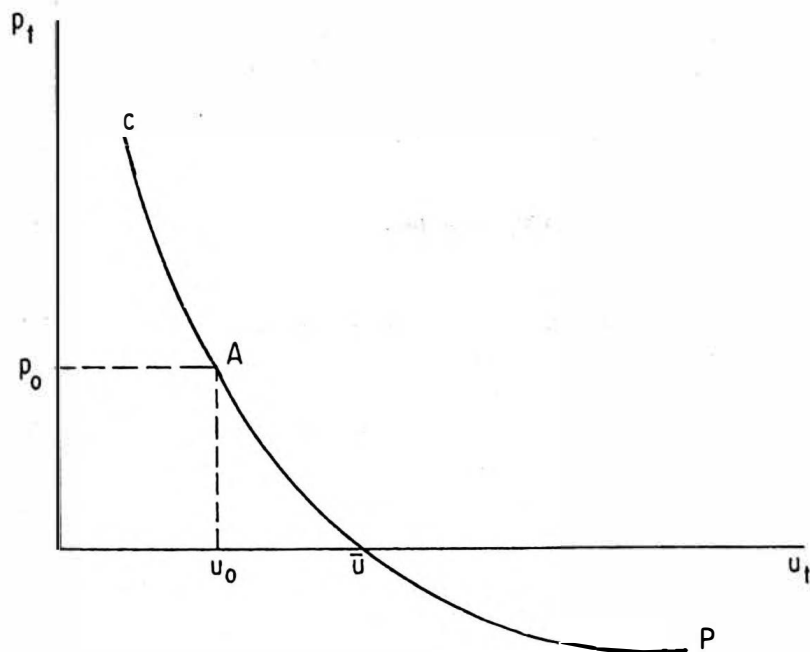
$$p_t = g(u_t) - q_t \quad (37)$$

O Gráfico III.6 mostra a Curva de Phillips com a taxa de inflação medida no eixo vertical. Observe-se que esta curva é a mesma do Gráfico III.5. A única diferença entre as duas é a translação do eixo vertical, igual à taxa de crescimento da produtividade de mão-de-obra. Note-se também que, para a taxa de desemprego  $\bar{u}$ , a taxa de inflação é igual a zero e a taxa de crescimento do salário nominal é igual à taxa de crescimento da produtividade de mão-de-obra.

Logo em seguida à publicação do artigo de Phillips em 1958, um bom número de economistas passou a salientar o fato de que a Curva de Phillips colocava, do ponto de vista da política econômica, um dilema entre inflação e desemprego. Menores taxas de inflação só seriam obtidas ao custo de maiores taxas de desemprego, e vice-versa. Os formuladores da política econômica teriam de esco-

Gráfico III. 6

### CURVA DE PHILLIPS: INFLAÇÃO X DESEMPREGO



lher um ponto da curva baseados em sua função de utilidade, que traduziria as preferências destes em termos de inflação e desemprego. Este era o estado das artes quando Friedman (1968) e Phelps (1967), independentemente, desferiram ataques com argumentos bastante potentes que acabaram por ferir mortalmente a concepção original do dilema da Curva de Phillips.

O argumento de Friedman é bastante simples. Suponha-se, por exemplo, que os formuladores da política econômica escolham o ponto  $A$ , da Curva de Phillips  $CP$  do Gráfico III.6, como aquela combinação de inflação e desemprego, que constituiria o objetivo a ser atingido pelos instrumentos das políticas monetária e fiscal. Uma vez atingido o ponto  $A$ , em que a taxa de inflação é igual a  $p_0$  e a taxa de desemprego é  $u_0$ , os trabalhadores verificariam que o salário real estava sendo corroído pela inflação e que os atuais contratos de trabalho não estariam mais refletindo as suas aspirações, seja em termos de remuneração ou de jornada de trabalho. Os trabalhadores, através de negociações coletivas ou individuais, procurariam, então, recompor os seus salários reais, incluindo um reajustamento para fazer face à inflação. Em um sentido mais amplo, a Curva de Phillips, como especificada na equação (36), está incompleta e, portanto, é instável por não incorporar um termo que reflita a taxa esperada da inflação embutida nos contratos de trabalho. De acordo com Friedman, a Curva de Phillips seria dada pela expressão:

$$DW_t = a p_t^e + g(u_t) \quad (38)$$

onde o coeficiente  $a$  seria igual à unidade. Na hipótese de que os trabalhadores sofram de ilusão monetária, o coeficiente  $a$  seria inferior à unidade e, no caso extremo de ilusão completa,  $a$  seria igual a zero.

A taxa de inflação nesta nova formulação da Curva de Phillips passaria, então, a ser dada por:

$$p_t = a p_t^e + g(u_t) - q_t \quad (39)$$

Definindo-se a taxa  $\bar{u}$  de tal modo que  $g(\bar{u}) - q_t$  seja igual a zero, expandindo-se  $g(u_t)$  em série de Taylor em torno do ponto  $u_t = \bar{u}$

e desprezando-se os termos de segunda ordem, a taxa de inflação da equação anterior transforma-se em:

$$p_t = a p_t^e - b(u_t - \bar{u}) \quad (40)$$

$$b > 0$$

Neste modelo, a taxa de inflação no curto prazo resulta de dois fatores: da taxa de inflação antecipada  $p_t^e$  e dos desvios da taxa de desemprego em relação à taxa  $\bar{u}$  que será denominada de taxa natural.

Para a determinação da taxa de inflação no longo prazo, quando a taxa de inflação efetiva é igual à taxa esperada, o valor do coeficiente  $a$  é crucial. Se o coeficiente  $a$  for inferior à unidade, a Curva de Phillips de longo prazo será dada por:

$$p_t = - \frac{b}{1-a} (u_t - \bar{u}) \quad (41)$$

O dilema entre inflação e desemprego persiste no longo prazo. A relação de trocas entre inflação e desemprego, no curto prazo, é dada pelo coeficiente  $b$ . No longo prazo, a relação de trocas passa a ser expressa por  $b/(1-a)$ , valor este que é superior a  $b$ , pois  $a < 1$ .

Na hipótese friedmaniana, o coeficiente  $a$  é igual à unidade. Neste caso, quando  $p_t$  for igual a  $p_t^e$ , ou seja, os agentes econômicos anteciparem perfeitamente a taxa de inflação, a taxa de desemprego  $u_t$  será igual à taxa de desemprego natural  $\bar{u}$ . Conseqüentemente, no longo prazo a política econômica seria incapaz de trocar desemprego por inflação, embora isto fosse possível no curto prazo, período este em que trabalhadores seriam surpreendidos com a elevação da taxa de inflação. A taxa de desemprego natural  $\bar{u}$  seria compatível com qualquer taxa de inflação, restando, portanto, aos formuladores da política econômica escolher a taxa de inflação, mas não a taxa de desemprego.

A apresentação da Curva de Phillips até aqui privilegiou o mercado de trabalho. Entretanto, é possível chegar-se aos mesmos resultados através do exame do mercado de bens e serviços finais. A chamada Lei de Okun estabelece uma relação entre a taxa de desemprego e o hiato do produto, que é definido pela diferença entre o produto potencial  $\bar{y}_t$  da economia e o produto efetivo  $y_t$ .

Em termos logarítmicos, o hiato  $h_t$  é definido por:  $h_t = \log (y_t/y_t)$ .  
A Lei de Okun é então dada por:

$$u_t - \bar{u} = c h_t \quad (42)$$

Esta relação nos diz quanto de capacidade ociosa no mercado de bens e serviços está associado à capacidade ociosa do mercado de trabalho. Substituindo-se o valor de  $u_t - \bar{u}$  da expressão anterior na equação (40), resulta:

$$p_t = a p_t^e - \beta h_t \quad (43)$$

onde  $\beta = bc$ . A taxa de inflação é função da taxa antecipada da inflação e do nível de capacidade ociosa. O aumento da capacidade ociosa contribui para o arrefecimento do processo inflacionário de acordo com o coeficiente  $\beta$ . Caso este coeficiente seja bastante pequeno, o combate à inflação requer um acréscimo substancial na capacidade ociosa da economia. Certamente, este tipo de efeito colateral não é visto com bons olhos pelos trabalhadores e empresários. Daí a importância da reversão de expectativas no processo inflacionário, pois mudanças na taxa esperada de inflação afetam substancialmente a taxa de inflação sem afetar o nível de emprego. O problema crucial da reversão de expectativas é a inexistência de instrumentos de política econômica que possam ser acionados para afetar a taxa esperada de inflação. O governo pode usar o controle de preços por curto período de tempo e um pouco de persuasão com esta finalidade, mas deve estar ciente de que a credibilidade de sua política é de vital importância, pois, se as políticas monetária e fiscal forem inconsistentes com a taxa de inflação programada, a taxa esperada de inflação continuará seguindo seu próprio curso, alheia aos apelos do governo para que o setor privado molde o seu comportamento segundo regras que o próprio governo prefere ignorar.

### III. 12 — Determinação Simultânea da Taxa de Inflação e do Nível de Renda

A determinação simultânea da taxa de inflação e do nível de renda real em uma versão bastante simples do modelo monetarista



é obtida através da solução do sistema de equações formado pela equação de procura de moeda:

$$p_t = \mu_t - \alpha_1 Dy_t + \alpha_2 \Delta p_{t+1}^e \quad (44)$$

e pela Curva de Phillips, com coeficiente de expectativa unitária:

$$p_t = p_t^e - \beta h_t \quad (45)$$

A capacidade ociosa  $h_t$  não aparece diretamente na equação de procura de moeda, mas, como a diferença entre os níveis de capacidade ociosa nos períodos  $t$  e  $t-1$  é idêntica à diferença entre as taxas de crescimento, no período  $t$ , dos produtos potencial e efetivo  $h_t - h_{t-1} = Dy_t - Dy_{t-1}$ , a equação (44) pode ser escrita de acordo com:

$$p_t = \mu_t - \alpha_1 Dy_t + \alpha_1 h_t - \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 \Delta p_{t+1}^e \quad (46)$$

O modelo formado pelas equações (44) e (46), com duas variáveis endógenas, a taxa de inflação e o nível de capacidade ociosa, está incompleto, pois ainda não se especificou o processo de formação de expectativas. Esta especificação é importante porque as propriedades do modelo, no curto prazo, dependerão de maneira crucial do mecanismo gerador das variáveis esperadas. Para ilustrar este ponto estudaremos duas situações: na primeira, a expectativa será do tipo estático, baseada na extrapolação pura e simples da observação mais recente; e, na segunda, a formação de expectativas se dará de modo racional, no sentido de que o valor esperado da variável coincidirá com a previsão desta pelo modelo, e tal previsão levará em conta todo o conjunto de informações disponível pelos agentes econômicos na época de sua realização.

### III.12.1 — Modelo com Expectativas Estáticas

No mecanismo de expectativas estáticas a taxa de inflação esperada para o próximo período é igual à taxa de inflação atual:

$$p_t^e = p_{t-1} \quad \text{e} \quad p_{t+1}^e = p_t \quad (47)$$

Quando se substitui estas expressões na Curva de Phillips e na equação de procura de moeda resulta:

$$\begin{cases} p_t + \beta h_t = p_{t-1} \\ p_t - \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_2} h_t = -\frac{\alpha_2}{1 - \alpha_2} p_{t-1} - \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_2} h_{t-1} + \\ + \frac{1}{1 - \alpha_2} \mu_t - \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_2} D\bar{y}_t \end{cases}$$

Alternativamente, este sistema pode ser escrito na forma matricial

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta \\ 1 & \frac{-\alpha_1}{1 - \alpha_2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_t \\ h_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -\frac{\alpha_2}{1 - \alpha_2} & -\frac{\alpha_1}{1 - \alpha_2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1} \\ h_{t-1} \end{bmatrix} + \\ + \begin{bmatrix} 0 \\ \frac{1}{1 - \alpha_2} (\mu_t - \alpha_1 D\bar{y}_t) \end{bmatrix}$$

cuja solução é:

$$\begin{bmatrix} p_t \\ h_t \end{bmatrix} = \phi \begin{bmatrix} \alpha_1 - \beta \alpha_2 & -\beta \alpha_1 \\ 1 & \alpha_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1} \\ h_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi \beta \\ -\phi \end{bmatrix} (\mu_t - \alpha_1 D\bar{y}_t) \quad (48)$$

onde  $\phi = 1 / \alpha_1 + \beta (1 - \alpha_2)$ .

Este sistema de equações é o que se chama em linguagem técnica de forma reduzida do modelo, que liga cada variável endógena às variáveis predeterminadas, exógenas e endógenas defasadas, do modelo. Assim, a taxa de inflação em um dado período depende: da taxa de inflação herdada ao passado; do nível de capacidade ociosa da economia no período precedente; da taxa de expansão monetária atual; e do crescimento do produto potencial. Em símbolos:

$$p_t = \phi (\alpha_1 - \beta \alpha_2) p_{t-1} - \phi \beta \alpha_1 h_{t-1} + \phi \beta \mu_t - \phi \beta \alpha_1 D\bar{y}_t$$

No tocante ao nível de capacidade ociosa da economia, de acordo com o sistema de equações (48), ela é função também das mesmas variáveis — taxa de inflação e nível de capacidade ociosa no período anterior, taxas de crescimento de oferta monetária e do produto potencial — que determinam a taxa de inflação, de acordo com:

$$h_t = \phi p_{t-1} + \alpha_1 \phi h_{t-1} - \phi \mu_t + \phi \alpha_1 D\bar{y}_t$$

A forma reduzida do modelo é importante porque mostra de modo claro quais são as causas mais próximas que explicam os atuais níveis da taxa de inflação e da capacidade ociosa na economia. Todavia, como a inflação e o nível de capacidade ociosa em um período dependem, também, destas mesmas variáveis no período precedente, e assim sucessivamente, é interessante verificar quais são as causas últimas que estão por trás do que está ocorrendo hoje. A solução do sistema de equações de diferenças finitas (48) fornecerá justamente a forma final do modelo que liga cada variável endógena com as trajetórias, do passado remoto até o presente, das variáveis exógenas do modelo.

O sistema de equações de diferenças finitas (48) pode ser escrito de forma mais compacta e elegante usando-se a seguinte notação matricial:

$$z_t = A z_{t-1} + x_t \quad (49)$$

onde:

$$z_t = \begin{bmatrix} p_t \\ h_t \end{bmatrix}, \quad x_t = \begin{bmatrix} \phi \beta \\ -\phi \end{bmatrix} (\mu_t - \alpha_1 D\bar{y}_t)$$

$$A = \phi \begin{bmatrix} \alpha_1 - \beta & \alpha_2 & -\beta & \alpha_1 \\ & 1 & & \alpha_1 \end{bmatrix}$$

A equação característica deste sistema é, por definição, igual a:

$$|\lambda I - A| = \lambda^2 - \phi (2\alpha_1 - \beta\alpha_2) \lambda + \alpha_1 \phi = 0$$

cujas raízes são calculadas através da seguinte fórmula:

$$\lambda = \frac{\phi}{2} \left[ 2\alpha_1 - \beta\alpha_2 \pm \sqrt{\beta^2\alpha_2^2 - 4\alpha_1\beta} \right]$$

A condição para a estabilidade do sistema (49) é de que as raízes da equação característica sejam, em valores absolutos, inferiores à unidade. Admitiremos no que se segue que os parâmetros  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  e  $\beta$  do modelo sejam tais que isto ocorra. Assim:

$$\begin{aligned} |\lambda_i| &< 1 \\ i &= 1, 2 \end{aligned}$$

A solução geral do sistema de equações de diferenças finitas (49) será dada por:

$$z_t = (I - AL)^{-1} x_t + C \Lambda^t d$$

onde  $\Lambda$  é a matriz diagonal contendo as raízes características da matriz  $A$ ,  $C$  é uma matriz formada por vetores característicos da matriz  $A$  e  $d$  é um vetor com constantes arbitrárias cujos valores dependerão das condições iniciais do modelo. Fazendo-se as operações algébricas indicadas nesta expressão, a taxa de inflação será igual a:

$$\begin{aligned} p_t = & \frac{\phi\beta}{(1-\lambda_1L)(1-\lambda_2L)} \mu_t - \frac{\phi\beta\alpha_1}{(1-\lambda_1L)(1-\lambda_2L)} D\bar{y}_t + \\ & + c_1 \lambda_1^t + c_2 \lambda_2^t \end{aligned} \quad (50)$$

O nível de capacidade ociosa, por sua vez, será dado por:

$$\begin{aligned} h_t = & \frac{-\phi}{(1-\lambda_1L)(1-\lambda_2L)} \Delta \mu_t + \frac{\phi\alpha_1(1-L)}{(1-\lambda_1L)(1-\lambda_2L)} D\bar{y}_t + \\ & + c'_1 \lambda_1^t + c'_2 \lambda_2^t \end{aligned} \quad (51)$$

Em virtude de  $|\lambda_1| < 1$  e  $|\lambda_2| < 1$ , segue-se que:

$$\frac{b}{(1-\lambda_1L)(1-\lambda_2L)} = \sum_{i=0}^{\infty} \omega_i L^i$$

onde:  $\omega_0 = b$ ;  $\omega_1 = b(\lambda_1 + \lambda_2)$ ; e  $\omega_j = (\lambda_1 + \lambda_2)\omega_{j-1} - \lambda_1\lambda_2\omega_{j-2}$ .

Observe-se, por exemplo, que, na equação (50),  $b$  é igual a  $\phi \beta e$ , na equação (51), é igual a  $-\phi$ . Quanto à taxa de crescimento do produto potencial, admitiremos que ela é constante e igual a  $D\bar{y}$ . Logo, com este resultado, a taxa de inflação e o nível de capacidade ociosa são funções dos valores atuais e defasados das taxas de crescimento da oferta da moeda:

$$p_t = \sum_{i=0}^{\infty} \omega_i \mu_{t-i} - \alpha_1 D\bar{y} + c_1 \lambda_1^t + c_2 \lambda_2^t \quad (52)$$

e

$$h_t = - \sum_{i=0}^{\infty} \omega'_i (\mu_{t-i} - \mu_{t-1-i}) + c'_1 \lambda_1^t + c'_2 \lambda_2^t \quad (53)$$

Estas duas equações, uma para a taxa de inflação e outra para o nível de capacidade ociosa, contêm as principais proposições da visão monetarista do processo inflacionário.

A primeira proposição é a de que a economia é estável, pois os parâmetros  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  são, em valores absolutos, inferiores à unidade e os termos  $\lambda_1^t$  e  $\lambda_2^t$  convergem para zero à medida que o tempo passa. Logo, para uma taxa de expansão monetária constante, o nível de capacidade ociosa da economia aproxima-se de zero e a taxa de crescimento dos preços tende para uma taxa de equilíbrio.

Como já assinalamos anteriormente, a inflação no curto prazo resulta não somente da taxa de expansão monetária, mas também da realimentação de própria inflação e da capacidade ociosa previamente existente na economia. A segunda proposição monetarista é de que, no longo prazo, a inflação é um fenômeno puramente monetário. Sem embargo, não é difícil mostrar que a soma dos pesos  $\omega_i$  na equação (52) é igual a 1:  $\sum \omega_i = 1$ . Assim, se a taxa de expansão monetária for mantida constante ao longo do tempo, a taxa de inflação no longo prazo será igual a essa taxa de expansão subtraída da taxa de crescimento da quantidade de moeda necessária para fazer face ao crescimento da renda.

A terceira proposição monetarista afirma que grande parte das flutuações observadas no nível de atividade econômica prende-se às mudanças da política monetária através de modificações na taxa de crescimento da oferta de moeda. A equação (53) mostra claramente o significado dessa proposição, pois uma aceleração na taxa de cres-

cimento da oferta de moeda diminui o nível de capacidade ociosa, enquanto uma desaceleração na taxa de expansão monetária aumenta o nível de capacidade ociosa da economia. Conseqüentemente, estabilizar a política monetária em uma certa taxa seria condição necessária para se ter flutuações menores no nível de atividade econômica.

O modelo monetarista apresentado até aqui têm, de certo modo, um sabor friedmaniano, pois serviu de moldura para que as principais proposições monetaristas de Milton Friedman fossem colocadas de uma maneira clara dentro de um arcabouço teórico bastante simples. Obviamente, a principal conclusão a que se chega, com este modelo, é de que a política monetária é extremamente potente, pois afeta a produção e os preços no curto prazo. Todavia, no longo prazo, toda a sua força se faz sentir apenas sobre os preços. Este modelo explica por que uma política de estabilização, seja ela de tratamento de choque ou do tipo gradualista (a primeira com uma redução praticamente instantânea na taxa de crescimento da oferta de moeda e a segunda através de uma redução gradual dessa mesma taxa), sempre vem acompanhada por uma recessão cujo tamanho depende da desaceleração na política monetária. Por outro lado, este modelo mostra que é muito simples para um governo criar um clima de euforia por um curto espaço de tempo, bastando para isso que acelere a taxa de expansão monetária. A euforia inicial terá, entretanto, uma vida curta, cedendo lugar a aumentos persistentes dos preços, através de uma taxa de inflação maior no longo prazo.

### III.12.2 — Modelo com Expectativas Racionais

O modelo monetarista que acabamos de discutir presume que a inflação que hoje se espera para amanhã é igual a que observamos ontem. Por outro lado, de acordo com a equação final da taxa de inflação, a previsão dessa taxa seria função da taxa de expansão monetária programada para o próximo período e da evolução passada da política monetária. É fácil perceber, então, que a taxa de inflação esperada que foi embutida no modelo será, em geral, diferente daquela prevista pelo modelo. Esta inconsistência, que traduz uma ausência de racionalidade, decorre do fato de que a condição de

igualdade entre os dois valores da taxa de inflação — o previsto e o esperado — não foi imposta na construção do modelo. O modelo que será apresentado adiante atenderá esta condição e, por essa razão, será dito racional.

Os modelos com expectativas racionais são hoje em dia extremamente atraentes para aqueles economistas que valorizam a consistência interna do modelo. Cabe lembrar, entretanto, que a relevância desses modelos dependerá, em última instância, da capacidade de explicação da realidade objetiva em que vivemos, e não do fato de apresentarem maior rigor lógico. É também bom lembrar que, afinal de contas, os agentes econômicos podem ter um pouco de liberdade para serem irracionais, pois os economistas só descobriram a racionalidade há bem pouco tempo, a partir da contribuição de Muth (1961).

O modelo que começaremos a analisar agora consiste, como antes, na equação de procura de moeda:

$$p_t = \mu_t - \alpha_1 D y_t + \alpha_2 ({}_t p_{t+1}^e - p_t^e) + \varepsilon_{1t} \quad (54)$$

e na Curva de Phillips:

$$\begin{aligned} \log y_t &= \log \bar{y}_t + \theta (p_t - p_t^e) + \varepsilon_{2t} \\ \theta &= 1/\beta \end{aligned} \quad (55)$$

Como no modelo com expectativa racionais as variáveis são estocásticas, acrescentamos a cada equação termos estocásticos,  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$ , que representem os choques de natureza aleatória que afetam a procura de moeda e a Curva de Phillips. As médias de  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  são iguais a zero, têm variâncias constantes e são serialmente independentes.

A notação  ${}_t p_{t+1}^e$  indica o valor esperado da taxa de inflação para o período  $t + 1$ , com a informação disponível no período  $t$ . Quando não existir um índice do lado esquerdo da variável, a esperança matemática refere-se à distribuição da variável condicionada pela informação disponível ao período  $t - 1$ . Portanto:

$${}_t p_{t+1}^e = E(p_{t+1}/I_t) \quad \text{e} \quad p_t^e = E(p_t/I_{t-1}) \quad (56)$$

Essas três equações, quando combinadas — os detalhes algébricos serão vistos logo adiante —, fornecem a seguinte expressão para a taxa de inflação esperada:

$$p_i^e = \frac{1}{1 + \alpha_2} \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} \right)^i \mu_{i+i}^e - \alpha_1 D\bar{y} - \frac{\alpha_1}{1 + \alpha_2} h_{t-1} \quad (57)$$

A taxa de inflação esperada para o próximo período depende, portanto, da taxa de crescimento do produto potencial  $D\bar{y}$ , suposta constante no longo prazo, do nível de capacidade ociosa,  $h_{t-1}$ , atualmente existente na economia, e de toda a trajetória que hoje se antecipa para a taxa de expansão monetária no futuro. Este mecanismo de formação de expectativas diverge fundamentalmente daquele que se baseia em médias ponderadas das taxas de inflação do passado, porque supõe que o público forma suas expectativas avaliando hoje como as autoridades monetárias conduzirão a política monetária no futuro. Em outras palavras, o que determina o presente não é o passado, mas sim o que se espera para o futuro.

É fácil perceber neste contexto a importância do fator credibilidade no sucesso de uma política de estabilização, pois o anúncio de uma determinada meta de expansão monetária será devidamente descontado pelo público se as causas básicas que estão provocando o crescimento de oferta de moeda não forem eliminadas. Aliás, aqui no Brasil, já faz algum tempo, virou moda para os mentores da política econômica não apresentarem oficialmente a meta do governo para a taxa de inflação. Esta mentalidade parece refletir o desejo de quem não quer ter sua credibilidade posta em dúvida no caso de erro de previsão. Este modelo sugere, todavia, que a credibilidade não está associada a erros de previsões nas taxas de inflação, mas sim à avaliação do público de como a política monetária será de fato executada no futuro. Cabe ainda observar que esta postura dos mentores da política econômica revela ao público a dificuldade de previsão daqueles que dispõem de um conjunto de informações bastante superior ao restante da população e, na verdade, termina contribuindo de modo negativo no processo de combate à inflação, ao criar custos desnecessários para a aquisição de informações por parte do público em relação à execução da política econômica.



O modelo apresentado até aqui está incompleto do ponto de vista analítico, pois é necessário que se explicita uma equação que traduza o comportamento daqueles que formulam e conduzem a política monetária. Esta tarefa não é fácil, porque mudanças de política econômica ocorrem com certa frequência. Todavia, para completar o nosso exercício admitiremos uma política monetária estável, de tal modo que o perfil de estrutura das taxas de expansão monetária esperadas hoje para o futuro seja uma linha reta horizontal, isto é:

$$\begin{aligned} \mu_{t+i}^e &= \mu_t^e \\ i &= 1, 2, \dots \end{aligned} \quad (58)$$

Cabe salientar que esta hipótese é de certo modo restritiva. Ela não abrange, por exemplo, uma política gradualista de combate à inflação porque, neste caso, a taxa de crescimento da oferta de moeda declinará ao longo do tempo até alcançar a meta programada.

Vários processos estocásticos da taxa de crescimento da oferta de moeda são consistentes com a hipótese (58). Um processo que atende os nossos propósitos de simplicidade é o do tipo ARIMA (0, 1, 1):

$$\mu_t = \mu_{t-1} + a_t - \phi a_{t-1} \quad (59)$$

onde  $a_t$  é uma variável aleatória do tipo ruído branco (*white noise*), com média zero, variância constante e serialmente independente. Observe-se que, se o parâmetro  $\phi$  for igual a zero, o processo estocástico da taxa de expansão monetária é um caminho aleatório (*random walk*), segundo o qual a melhor previsão que se pode fazer hoje para qualquer período futuro é igual à última observação disponível da taxa de expansão monetária.

A solução do modelo formado pelas equações de procura de moeda (54), da Curva de Phillips (55), da taxa de inflação esperada (56) e da política monetária (59) fornece, então, as seguintes expressões para a taxa de inflação e para o nível de capacidade ociosa.

$$p_t = \mu_t^e - \alpha_1 \bar{Dy} - \frac{\alpha_1}{1 + \alpha_2} h_{t-1} + \frac{(1 + \alpha_2)^2}{1 + \alpha_2 + \alpha_1 \theta} (\mu_t - \mu_t^e) + \xi_{1t} \quad (60)$$

$$\log y_t = \log \bar{y}_t + \frac{\theta (1 + \alpha_2)^2}{1 + \alpha_2 + \alpha_1 \theta} (\mu_t - \mu_t^e) + \xi_{2t} \quad (61)$$

A conclusão a que se chega através desta última equação diverge radicalmente das proposições do modelo monetarista com expectativas estáticas. Com efeito, agora, a política monetária, desde que perfeitamente antecipada, é incapaz de afetar o nível de produção no curto prazo. A explicação para a ocorrência de desvios do produto efetivo em relação ao produto potencial reside nas surpresas causadas pela política monetária. Como não se pode fazer política monetária de maneira sistemática sem que os agentes econômicos aprendam rapidamente o que está ocorrendo, a lição básica desse modelo é de que a política monetária não deve ser utilizada para ajustes de sintonia fina nos desvios da capacidade ociosa em relação ao seu nível natural.

A taxa de inflação, de acordo com a equação (60), depende dos seguintes fatores: taxa de expansão monetária antecipada para o período, crescimento do produto potencial, nível de capacidade ociosa previamente existente na economia e taxa de expansão monetária não antecipada. Observe-se que nessa explicação para a atual taxa de inflação o mecanismo de realimentação está ausente, havendo do passado apenas a contribuição da capacidade ociosa existente, que ajuda o combate da inflação.

Cabe ainda ressaltar que no longo prazo, como nos modelos anteriores, a inflação é um fenômeno puramente monetário. Esta proposição pode ser comprovada facilmente substituindo-se o valor da capacidade ociosa defasada a partir da expressão (61) na equação (60) e supondo-se que o processo estocástico da oferta monetária é invertível, o que equivale a dizer que o parâmetro  $\phi$  é, em valor absoluto, menor do que 1. Com um pouco de álgebra conclui-se, então, que a taxa de inflação atual resulta da evolução recente e de toda a história passada da política monetária, de acordo com a seguinte estrutura de defasagens distribuídas:

$$\dot{p}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \omega_i \mu_{t-i} - \alpha_1 D\bar{y} + \eta_t$$

onde os pesos  $\omega_i$  são fornecidos pelo polinômio no operador de defasagens  $L$ :

$$\omega(L) = \frac{(1 + \alpha_2)^2 + [(1 - \phi)(1 + \alpha_2 + \alpha_1 \theta) - (1 + \alpha_2)^2 + \theta \alpha_1 (1 + \alpha_2)] L - \theta \alpha_1 (1 + \alpha_2) L^2}{(1 + \alpha_2 + \alpha_1 \theta)(1 - \phi L)}$$

e  $\eta_t$ , o termo estocástico, é igual a:

$$\eta_t = \xi_{1t} + \frac{\alpha_1}{1 + \alpha_2} \xi_{2,t-1}$$

É fácil verificar-se que, para  $L$  igual a 1,  $\omega(L)$  é igual a 1. Logo, a soma dos pesos  $\omega_i$  é igual a 1:  $\sum \omega_i = 1$ . Assim, se a taxa de crescimento da oferta de moeda for mantida constante ao longo do tempo, a taxa de inflação no longo prazo será igual a esta taxa, subtraída da parcela do crescimento da moeda necessária para fazer face à expansão da economia.

### III.12.3 — A Solução Algébrica do Modelo

A taxa de inflação esperada para o período  $t$ , avaliada no período  $t - 1$ , segundo a equação (54), é igual a:

$$p_t^e = \mu_t^e - \alpha_1 Dy_t^e + \alpha_2 (p_{t+1}^e - p_t^e) \quad (62)$$

que pode ser escrita, alternativamente, com o auxílio do operador de defasagens  $L$ ,  $L^{-1} X_t = X_{t+i}$ , do seguinte modo:

$$\left(1 - \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} L^{-1}\right) p_t^e = \frac{1}{1 + \alpha_2} \mu_t^e - \frac{\alpha_1}{1 + \alpha_2} Dy_t^e$$

cuja solução é dada por:

$$p_t^e = \frac{1}{1 + \alpha_2} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2}\right)^i \mu_{t+i}^e - \frac{\alpha_1}{1 + \alpha_2} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2}\right)^i Dy_{t+i}^e \quad (63)$$

A taxa de crescimento do produto no período  $t$ , de acordo com a Curva de Phillips (55), é função da taxa de crescimento do produto potencial no mesmo período, do nível de capacidade ociosa previamente existente na economia e da taxa de inflação não antecipada. Em símbolos:

$$Dy_t = Dy_t^* + h_{t-1} + \theta (p_t - p_t^e) + \varepsilon_{2t} \quad (64)$$

O valor esperado da taxa de crescimento do produto, ao final do período  $t-1$ , é, então, igual à soma da taxa de crescimento do produto potencial esperado com o nível de capacidade ociosa atualmente existente:

$$Dy_t^e = D\bar{y} + h_{t-1} \quad (65)$$

onde fizemos uso da hipótese simplificadora de que a taxa antecipada de crescimento do produto potencial, para o próximo e demais períodos, é constante e igual a  $D\bar{y}$ .

Escrevendo-se a equação (64) para o período  $t+i$  e tomando-se a esperança matemática, com a informação disponível no período  $t-1$ , é fácil concluir-se que:

$$Dy_{t+i}^e = D\bar{y} \quad (66)$$

$$i = 1, 2, \dots$$

Levando-se os resultados (65) e (66) na expressão (63), obtém-se a equação (57).

A taxa de inflação do período  $t+1$ , esperada ao final do período  $t$ , de acordo com a equação (57), é igual a:

$${}_t p_{t+1}^e = {}_t \mu_{t+1}^e - \alpha_1 D\bar{y} - \frac{\alpha_1}{1 + \alpha_2} h_t$$

Segue-se, então, que:

$${}_t p_{t+1}^e - p_t^e = \mu_t - \mu_t^e - \frac{\alpha_1}{1 + \alpha_2} (h_t - h_{t-1}) - \phi a_t \quad (67)$$

onde levou-se em conta o fato de que, para o processo estocástico (59):

$${}_t \mu_{t+1}^e = \mu_t - \phi a_t$$

Substituindo-se (67) em (54), e utilizando-se a Curva de Phillips (55), chega-se, depois de algumas manipulações algébricas, à equação (60), que, substituída em (54), resulta na equação (61). O termo estocástico  $\xi_{1t}$  é igual a:

$$\xi_{1t} = \varepsilon_{1t} - \frac{\alpha_1}{1 + \alpha_2} \varepsilon_{2t} - \phi a_t$$

A partir desta equação é fácil obter-se a expressão correspondente para  $\xi_{2t}$ .

### III. 13 — Monetarismo $\times$ Endogeneidade da Oferta de Moeda

A proposição de que a endogeneidade da oferta de moeda é inconsistente com a visão monetarista do processo inflacionário é algumas vezes encontrada na literatura econômica. Na verdade, os monetaristas enfatizam que a oferta monetária é controlável, mas não que seja exógena.

Para se compreender este ponto, um exemplo simples é bastante sugestivo. Suponha-se o caso de um determinado produto agrícola cujo preço seja determinado simultaneamente pelas forças de mercado, através da interseção das curvas de oferta e procura. O preço deste produto é uma variável endógena, mas certamente pode ser controlado pelo governo através de instrumentos como impostos e subsídios.

Deixando de lado este exemplo trivial, não é difícil construir modelos monetaristas como moeda endógena. Por exemplo, admita-se que os formuladores de política monetária procurem navegar contra a maré no sentido de reagirem de maneira sistemática quando começa a surgir capacidade ociosa na economia, ou quando a taxa de inflação varie, de acordo com a seguinte função de política econômica:

$$\mu_t = \bar{\mu}_t + \gamma_1 h_t - \gamma_2 \Delta p_t \quad (68)$$

onde  $\bar{\mu}_t$  é a taxa de expansão monetária de longo prazo,  $h_t$  o nível de capacidade ociosa e  $\Delta p_t$  a aceleração na taxa de inflação. De acordo com esta função, a taxa de expansão monetária aumenta quando a capacidade ociosa é positiva e diminui quando a economia está aquecida com excesso de demanda. Por outro lado, quando a aceleração na taxa de inflação é positiva, as autoridades monetárias reduzem a taxa de variação de oferta monetária e, em caso contrário, adotam uma política monetária contracionista.

A equação (68), que supostamente traduz o comportamento dos formuladores da política econômica, pode ser adicionada ao modelo da seção precedente, gerando o seguinte sistema de equações:

$$\text{demanda agregada: } p_t = \mu_t - \alpha_1 Dy_t + \alpha_2 \Delta p_{t+1}^e;$$

$$\text{oferta agregada: } p_t = p_t^e - \beta h_t;$$

$$\text{política monetária: } \mu_t = \bar{\mu}_t + \gamma_1 h_t - \gamma_2 \Delta p_t; \text{ e}$$

$$\text{identidade: } h_t - h_{t-1} = D\bar{y}_t - Dy_t.$$

Este sistema de equações tem quatro variáveis endógenas, a saber: a taxa de inflação  $p_t$ , a taxa de expansão monetária  $\mu_t$ , a taxa de crescimento do produto real  $Dy_t$  e o nível de capacidade ociosa  $h_t$ . As variáveis exógenas do modelo são a taxa de inflação esperada  $p_t^e$ , a aceleração na taxa de inflação esperada  $\Delta p_{t+1}^e$ , a taxa de crescimento do produto potencial  $D\bar{y}_t$ , a taxa de expansão monetária de longo prazo  $\bar{\mu}_t$  e o nível de capacidade ociosa no período  $t-1$ ,  $h_{t-1}$ .

Para estudar com maior detalhe as propriedades deste modelo, é necessário que se faça alguma hipótese a respeito da formação de expectativas. Admitiremos, por simplicidade, que a taxa de inflação esperada no período  $t$  é igual à verificada no período  $t-2$ , isto é,  $p_t^e = p_{t-2}$ . Com esta hipótese e um pouco de álgebra obtém-se a seguinte equação de diferenças finitas de segunda ordem para a taxa de inflação:

$$p_t - a_1 p_{t-1} - a_2 p_{t-2} = a_0 \quad (69)$$

$$\text{onde: } a_0 = - \frac{\beta (\bar{\mu} - \alpha_1 D\bar{y})}{\beta (1 + \gamma_2) + \gamma_1 + \alpha_1};$$

$$a_1 = - \frac{\gamma_1 + 2\alpha_1 + \beta (\gamma_2 + \alpha_2)}{\beta (1 + \gamma_2) + \gamma_1 + \alpha_1}; \text{ e}$$

$$a_2 = - \frac{\alpha_1 + \alpha_2 \beta}{\beta (1 + \gamma_2) + \gamma_1 + \alpha_1}.$$

Estamos supondo, também, que as taxas de expansão monetária de longo prazo e de crescimento do produto potencial são constantes:  $\bar{\mu}_t = \bar{\mu}$  e  $D\bar{y}_t = D\bar{y}$ .

A solução da equação (69) é dada por:

$$p_t = p^* + C_1 \Theta_1^t + C_2 \Theta_2^t \quad (70)$$

onde  $p^*$ , a taxa de inflação de equilíbrio, é igual a  $\bar{\mu} - \alpha_1 D\bar{y}$ ,  $C_1$  e  $C_2$  são constantes que dependem das condições iniciais do modelo e  $\Theta_1$  e  $\Theta_2$  são as raízes da equação do segundo grau:

$$\Theta^2 + \alpha_1 \Theta + \alpha_2 = 0$$

A taxa de inflação convergirá para a taxa de equilíbrio  $p^* = \bar{\mu} - \alpha_1 D\bar{y}$  desde que o segundo e o terceiro termos da equação (70) convirjam para zero quando  $t \rightarrow \infty$ . Para que isto aconteça os coeficientes  $a_1$  e  $a_2$  têm que satisfazer às seguintes condições:  $1 + a_1 + a_2 > 0$ ,  $1 - a_1 + a_2 > 0$  e  $1 - a_2 > 0$ . É fácil verificar que as duas primeiras condições são trivialmente satisfeitas e que a última impõe a seguinte restrição sobre os coeficientes  $\alpha_2$ ,  $\beta$ ,  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$ :

$$\alpha_2 \beta < \beta (1 + \gamma_2) + \gamma_1$$

Assim, se esta condição for satisfeita, a taxa de inflação no longo prazo é igual à diferença entre a taxa de expansão monetária e a taxa de crescimento do produto potencial vezes a elasticidade-renda da moeda. Esta proposição caracteriza o modelo como monetarista, mas, no entanto, no curto prazo a moeda é uma variável endógena no modelo.





# A VISÃO ESTRUTURALISTA DO PROCESSO INFLACIONÁRIO

Cuidese pues la periferia de ciertas doctrinas impulsadas por una mano invisible que no es por cierto la famosa de Adam Smith. Y cuidese también de la mano muy visible y aviesa de Milton Friedman y sus acólitos del monetarismo y del neoclasicismo! [Ver Prebisch (1982, p. 234).]

### IV.1 — A Visão Estruturalista: Elementos Básicos

A visão estruturalista do processo inflacionário é formada por um conjunto de proposições que não foram, até hoje, devidamente integradas num modelo com vistas a um teste empírico, possibilitando um veredito dos dados sobre a sua capacidade de explicar e prever a dinâmica do processo inflacionário. Além do mais é, sem dúvida, difícil captar analiticamente as diversas proposições que configuram uma visão que seja considerada, pelos próprios estruturalistas, como estruturalista. Conscientes deste fato, construímos neste capítulo um modelo de pequeno porte que traduz a nossa interpretação do que seja a visão estruturalista. A seguir descrevemos, de maneira sucinta, os principais ingredientes que, a nosso ver, devem ser combinados na formulação de tal modelo.

A visão estruturalista considera que a moeda é passiva. Esta proposição pode significar uma das duas seguintes hipóteses, ou mesmo

ambas: a) a quantidade de moeda é uma variável endógena determinada pelo comportamento da renda nominal e da velocidade-renda da moeda; e b) alternativamente, a velocidade-renda da moeda ajusta-se passivamente às variações da renda nominal e da quantidade de moeda. Neste último caso, a velocidade-renda da moeda seria uma variável endógena, mas determinada de maneira diversa da prevista pela teoria quantitativa moderna.

A visão estruturalista afirma que a inflação resulta de modificações estruturais na economia que provocam mudanças de preços relativos, as quais, aliadas à rigidez de preços em alguns setores da economia (principalmente no moderno setor industrial oligopolizado, cujos preços são fixados através de uma regra de *mark-up* segundo a qual se adiciona ao custo unitário de produção uma margem bruta de lucro) e à passividade monetária, levam à subida dos preços absolutos.

Este custo unitário de produção compreende o custo de matérias-primas, domésticas e importadas, o custo de mão-de-obra e o custo financeiro do capital de giro.

No que diz respeito à determinação do salário, a visão estruturalista admite que este preço não é determinado através do mercado, como acreditam os monetaristas, mas resulta de um processo de barganha e de disputa pela participação no produto total, em que a intervenção do governo desempenha papel bastante importante.

Os estruturalistas acreditam que existem vários mecanismos de propagação da inflação que são extremamente importantes para explicar a ocorrência de elevadas taxas de inflação. Entre estes mecanismos encontram-se os salários, que, de modo geral, não se constituem em causa, mas sim em veículo pelo qual a inflação se transmite de um para outro período. Quanto ao custo financeiro do capital de giro, este depende da taxa de juros, que por sua vez depende da taxa de inflação e do volume de crédito associado à quantidade de moeda.

No tocante à determinação do nível de renda, a especificação de uma equação para esta variável não é tarefa fácil, em virtude de a literatura estruturalista ser bastante vaga a respeito do assunto. Todavia, parece-nos que os estruturalistas tendem a seguir o enfoque keynesiano de que, no curto prazo, a produção ajusta-se ao nível de demanda.

Alguns economistas estruturalistas admitem que existe uma relação de trocas entre inflação e crescimento, embora outros estruturalistas considerem este ponto controverso.<sup>1</sup> O argumento daqueles que sustentam tal relação de trocas baseia-se na pressuposição de que a inflação seria uma consequência inevitável do processo de crescimento econômico. Por exemplo, Rangel (1963, p. 53), que é um economista ligado à escola estruturalista, afirma que: "Certa correlação entre a renda real e a taxa de inflação é fato estatisticamente demonstrado em vários países latino-americanos, demonstração essa que devemos aos economistas da escola estruturalista". Mais adiante, Rangel (1963, p. 54) deixa claro o sinal da correlação entre as duas variáveis, pois diz que: "*Coeteris paribus*, isto é, constantes as demais circunstâncias, o comportamento do produto real varia no sentido do índice geral de preços". Vale observar que, no primeiro caso, Rangel afirma que existiria evidência empírica de relação de trocas entre inflação e *nível* de renda, enquanto na segunda citação a correlação entre os níveis de renda e de preços implicaria uma relação de trocas entre as taxas de inflação e de crescimento da renda.

Algumas interpretações da escola estruturalista colocam a questão da ligação entre produção e inflação em termos da discussão de a Curva de Phillips ser ou não vertical no longo prazo.<sup>2</sup> É bom lembrar que a existência de uma relação de trocas, no longo prazo, entre inflação e capacidade ociosa não significa necessariamente que existiria também uma relação de trocas entre as taxas de inflação e de crescimento do produto real. Segue-se, portanto, que a posição estruturalista, de que o crescimento econômico faz-se acompanhar por um processo inflacionário, não deve necessariamente ser identificada com a hipótese, até bem pouco tempo atrás defendida pelos economistas keynesianos, de que existiria, no longo prazo, um dilema entre inflação e desemprego.

As demais seções deste capítulo são dedicadas à apresentação de vários modelos estruturalistas, onde se procura dar relevo especial às equações, em forma final, da taxa de inflação a eles associadas. Este

<sup>1</sup> Com relação a este ponto controverso consulte-se, por exemplo, Olivera (1967). Em trabalho mais recente, Olivera (1980) trata explicitamente desta questão.

<sup>2</sup> Ver, por exemplo, Lioi (1974) e Lopes (1979).

enfoque é interessante porque salienta dois aspectos importantes do processo inflacionário segundo a visão estruturalista: em primeiro lugar, percebe-se facilmente, através da equação em forma final, que as origens da inflação residem nos coeficientes da equação, pois eles traduzem a estrutura da economia; e, em segundo, a especificação das variáveis exógenas de cada modelo estruturalista permite que se compreenda a dinâmica do processo inflacionário.

## IV.2 — Agricultura × Inflação

Um modelo estruturalista bastante simples para explicar a taxa de inflação supõe a economia dividida em dois setores: agrícola e industrial. O índice geral de preços nesta economia é uma média ponderada dos preços dos produtos agrícola e industrial. Conseqüentemente, a taxa de inflação é função da evolução das taxas de crescimento dos preços nos dois setores. Em símbolos:

$$p_t = \alpha p_{a,t} + (1 - \alpha) p_{i,t} \quad (1)$$

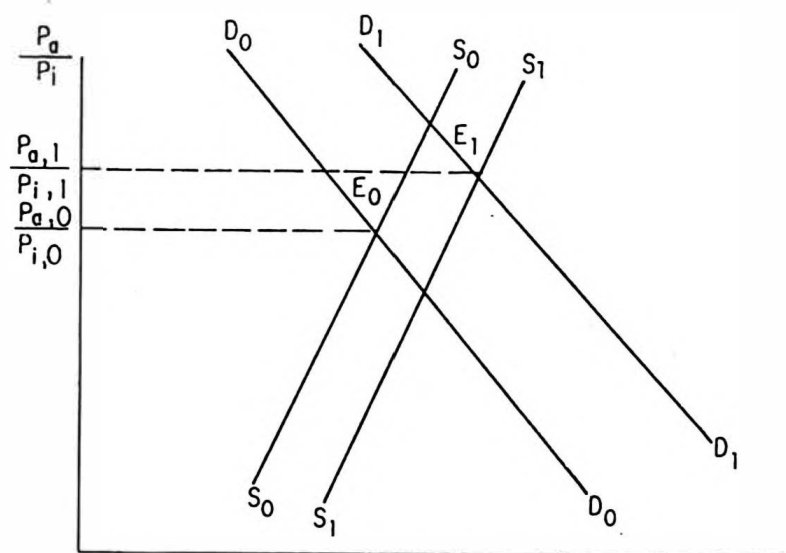
onde  $p_t$  é a taxa de inflação,  $p_{a,t}$  a taxa de variação dos preços dos produtos agrícolas,  $p_{i,t}$  a taxa de crescimento dos preços dos produtos industriais e  $\alpha$  a participação do setor agrícola no produto total. Alternativamente, a taxa de inflação é igual à taxa de crescimento dos preços dos produtos industriais adicionada à proporção  $\alpha$  da taxa de variação dos termos de trocas entre a agricultura e a indústria:

$$p_t = p_{i,t} + \alpha (p_{a,t} - p_{i,t}) \quad (2)$$

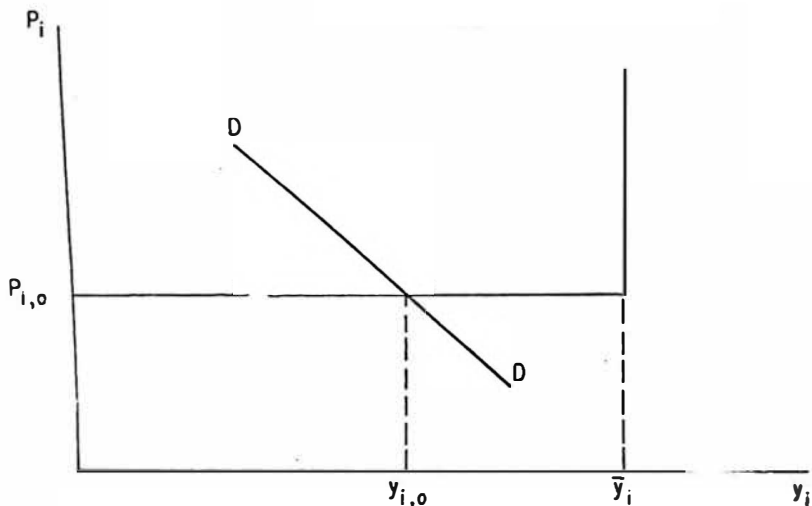
A estrutura de mercado do setor agrícola é do tipo competitivo e os preços agrícolas são determinados pelo livre jogo das forças de oferta e de procura. O eixo vertical do Gráfico IV.1 mede o preço relativo do produto agrícola em relação ao produto industrial,  $P_a/P_i$ , enquanto o eixo horizontal representa a quantidade do produto agrícola,  $y_a$ . Inicialmente, o mercado encontra-se em equilíbrio no ponto  $E_0$ , onde as curvas de demanda  $D_0D_0$  e de oferta  $S_0S_0$  se interceptam. O preço relativo é então igual a  $P_{a,0}/P_{i,0}$ .

Gráfico IV.1

## AGRICULTURA. DETERMINAÇÃO DO PREÇO RELATIVO



Imagine-se que, devido ao crescimento da renda real da economia, a curva de demanda desloca-se para a direita, de  $D_0D_0$  para  $D_1D_1$ . A curva de oferta, por sua vez, muda de  $S_0S_0$  para  $S_1S_1$ , em virtude do aumento na dotação de fatores ou da modernização através do emprego de novas tecnologias. O novo preço relativo de equilíbrio será igual a  $\frac{P_{a,1}}{P_{i,1}}$ , que é maior do que o anterior. Nestas circunstâncias, os preços nominais dos produtos agrícolas subiriam e, para que o nível geral de preços permanecesse constante, seria preciso que os preços dos produtos industriais baixassem, de tal modo a acomodar a mudança nos termos de troca entre a agricultura e a indústria. Entretanto, isto não ocorre porque os preços no setor industrial oligopolista são rígidos e baseados no custo de produção. O Gráfico IV.2 mostra que o preço do produto industrial é fixado

INDÚSTRIA:  
PREÇO ABSOLUTO E PRODUÇÃO

em  $P_{i,0}$  e que a capacidade máxima de produção do setor é igual a  $\bar{y}_i$ . Assim, a este preço o setor industrial está disposto a suprir qualquer quantidade demandada até o seu limite máximo de produção.

O nível de produção industrial é determinado, portanto, pela curva de demanda  $DD$ . A existência de capacidade ociosa no setor industrial, igual à diferença entre os níveis de produção  $\bar{y}_i$  e  $y_{i,0}$ , é fato normal e não conduz à revisão na política de preços do setor, pois este é um tipo de fenômeno estilizado em estruturas de mercado oligopolista.<sup>3</sup>

Admita-se que o único insumo utilizado pelo setor industrial seja a mão-de-obra e que a margem de lucro seja constante. A taxa de variação dos preços dos produtos industriais é, então, igual à dife-

<sup>3</sup> Esta hipótese, de independência do *mark-up* do nível de capacidade ociosa, será discutida mais adiante.

rença entre a taxa de crescimento dos salários nominais,  $s_t$ , e a taxa de aumento da produtividade de mão-de-obra,  $q_t$ :

$$p_{t,t} = s_t - q_t \quad (3)$$

Um dos principais mecanismos de propagação da inflação, segundo a visão estruturalista, são os salários. Admitiremos que a taxa de variação dos salários depende da taxa de inflação passada e da taxa de crescimento da produtividade da mão-de-obra, de acordo com:

$$s_t = \delta_1 p_{t-1} + \delta_2 q_t \quad (4)$$

O parâmetro  $\delta_1$  mede a proporção da inflação passada que é incorporada nos reajustes salariais, enquanto  $\delta_2$  indica a parcela dos ganhos de produtividade que são transferidos para os trabalhadores via aumento salarial.

Denominando-se por  $R_t$  a taxa de variação da relação de trocas entre agricultura e indústria:

$$R_t = p_{a,t} - p_{i,t}$$

e substituindo-se (3) e (4) em (2), obtém-se:

$$p_t = -(1 - \delta_2) q_t + \delta_1 p_{t-1} + \alpha R_t \quad (5)$$

A taxa de inflação no período  $t$  depende, portanto, da inflação no período anterior, da taxa de aumento de produtividade da mão-de-obra e da taxa de variação nas relações de troca entre a agricultura e a indústria.

Quando o coeficiente de realimentação  $\delta_1$  for menor do que 1, a solução da equação de diferenças finitas (5) será dada por:

$$p_t = p + \sum_{j=0}^{\infty} \omega_j R_{t-j} + c \delta_1^t \quad (6)$$

onde, por simplicidade, admitiu-se  $q_t = q$ , e a constante  $p$  é, então, igual a  $-(1 - \delta_2) q$ . A constante  $c$  depende das condições iniciais do modelo. Cada peso  $\omega_j$  é expresso por:

$$\begin{aligned} \omega_j &= \alpha \delta^j \\ j &= 0, 1, \dots \end{aligned}$$

e a soma dos mesmos é igual a:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \omega_j = \frac{\alpha}{1 - \delta}$$

Neste modelo, a inflação é um fenômeno causado exclusivamente por mudanças dos preços relativos entre os produtos agrícolas e industriais. Assim, se a taxa de variação da relação de trocas se mantiver constante ao longo do tempo, a taxa de inflação de longo prazo será igual a:

$$\bar{p} = p + \frac{\alpha}{1 - \delta} R$$

Por exemplo, para  $p = 0$ ,  $\alpha = 0,5$ ,  $\delta = 0,9$  e  $R = 4\%$ , a taxa de inflação de longo prazo será igual a 20%.

Na hipótese de que o coeficiente de realimentação seja igual a 1, o modelo será instável, pois a taxa de inflação de um período será igual à do período precedente, adicionado ao choque causado pela mudança nos preços relativos:

$$p_t = p + p_{t-1} + \alpha R_t$$

#### IV.2.1 — Consumo Interno $\times$ Exportação

Os modelos estruturalistas costumam subdividir o setor agrícola em dois: um cujos produtos são destinados exclusivamente ao consumo interno e outro em que os produtos são também exportados. A motivação para tal distinção é que a determinação dos preços dos produtos agrícolas que são exportados é diferente do processo de formação dos preços daqueles destinados ao consumo interno. A não ser em casos especiais, os preços dos produtos agrícolas de exportação são determinados em mercados internacionais, nos quais a participação do país é pequena e não exerce praticamente nenhuma influência sobre os preços praticados.

O preço de um produto agrícola de exportação, em moeda nacional, é igual ao seu preço internacional multiplicado pela taxa



de câmbio, acrescido de impostos ou subsídios que incidam sobre o mesmo. Como a taxa de câmbio tende a acompanhar a evolução do nível geral de preços, parte da variação do preço do produto agrícola de exportação prende-se à própria evolução dos preços domésticos. Para explicitar este problema admitiremos que a taxa de variação, em moeda nacional, dos preços dos produtos agrícolas de exportação tem dois componentes aditivos: a taxa de inflação do período precedente e uma componente autônoma que reflete as variações ocorridas nos preços internacionais (ou na política comercial do país), isto é:

$$p_{x,t} = p_{t-1} + \pi_{x,t} \quad (7)$$

A taxa de inflação é uma média ponderada das taxas de variação dos preços dos produtos agrícolas (de exportação e de consumo interno) e dos produtos industriais:

$$p_t = \alpha_1 p_{a,t} + \alpha_2 p_{s,t} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) p_{i,t} \quad (8)$$

Com a mesma hipótese adotada anteriormente quanto à formação dos preços no setor industrial, é fácil concluir-se que a taxa de inflação depende: a) da taxa de inflação do período anterior; b) da taxa de variação dos termos de trocas entre o produto agrícola de consumo interno e o produto industrial; e c) da taxa de variação do preço relativo do produto agrícola de exportação. Em símbolos:

$$p_t = p + [\alpha_2 + (1 - \alpha_2) \delta_1] p_{t-1} + \alpha_1 R_t + \alpha_2 \pi_{x,t} \quad (9)$$

Novamente, se os reajustes salariais não incorporarem integralmente a inflação passada, o que significa dizer que o parâmetro  $\delta_1$  é menor do que 1, o coeficiente de realimentação  $\alpha_2 + (1 - \alpha_2) \delta_1$  será, também, menor do que 1, e a solução da equação de diferenças finitas (9) será dada por:

$$p_t = p + \sum_{j=0}^{\infty} \omega_{1j} R_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \omega_{2j} \pi_{x,t-j} + c \delta^t \quad (10)$$

onde  $\delta = \alpha_2 + (1 - \alpha_2) \delta_1$ ,  $c$  é uma constante determinada pelas condições iniciais e os pesos  $\omega_{1j}$  e  $\omega_{2j}$  são expressos por:

$$\begin{aligned}\omega_{1j} &= \alpha_1 \delta^j \\ j &= 0, 1, \dots\end{aligned}$$

e:

$$\begin{aligned}\omega_{2j} &= \alpha_2 \delta^j \\ j &= 0, 1, \dots\end{aligned}$$

Se o parâmetro  $\delta_1$  for igual a 1, o coeficiente de realimentação será também igual a 1 e o modelo será instável, pois os choques, devido a mudanças nos preços relativos, tendem a se propagar de maneira completa e indefinida pelo futuro.

Em qualquer circunstância, com realimentação parcial ou total, a inflação resulta da mudança de preços relativos, provocada pela estrutura da economia no processo de crescimento econômico.

#### IV.2.2 — Determinação da Relação de Trocas

Nos dois modelos anteriores tratamos a taxa de variação da relação de trocas entre a agricultura e a indústria como uma variável exógena. Todavia, este procedimento não é correto. Com a finalidade de demonstrar esta proposição consideremos, em primeiro lugar, o modelo no qual o setor agrícola produz um único bem.

A quantidade demandada do produto agrícola depende do preço relativo e da renda real. Suponha-se que a equação de demanda seja expressa por:

$$y_{a,t}^d = A \left( \frac{P_{a,t}}{P_{i,t}} \right)^{-\eta_d} y_t^\varepsilon$$

onde  $\eta_d$  é a elasticidade-preço e  $\varepsilon$  a elasticidade-renda.

A quantidade ofertada do produto agrícola é função do preço relativo e de uma variável de tendência que traduz o efeito do

processo de acumulação de fatores ou de inovações tecnológicas sobre o nível de produção, isto é:

$$y_{a,t}^s = B \left( \frac{P_{a,t}}{P_{i,t}} \right)^{-\eta_s} e^{\theta t}$$

onde  $\eta_s$  é a elasticidade-preço da oferta e  $\theta$  um parâmetro que mede a contribuição das variáveis representadas pelo tempo  $t$  para o aumento da produção agrícola.<sup>4</sup>

Admitindo-se que o mercado do produto agrícola está sempre em equilíbrio:

$$y_{a,t}^s = y_{a,t}^d$$

a taxa de variação dos termos de troca entre a agricultura e a indústria é função da taxa de crescimento da renda real,  $Dy_t = \log y_t/y_{t-1}$ , de acordo com:

$$R_t = \frac{\varepsilon}{\eta_d + \eta_s} Dy_t - \frac{\theta}{\eta_d + \eta_s} \quad (11)$$

Substituindo-se este valor de  $R_t$  na equação (5), obtém-se:

$$p_t = -(1 - \delta_2) q_t + \delta_1 p_{t-1} + \frac{\varepsilon}{\eta_d + \eta_s} (Dy_t - Dy^*) \quad (12)$$

onde  $Dy^* = \theta/\varepsilon$  seria a taxa de crescimento da renda real que não provocaria mudança no preço relativo entre a agricultura e a indústria. Neste contexto, a inflação resulta da própria inflação passada, do crescimento da renda acima da sua taxa "natural" de expansão e da parcela do aumento da produtividade da mão-de-obra que não foi incorporada aos salários. Se o coeficiente de realimentação  $\delta_1$  for menor do que 1, a solução da equação de diferenças finitas (12) será dada por:

$$p_t = p + \sum_{j=0}^{\infty} \omega_j (Dy_{t-j} - Dy^*) + c \delta_1^t \quad (13)$$

<sup>4</sup> Na verdade, a quantidade ofertada depende do preço relativo esperado. Por simplicidade, estamos admitindo que este preço é igual ao preço atual.

onde cada peso  $\omega_j$  é igual a:

$$\omega_j = \frac{\varepsilon}{\eta_d + \eta_s} \delta^j$$

$$j = 0, 1, \dots$$

e a soma dos mesmos é:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \omega_j = \frac{\varepsilon}{(\eta_d + \eta_s) (1 - \delta)}$$

Este modelo estruturalista é interessante porque atribui, de maneira muito clara, à estrutura econômica a causa básica do processo inflacionário. Neste caso, o combate à inflação teria que se basear em uma política que conduzisse ao crescimento mais rápido da oferta de produtos agrícolas, através de modificações na estrutura de produção agrícola.

Consideremos agora o caso em que o setor agrícola produz dois bens, um para o mercado interno e outro que também é exportado.

A equação de demanda do bem de consumo estritamente doméstico, admitindo-se que o produto de exportação também é consumido internamente, é função dos preços relativos dos dois produtos agrícolas, com relação ao produto do setor industrial, e da renda real:

$$y_{a,t}^d = A \left( \frac{P_{a,t}}{P_{i,t}} \right)^{-\eta_1} \left( \frac{P_{z,t}}{P_{i,t}} \right)^{\eta_2} y_t^e$$

onde estamos supondo que os dois produtos agrícolas são substitutos.

A equação de oferta do produto agrícola de consumo interno depende do preço relativo entre os dois produtos agrícolas e de uma variável de tendência, de acordo com:

$$y_{a,t}^s = B \left( \frac{P_{a,t}}{P_{z,t}} \right)^{\eta_s} e^{\theta t}$$

Supondo-se equilíbrio entre as quantidades ofertada e demandada:

$$y_{a,t}^d = y_{a,t}^s$$

a taxa de variação da relação de trocas entre a indústria e a agricultura de mercado interno é dada por:

$$R_t = \frac{\varepsilon}{\eta_s + \eta_1} (Dy_t - Dy^*) + \frac{\eta_s + \eta_2}{\eta_s + \eta_1} (p_{s,t} - p_{i,t}) \quad (14)$$

Com as hipóteses explicitadas anteriormente para a formação de preços no setor industrial, decompondo-se a taxa de crescimento do preço do produto agrícola de exportação em suas componentes doméstica e importada e levando-se em conta o resultado acima, conclui-se que a taxa de inflação é igual a:

$$p_t = p + \delta p_{t-1} + \frac{\alpha_1 \varepsilon}{\eta_1 + \eta_s} (Dy_t - Dy^*) + \left[ \alpha_2 + \alpha_1 \left( \frac{\eta_2 + \eta_s}{\eta_1 + \eta_s} \right) \right] \pi_{s,t} \quad (15)$$

onde  $Dy^* = \theta/\varepsilon$ , a constante  $p$  é igual a:

$$-(1 - \delta_2) \left[ 1 - \alpha_2 - \alpha_1 \left( \frac{\eta_2 + \eta_s}{\eta_1 + \eta_s} \right) \right] q$$

e o coeficiente de realimentação  $\delta$  é dado por:

$$\delta = \alpha_2 + (1 - \alpha_2) \delta_1 + \alpha_1 \left( \frac{\eta_2 + \eta_s}{\eta_1 + \eta_s} \right) (1 - \delta_1)$$

Observe-se que, se  $\delta_1$  for igual a 1, o coeficiente de realimentação também será igual a 1. Segundo (15), a inflação resulta, além do termo constante, de três componentes aditivas: a) a inflação do período anterior; b) o crescimento da renda real além da taxa de crescimento "natural"; e c) a inflação importada através do crescimento dos preços dos produtos agrícolas de exportação.

A equação de diferenças finitas (15), quando  $\delta < 1$ , tem a seguinte solução:

$$p_t = p + \sum_{j=0}^{\infty} \omega_{1j} (Dy_{t-j} - Dy^*) + \sum_{j=0}^{\infty} \omega_{2j} \pi_{s,t-j} + c \delta^t \quad (16)$$

Os pesos  $\omega_{1j}$  e  $\omega_{2j}$  desta equação da inflação na sua forma final estão ligados aos parâmetros estruturais do modelo através das seguintes relações:

$$\omega_{1j} = \frac{\alpha_1 \varepsilon}{\eta_s + \eta_1} \delta^j$$

$$j = 0, 1, \dots$$

e:

$$\omega_{2j} = \left[ \alpha_2 + \alpha_1 \frac{(\eta_2 + \eta_s)}{\eta_1 + \eta_s} \right] \delta^j$$

$$j = 0, 1, \dots$$

e as somas dos pesos são iguais a:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \omega_{1j} = \frac{\alpha_1 \varepsilon}{(1 - \delta) (\eta_s + \eta_1)}$$

$$\sum_{j=0}^{\infty} \omega_{2j} = \left[ \alpha_2 + \frac{\alpha_1 (\eta_2 + \eta_s)}{\eta_1 + \eta_s} \right] \frac{1}{1 - \delta}$$

Neste modelo a inflação resulta, basicamente, de três causas: do crescimento da renda além da sua taxa de crescimento "natural"; do aumento dos preços dos produtos agrícolas de exportação; e da estrutura da economia que determina os valores dos pesos que medem a contribuição dessas duas variáveis para a taxa de inflação.

O crescimento da renda acima de sua taxa natural provoca mudança do preço relativo do produto agrícola de consumo interno. Por outro lado, os preços dos produtos agrícolas de exportação crescem mais rapidamente do que a inflação interna devido a elevações dos preços internacionais ou porque a taxa de câmbio sofreu desvalorização, mais acentuada do que aquela justificada pela inflação, em virtude de uma situação crônica de *deficit* no balanço de pagamentos. Este modelo da taxa de inflação é estruturalista porque os estruturalistas sempre salientaram entre as várias causas fundamentais do processo inflacionário as mudanças de tais preços relativos: o preço relativo dos alimentos e o preço relativo da moeda nacional *vis-à-vis* as moedas estrangeiras.

### IV.3 – Modelo de Realimentação × Estruturalismo

O modelo de realimentação proposto por Simonsen (1970), e que certamente inspirou o seu autor na formulação da política antiinflacionária em boa parte do Governo Geisel, admite que a taxa de inflação resulta de três componentes aditivas: a) autônoma  $p$ ; b) realimentação  $\delta p_{t-1}$ ; e c) regulação de demanda  $g_t = \gamma (Dc_t - De_t^*)$ . Em símbolos:

$$\dot{p}_t = p + \delta p_{t-1} + \gamma (Dc_t - De_t^*) \quad (17)$$

A variável  $De_t$  é o crescimento da demanda efetiva *ex ante*,  $De_t = \log (e_t/y_{t-1})$ , e  $y_{t-1}$  é o produto efetivo no período  $t - 1$ . Quanto ao termo  $De_t^*$ , Simonsen o define como sendo igual à taxa de crescimento da demanda efetiva *ex ante* que tornaria a taxa de inflação nula se as componentes autônoma e de realimentação fossem nulas.

No curto prazo, a demanda efetiva *ex ante* pode divergir do produto efetivo,  $e_t \neq y_t$ . Obviamente, *ex post*, a demanda efetiva observada  $d_t$  é igual ao produto efetivo  $y_t$ , como medido, por exemplo, nas contas nacionais. Entretanto, do ponto de vista teórico, no modelo de realimentação, o que importa é a taxa de crescimento da demanda efetiva *ex ante*, que é uma variável não observável na prática. Simonsen reconhece este problema quando observa que: "O ponto a indagar é em que termos deve ser aferido o crescimento de procura para a especificação da componente de regulação. A resposta teoricamente mais convincente consistiria em medi-la ao nível de preços resultante das componentes autônomas e de realimentação da inflação. É claro que não existem dados estatísticos sobre o crescimento da procura conceituado nesses termos. O melhor que se pode fazer é utilizar os índices de crescimento do produto real como aproximadores dessas taxas". Este tipo de *proxy* cria alguns problemas para a estimação econométrica dos parâmetros da equação (17). Com efeito, a demanda efetiva *ex ante* resulta, numa economia fechada, da soma do consumo com o investimento e os gastos do governo. De uma maneira bastante geral, a demanda

efetiva é função do nível de renda  $y$  e de outras variáveis que representaremos pela letra  $z$ , isto é:

$$e = e(y, z) \quad (18)$$

Uma aproximação em termos de taxas para esta equação pode ser escrita como:

$$De_t = \theta_y Dy_t + \theta_z Dz_t \quad (19)$$

onde  $\theta_y$  e  $\theta_z$  são parâmetros e o símbolo  $D$  indica taxas de crescimento.

Substituindo-se (19) em (17), em seguida rearranjando-se alguns termos, obtém-se a seguinte expressão:

$$p_t = p + \delta p_{t-1} + \gamma \theta_y \left( Dy_t - \frac{De_t^*}{\theta_y} \right) + \gamma \theta_z Dz_t \quad (20)$$

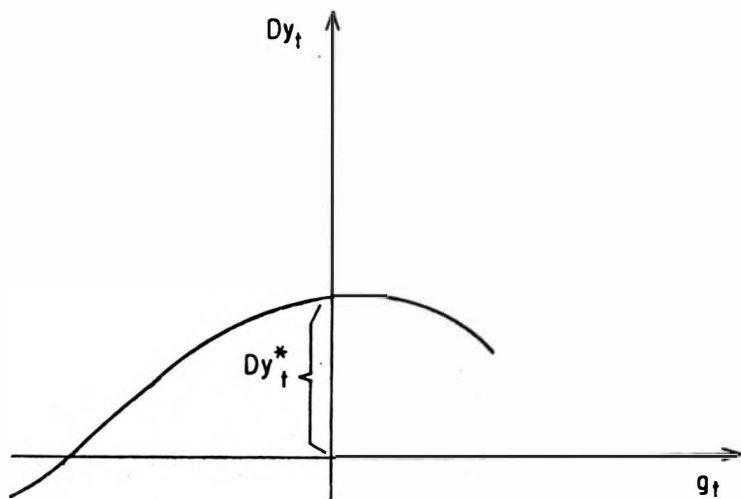
Supondo-se que a taxa  $De_t^*$  não varia com o tempo, a taxa de inflação nesta equação é função de variáveis que são observáveis na prática, o que torna possível sua estimação. Cabe salientar que  $\theta_z Dz_t$  representa, na verdade, o produto escalar de um vetor (linha) de parâmetros por um vetor (coluna) de variáveis que entram na especificação da equação de demanda efetiva. Assim, a *proxy* sugerida por Simonsen excluiria um conjunto de variáveis que implicaria, entre outras coisas, estimativas tendenciosas para os parâmetros da equação (20).

Até este ponto discutimos o modelo de realimentação como apresentado em Simonsen (1970). Em trabalho posterior, ele sugere uma relação entre a taxa de crescimento do produto real e a componente de regulação de demanda (como no Gráfico IV.3), que Simonsen (1974, p. 123) descreve do seguinte modo: "Até certo nível de  $g_t$ , a taxa de crescimento do produto real deve ser tanto maior quanto mais intensa for essa componente de regulação de demanda. Mais ainda, devido ao crescimento físico da oferta de fatores e ao progresso tecnológico, deve existir uma taxa de crescimento positiva para o produto real, alcançável sem pressões inflacionárias de demanda, isto é, com  $g_t = 0$ . É o que denominaremos taxa normal de crescimento do produto real  $Dy_t^*$ . Além de certo ponto, um aumento de  $g_t$  deverá provocar uma diminuição de  $Dy_t$ .



Gráfico IV.3

## RELAÇÃO ENTRE A COMPONENTE DE REGULAGEM DE DÉMANDA ( $g_t$ ) E A TAXA DE CRESCIMENTO DO PRODUTO REAL ( $Dy_t$ )



Com efeito, em primeiro lugar, deve-se notar que há um limite físico às possibilidades de crescimento do produto real num período, embora não haja qualquer teto à taxa de inflação; em segundo lugar, uma taxa inflacionária acima de certo nível só deve perturbar a expansão do produto”.

Algebricamente, a relação do Gráfico IV.3 pode ser representada pela seguinte função:

$$Dy_t = F(g_t) \quad (21)$$

Na verdade, esta equação já aparece na equação (4) de Simonsen (1970, p. 171). Contudo, uma formulação mais precisa dela só aparece no trabalho de 1974. Cabe observar que o modelo de realimentação de Simonsen deve ser visto como um modelo mais amplo que determina, simultaneamente, a taxa de inflação e a taxa de

crescimento do produto real, bem como outras variáveis que por ora não nos interessam.

O problema que surge com a equação (21), quando se procura combiná-la com a equação (17) para se obter uma equação que possa ser estimada, é que o formato da função  $F ( )$  não é conhecido. Uma expansão em série de Taylor em torno do ponto  $g_t = 0$  daria uma aproximação para a componente de regulação de demanda, como, por exemplo: <sup>5</sup>

$$g_t = \gamma (Dy_t - Dy_t^*)$$

Substituindo-se este valor em (17) resulta:

$$p_t = p + \delta p_{t-1} + \gamma (Dy_t - Dy_t^*) \quad (22)$$

onde  $Dy_t^*$ , a taxa de crescimento natural do produto, seria a taxa de crescimento do produto que tornaria nula a componente de regulação de demanda. Aliás, em um trabalho mais recente Simonsen (1980), reconhecendo inclusive o caráter *ad hoc* de seus trabalhos anteriores, apresenta um marco teórico para o seu modelo a partir do qual esta equação é derivada. Cabe salientar que neste trabalho Simonsen implicitamente se descarta do modelo de realimentação e afirma que "este modelo nem era estruturalista nem deixava de ser".

Com estas observações em mente, esta seção sobre o modelo de realimentação justifica-se pela importância que este modelo teve durante uma parte da década de 70, ao servir de arcabouço teórico para a formulação da política antiinflacionária da época.

A equação (22) do modelo de realimentação coincide, de um ponto de vista formal, com a equação (12) do modelo estruturalista da seção precedente. Com efeito, ambos os modelos atribuem como causas básicas da inflação a própria inflação passada e o crescimento do produto acima de certa taxa, denominada de taxa natural. Outra comparação interessante é aquela entre a Curva de Phillips e o modelo de realimentação.

<sup>5</sup> Ver Simonsen (1974, p. 21).

A Curva de Phillips tradicional é representada por uma equação do tipo:

$$p_t = \delta p_t^e + \gamma \log (y_t/y_t^*) \quad (23)$$

onde  $y_t^*$  é o produto potencial da economia e  $p_t^e$  a taxa de inflação esperada.

Admitindo-se expectativas estáticas,  $p_t^e = p_{t-1}$ , e que a componente autônoma da inflação é igual a zero, a diferença básica entre o modelo de realimentação e a Curva de Phillips tradicional reside na especificação do termo contendo o produto efetivo. Enquanto no modelo de realimentação a variável relevante é a taxa de crescimento do produto, na Curva de Phillips a variável relevante é o nível do produto. Entretanto, é bom salientar que o mercado de trabalho, fundamental na Curva de Phillips, está ausente nas equações de Simonsen. Indiretamente, reajustes salariais entram através do coeficiente de realimentação. Presume-se que a taxa de variação dos salários no modelo de realimentação de Simonsen é dada pelo mecanismo institucional introduzido no Governo Castelo Branco, cujo objetivo era a recomposição do salário real médio acrescido dos ganhos de produtividade.

É interessante observar que a Curva de Phillips apresentada por Friedman (1971) contém como casos particulares a Curva de Phillips e o modelo de realimentação. Com efeito, a Curva de Phillips especificada por Friedman (1971, eq. (45), p. 49) é a seguinte:<sup>6</sup>

$$p_t = \delta p_t^e + \gamma (Dy_t - Dy_t^*) + \phi (\log y_t - \log y_t^*) \quad (24)$$

Quando  $\gamma = 0$ , obtém-se a Curva de Phillips tradicional. Por outro lado, quando as expectativas forem estáticas e  $\phi = 0$ , obtém-se o modelo de realimentação.

Para estudar a existência ou não de relação de trocas entre inflação e capacidade ociosa, ou entre inflação e crescimento econômico, no modelo de realimentação consideremos o problema no modelo

<sup>6</sup> Na especificação de Friedman,  $\delta$  é igual a 1, e sua equação é em termos diferenciais.

mais genérico da equação (24), que pode ser reescrito do seguinte modo:

$$p_t = \delta p_t^e - (\gamma + \phi) h_t + \gamma h_{t-1} \quad (25)$$

quando se leva em conta a identidade:

$$Dy_t - Dy_t^* \equiv -h_t + h_{t-1}$$

onde  $h_t = \log(y_t^*/y_t)$  é a taxa de capacidade ociosa existente no período  $t$ .

Admitindo-se que no longo prazo a taxa de inflação realizada seja igual à esperada, e que o coeficiente  $\delta$  seja igual a 1, da equação (25) resulta:

$$h_t = \frac{\gamma}{\gamma + \phi} h_{t-1} \quad (26)$$

Esta equação de diferenças finitas de primeira ordem tem como solução:

$$h_t = c \left( \frac{\gamma}{\gamma + \phi} \right)^t$$
$$\phi > 0$$

onde  $c$  é uma constante que depende das condições iniciais do modelo. Conclui-se, então, que  $h_t$  converge para zero e que a Curva de Phillips é vertical no longo prazo.

No modelo de realimentação – lembre-se de que, neste caso,  $\phi = 0$  –, quando o coeficiente de realimentação é igual a 1, a taxa de crescimento do produto, no longo prazo, é igual à sua taxa de crescimento natural:

$$Dy_t = Dy_t^*$$

Logo, no modelo de realimentação não existe relação de trocas entre inflação e crescimento no longo prazo. Por outro lado, em

tal situação a taxa de capacidade ociosa é constante porque da equação (26) resulta que:

$$h_t = h_{t-1}$$

Até aqui não ficou claro se existe uma relação de trocas entre inflação e capacidade ociosa, no longo prazo, no modelo de realimentação. Para verificar este fato escreva-se a equação (25) do seguinte modo:

$$p_t + \gamma h_t = p_{t-1} + \gamma h_{t-1}$$

Suponha-se, também, que inicialmente a taxa de inflação é igual a  $p_0$  e que a taxa de capacidade ociosa seja igual a  $h_0$ . Segue-se, então, que:

$$p_t + \gamma h_t = p_0 + \gamma h_0 = \text{constante} \quad (27)$$

Logo, é possível escolher qualquer combinação de taxa de inflação e de taxa de capacidade ociosa que satisfaça esta relação. Na verdade, a equação (27) corresponde à Curva de Phillips na sua versão original, antes dos ataques mortais de Friedman (1968) e Phelps (1967). Assim, no modelo de realimentação a mesma relação de trocas entre inflação e capacidade ociosa aplica-se tanto no curto como no longo prazo. Portanto, embora no modelo de realimentação não seja possível trocar, no longo prazo, crescimento por inflação, é possível trocar inflação por capacidade ociosa. Este resultado, certamente curioso, mostra algumas implicações do modelo de realimentação que devem ser levadas em consideração em sua avaliação crítica.

#### IV. 4 — A Formação de Preços no Setor Industrial

As estruturas dos mercados no setor industrial das economias capitalistas modernas são, em geral, tipicamente oligopolistas. Um modelo bastante aceito para explicar a formação de preços neste tipo de organização de mercado baseia-se no princípio de que os

preços são determinados adicionando-se uma margem de lucro ao custo unitário de produção.

Admitindo-se, por simplicidade, que a mão-de-obra seja o único fator de produção, o preço do produto seria dado pela seguinte fórmula:

$$P = (1 + K) \frac{SN}{y} \quad (28)$$

onde  $SN$  é o custo total de mão-de-obra, igual ao salário  $S$  vezes o volume  $N$  de homens-hora empregados,  $y$  é o nível de produção e  $K$  é a margem de lucro adicionada ao custo para se chegar ao preço do produto.

#### IV.4.1 — A Determinação do *Mark-Up*

Uma pergunta que surge naturalmente neste modelo de formação de preços é de como o valor da margem  $K$  é determinado, ou seja, quais são as variáveis que influenciam o comportamento da margem de lucro. A hipótese mais simples é supor que a margem  $K$  é constante, o que significa dizer que esta variável é exógena, sendo determinada fora do modelo. Esta hipótese corresponde a um estágio primitivo do desenvolvimento teórico que nos faz lembrar a teoria quantitativa da moeda na sua versão antiga, quando se admitia que a velocidade da moeda era constante.

Uma teoria que procure explicar como a margem de lucro é determinada é, na verdade, uma teoria acerca da distribuição funcional da renda, pois, segundo (28), a parcela de renda que cabe aos trabalhadores é igual a  $1/1 + K$ , isto é:

$$\frac{SN}{Py} = \frac{1}{1 + K}$$

Alguns modelos de inspiração keynesiana determinam a margem de lucro  $K$  a partir da condição de equilíbrio no mercado de bens

e serviços, que consiste na igualdade entre o nível de produto e o dispêndio agregado:

$$y = C_s + C_t + I \quad (29)$$

Aqui,  $C_s$  representa o consumo dos trabalhadores,  $C_t$  o consumo dos capitalistas e  $I$  o nível de investimento. Numa economia fechada, sem governo, a soma desses três componentes é igual ao dispêndio agregado. Supondo-se que as propensões marginais a consumir dos trabalhadores e capitalistas são constantes e iguais, respectivamente, a  $c_s$  e  $c_t$ , os níveis dos consumos agregados destes dois grupos são dados por:

e:

$$C_s = c_s SN$$

$$C_t = c_t KSN$$

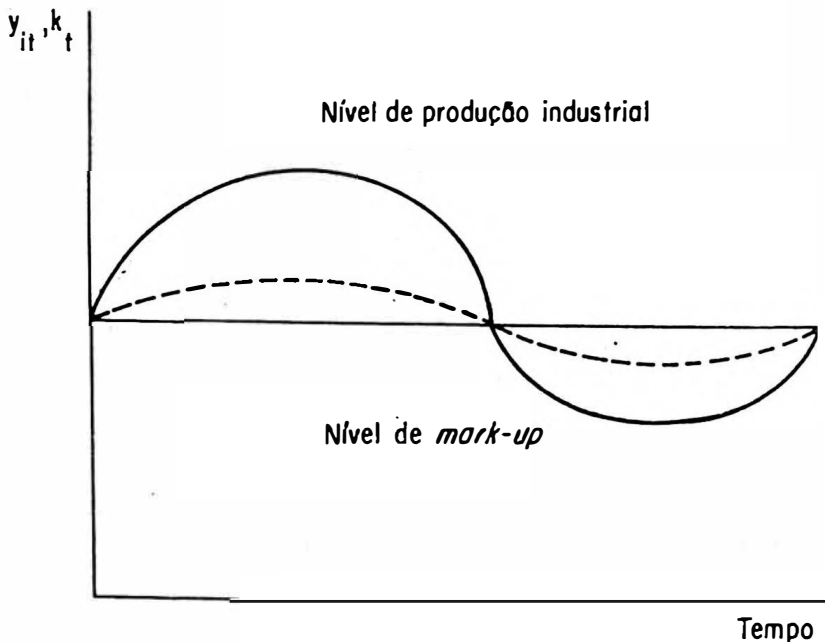
pois  $SN$  é a renda total dos assalariados, enquanto  $KSN$  é a renda total dos capitalistas. Substituindo-se estas duas expressões em (29), resulta:

$$K = \frac{I/Y - (1 - c_s)}{(1 - c_t) - I/Y} \quad (30)$$

A margem de lucro  $K$ , neste modelo bastante simples, é função da taxa de investimento,  $I/Y$ , e das propensões marginais a consumir dos trabalhadores e dos capitalistas. Se estas propensões forem razoavelmente estáveis, a margem de lucro varia no mesmo sentido que a taxa de investimento. Assim, em período de elevadas taxas de investimento a margem de lucro aumentaria, ocorrendo o contrário em períodos de baixas taxas de investimento. Conseqüentemente, se a taxa de investimento for pró-cíclica, o mesmo acontecerá com a margem de lucro. O Gráfico IV.4 ilustra esta possibilidade, em que o nível de renda (depois de retirada a componente de tendência) e a margem de lucro caminham na mesma direção ao longo do ciclo.

Gráfico IV. 4

## MARK-UP PRÓ-CÍCLICO



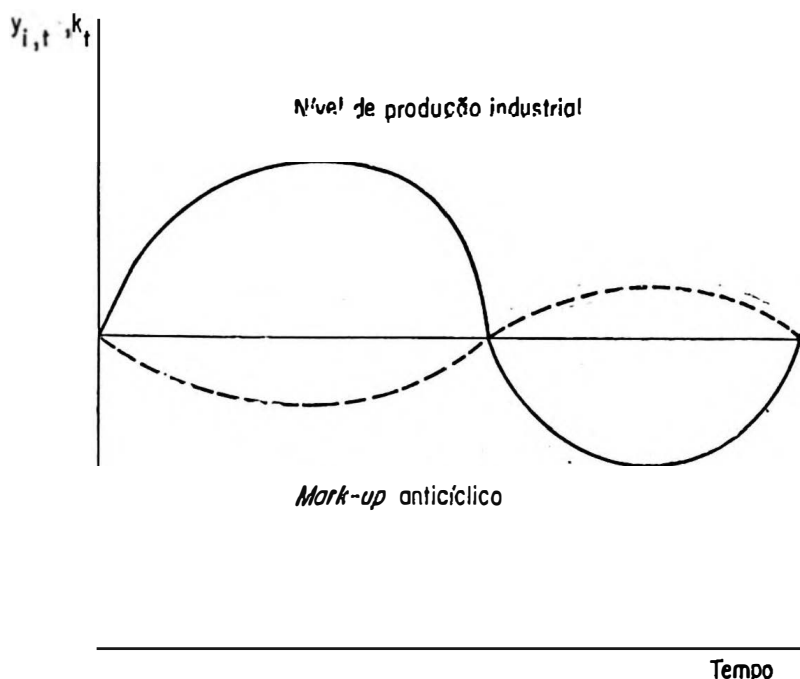
A possibilidade diametralmente oposta, descrita no Gráfico IV.5, é de que a margem de lucro seja anticíclica: quando o nível de renda diminui, a margem de lucro aumenta, e vice-versa. Aliás, é comum atribuir-se este tipo de comportamento a certos segmentos da indústria brasileira, como a automobilística no período logo após a liberalização do controle dos seus preços pelo governo em 1981.

Uma justificativa teórica bastante simples para a variação anticíclica da margem de lucro baseia-se na teoria do preço-limite de entrada, a partir do qual novas empresas estariam dispostas a ingressar na indústria. Em situações de crise, um aumento do preço da indústria como um todo não atrairia novas empresas para a indústria pelo menos por duas razões: em primeiro lugar, porque nestas condições o preço-limite de entrada aumenta; e, em segundo,



Gráfico IV. 5

## MARK-UP ANTICÍCLICO



porque as empresas potenciais têm uma percepção bastante clara de que o aumento da margem é apenas transitório.

Estes dois modelos, sem dúvida alguma bastante simples, mostram que é difícil estabelecer, *a priori*, o sentido da variação da margem de lucro com o nível de capacidade ociosa da economia. Portanto, se  $k$  for a taxa de variação do coeficiente  $1 + K$ , nada se pode afirmar sobre o parâmetro  $\phi$  na equação a seguir:

$$\begin{aligned} k &= \phi h & (31) \\ \phi &\gtrless 0 \end{aligned}$$

onde  $h$  é o nível da capacidade ociosa. A determinação do sinal do parâmetro  $\phi$  é uma questão eminentemente empírica.

#### IV.4.2 — Preços Industriais: Capital de Giro e Insumos Importados

A fórmula (28) para a determinação de preços no setor industrial é uma caricatura da realidade, porque não explicita outros insumos utilizados pela indústria e que entram no cálculo do custo unitário de produção. Supondo-se que, além de mão-de-obra, a indústria use insumos importados e necessite de capital de giro para financiar parte da produção, a fórmula para o cálculo do preço seria:

$$P_t = (1 + K) (1 + r\theta) \left( \frac{SN + P_m y_m}{y_t} \right) \quad (32)$$

onde  $r$  é a taxa de juros nominal,  $\theta$  a proporção do capital de giro em relação ao custo total de produção,  $P_m$  o preço em cruzeiros do insumo importado,  $y_m$  a quantidade do insumo importado e  $y_t$  o nível de produção considerado normal.

A taxa de variação dos preços industriais será então igual a:

$$\dot{p}_{t,t} = \frac{K}{1+K} k_t + \frac{1}{1+r\theta} \Delta r_t + \omega_1 (s_t - \bar{q}_t) + \omega_2 \dot{p}_{m,t} \quad (33)$$

onde  $\omega_j$  é a proporção do custo do insumo  $j$  no custo total e, obviamente,  $\omega_1 + \omega_2 = 1$ . O símbolo  $q_t$  representa a taxa "normal" de crescimento da produtividade da mão-de-obra,  $\Delta r_t$  é a variação na taxa de juros nominal e admitiu-se que a produtividade do insumo importado permaneça inalterada.

#### IV.4.3 — Salários: A Política Salarial

A taxa de variação dos salários nominais depende de quatro componentes: a) a taxa de inflação atual; b) a taxa de inflação passada; c) a taxa "normal" de crescimento da produtividade da mão-de-obra; e d) a componente autônoma da taxa de variação do salário mínimo. Em símbolos:

$$s_t = \delta_1 p_t + \delta_2 p_{t-1} + \delta_3 \bar{q} + \delta_4 s_{m,t} \quad (34)$$

onde  $s_{m,t} = \bar{s}_{m,t} - \bar{q}_t - p_{t-1}$ , e  $\bar{s}_{m,t}$  é a taxa de variação do salário mínimo.

Observe-se que o reajuste salarial, de acordo com a visão estruturalista, constitui-se em um dos principais mecanismos de propagação da inflação. A inclusão das taxas de inflação  $p_t$  e  $p_{t-1}$  na fórmula de taxa de reajuste do salário prende-se ao fato de que os reajustes salariais não ocorrem na mesma data por motivos institucionais. Se o coeficiente  $\delta_3$  for igual a 1, o reajuste salarial incorpora integralmente os ganhos de produtividade.

#### IV.4.4 — Preços das Matérias-Primas Importadas

A taxa de variação dos preços das matérias-primas importadas depende da política cambial e da evolução dos preços internacionais. A taxa de câmbio, além de servir como veículo de propagação da inflação passada, pode ter um caráter autônomo devido às desvalorizações provocadas por dificuldades no balanço de pagamentos. Em alguns casos, como nos produtos derivados do petróleo, seus preços são administrados por órgão do governo, de maneira que as variações dos preços internacionais não são necessariamente transmitidas imediatamente para os preços domésticos. Admitiremos, então, que a taxa de reajuste dos preços das matérias-primas importadas é igual à taxa de inflação passada adicionada a uma componente autônoma que mede os choques que porventura ocorram, ou seja:

$$p_{m,t} = p_{t-1} + \pi_{m,t} \quad (35)$$

#### IV.4.5 — A Taxa de Crescimento dos Preços Industriais

Substituindo-se as expressões (35) e (34) em (33), e supondo-se que a margem de lucro varie de acordo com (31), obtém-se:

$$\begin{aligned} p_{i,t} = & \frac{K\phi}{1+K} h_t + \frac{1}{1+r\theta} \Delta r_t + \omega_1 \delta_1 p_t + \\ & + (\omega_1 \delta_2 + \omega_2) p_{t-1} + \omega_1 (\delta_3 - 1) q_t + \\ & + \omega_1 \delta_4 s_{m,t} + \omega_2 \pi_{m,t} \end{aligned} \quad (36)$$

A taxa de crescimento dos preços industriais depende das seguintes variáveis: nível de capacidade ociosa do setor industrial, variação na taxa de juros nominal, taxa de inflação atual, taxa de inflação do período anterior, taxa de crescimento da produtividade da mão-de-obra e componente autônoma da inflação importada. Observe-se que, se a soma dos coeficientes  $\delta_1$  e  $\delta_2$  for igual a 1 e se a taxa de inflação for constante, o coeficiente de realimentação da inflação atual e passada será igual a 1, independentemente da proporção da folha salarial no custo total de produção.

#### IV.4.6 — A Taxa de Inflação

A taxa de inflação é uma média ponderada das taxas de crescimento dos preços dos produtos agrícolas (de consumo interno e de exportação) e dos produtos industriais, de acordo com (8) :

$$p_t = \alpha_1 p_{a,t} + \alpha_2 p_{x,t} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) p_{i,t}$$

A taxa de variação da relação de trocas entre o produto agrícola de consumo interno e o produto industrial é dada pela equação (14) :

$$R_t = \frac{\varepsilon}{\eta_a + \eta_1} (Dy_t - Dy^*) + \frac{\eta_a + \eta_2}{\eta_a + \eta_1} (p_{x,t} - p_{i,t})$$

Quando substitui-se esta expressão e a equação (36) na definição anterior da taxa de inflação, obtém-se:

$$p_t = p + \delta p_{t-1} + \beta_1 s_{m,t} + \beta_2 \Delta \tau_t + \beta_3 \pi_{m,t} + \beta_4 \pi_{z,t} + \gamma_1 (Dy_t - Dy^*) + \gamma_2 h_{i,t} \quad (37)$$

onde:

$$\begin{aligned} p &= \frac{\omega_1 (\delta_3 - 1) \eta q}{\psi}, \quad \beta_3 = \frac{\omega_2 \eta}{\psi}; \\ \delta &= \frac{\eta^* + \eta \omega_1 \delta_1}{\psi}, \quad \beta_4 = \frac{\eta^*}{\psi}; \\ \beta_1 &= \frac{\omega_1 \delta_4 \eta}{\psi}, \quad \gamma_1 = \frac{\alpha_1 \varepsilon}{(\eta_a + \eta_1) \psi}; \end{aligned}$$

$$\beta_2 = \frac{\phi_2}{(1 + \theta) \psi}, \quad \gamma_2 = \frac{K \phi}{(1 + K) \psi};$$

$$\psi = \frac{(1 - \omega_1 \delta_1 (1 - \alpha_2)) (\eta_s + \eta_1) + \alpha_1 (\eta_s + \eta_2)}{\eta_s + \eta_1};$$

$$\eta = \frac{(1 - \alpha_2) (\eta_s + \eta_1) + \alpha_1 (\eta_s + \eta_2)}{\eta_s + \eta_1}; \text{ e}$$

$$\eta^* = \frac{\alpha_2 (\eta_s + \eta_1) + \alpha_1 (\eta_s + \eta_2)}{\eta_s + \eta_1}.$$

A equação (37) permite que se classifique as variáveis que influenciam a taxa de inflação em três grupos, que denominaremos por: realimentação ou propagação, custos e demanda. Esta classificação, como já salientou Olivera (1967), mostra não somente a importância dos mecanismos de propagação, como também o fato de que a inflação estrutural pode se manifestar como uma inflação de custos ou através de uma inflação de demanda, pois as causas estruturais do processo inflacionário podem estar localizadas tanto na estrutura da oferta como na estrutura de demanda, ou mesmo em ambas.

A realimentação está presente na equação (37) através da taxa de inflação defasada de um período, e ela ocorre através de vários canais, como, por exemplo, reajustes salariais e desvalorizações da taxa cambial. Cabe observar que, se os reajustes salariais incorporarem integralmente a inflação passada, o coeficiente de realimentação será igual a 1. Neste caso, cada período tende a reproduzir a inflação do período anterior.

A inflação de custos ocorre quando o salário mínimo cresce além da taxa de inflação e dos ganhos de produtividade, a taxa de juros nominal está subindo e os aumentos dos preços internacionais dos insumos importados e dos produtos agrícolas de exportação são repassados internamente.

A inflação será predominantemente de demanda se suas causas forem o crescimento excessivo do produto real, ou variação do nível de capacidade ociosa do setor industrial, ou ambos fatos. No primeiro caso, o crescimento do produto, além de sua taxa natural, provocará mudança do preço relativo do produto agrícola de con-

sumo interno, que repercutirá no nível geral de preços. No segundo caso, se a margem de lucro na fixação do preço do produto industrial variar com o nível de utilização da capacidade produtiva do setor, flutuações da capacidade ociosa serão refletidas nos preços industriais e, por conseguinte, na taxa de inflação.

#### IV.5 — A Hipótese da Moeda Passiva

Uma condição necessária, embora não suficiente, para que um modelo do processo inflacionário seja considerado estruturalista é a de que a moeda seja passiva, isto é, a quantidade de moeda seja uma variável endógena do modelo. Esta proposição certamente merece algumas qualificações para que se tenha uma interpretação correta da posição estruturalista.

É bastante usual nos livros-texto de macroeconomia apresentar-se, inicialmente, modelos em que a quantidade de moeda é exógena. Logo adiante, em capítulo dedicado à explicação do processo de criação e destruição de moeda introduzem-se os conceitos de base monetária e de multiplicador de meios de pagamentos. A base monetária consiste no passivo monetário do Banco Central, ou das autoridades monetárias, quando as funções usualmente exercidas pelo Banco Central são desempenhadas por mais de um órgão, como é o caso do sistema híbrido brasileiro, formado pelo Banco Central e pelo Banco do Brasil.

O multiplicador de meios de pagamentos indica o poder de criação de moeda de cada cruzeiro adicional de expansão da base. Assim, se  $M$  representa a quantidade de moeda,  $B$  a base monetária e  $k$  o multiplicador de meios de pagamentos, tem-se:

$$M = kB \quad (38)$$

O valor do multiplicador  $k$  depende do comportamento do público e do sistema bancário quanto à alocação de seus recursos em *portfolios* contendo diferentes ativos. Conseqüentemente, a quantidade de moeda em qualquer modelo que se preze é uma variável endógena e, portanto, a moeda é passiva. Todavia, este não é o significado

que os estruturalistas atribuem à expressão moeda passiva, mas sim de que a base monetária é também uma variável endógena no sistema econômico. É importante salientar o fato de que os estruturalistas não negam a possibilidade de que a base monetária possa ser superior ao piso necessário para o funcionamento da economia com pleno emprego de seus recursos.

Nesta seção apresentaremos alguns modelos em que a base monetária é uma variável endógena. Antes, porém, discutiremos a possibilidade de instabilidade ou do multiplicador de meios de pagamento ou da velocidade-renda da moeda, que tornaria a política monetária completamente inoperante, pois neste caso o público, bancário e não-bancário, compensaria qualquer movimento da base monetária.

#### IV.5.1 — Instabilidade da Velocidade ou do Multiplicador

A renda nominal, segundo os economistas da escola estruturalista, é determinada independentemente da quantidade de moeda. Como a renda nominal é igual ao produto da quantidade de moeda pela velocidade-renda da moeda,  $Y = MV$ , segue-se de (38) que a base monetária, vezes o multiplicador de meios de pagamento, vezes a velocidade-renda de moeda, é igual à renda nominal:

$$kBV = Y \quad (39)$$

Com a renda nominal sendo determinada por um conjunto de equações independentes de (39), surge, então, a seguinte questão: não é possível que os movimentos da base sejam contrabalançados por variações ou da velocidade-renda da moeda ou do multiplicador de meios de pagamento, ou de ambos, de tal modo que a renda nominal permaneça constante e a igualdade (39) se verifique. A resposta para esta questão é de que, em princípio, esta possibilidade existe. Todavia, como a evidência empírica mostra que tanto o multiplicador quanto a velocidade-renda são estáveis sob condições institucionais as mais diversas, daqui por diante admitiremos esta hipótese de trabalho.

#### IV.5.2 — Causa da Expansão Monetária: *Deficit* do Governo

A maioria dos diagnósticos da atual inflação brasileira aponta como sua causa fundamental o financiamento do *deficit* do governo através da expansão da base monetária. Um modelo bastante simples que incorpore esta hipótese mostrará que nestas circunstâncias a moeda é passiva, e que sua taxa de expansão depende do *deficit* e da taxa de inflação.

Para construir este modelo, admita-se que uma fração  $\phi$  do *deficit* (*Def*) do governo seja financiada com o aumento da base, isto é:

$$\Delta B = \phi Def \quad (40)$$

Suponha-se, também, que o *deficit* represente uma fração  $d'$  do produto nominal da economia:

$$Def = d'Y \quad (41)$$

A taxa de expansão monetária, na hipótese de que o multiplicador de meios de pagamento seja constante, é igual à taxa de crescimento da base monetária:

$$\mu = \frac{\Delta M}{M} = \frac{\Delta B}{B} \quad (42)$$

Substituindo-se (40) e (41) em (42), conclui-se que a taxa de expansão monetária depende da parcela do *deficit* financiado por acréscimo da base, do tamanho do *deficit* em relação ao produto da economia, do multiplicador de meios de pagamento e da velocidade-renda da moeda, de acordo com:

$$\mu = dkV \quad (43)$$

onde  $d = \phi d'$  é a proporção do *deficit* do governo, em relação à renda nominal, que é financiada pela base monetária.

Para valores prefixados de  $d$  e  $k$ , a taxa de expansão monetária depende do comportamento da velocidade-renda da moeda.

A teoria quantitativa moderna, apresentada no capítulo anterior, afirma que a velocidade-renda da moeda varia com o nível de renda



e com a taxa de inflação esperada. Admita-se, por simplicidade, que a elasticidade-renda da moeda é igual a 1, e que a velocidade-renda depende da taxa de inflação esperada através da seguinte forma funcional:

$$\log V_t = \log \bar{V} + \alpha_2 p_{t+1}^e$$

que, numa aproximação linear, baseada no fato de que  $e^x \cong 1 + x$ , pode ser escrita como:

$$V_t = \bar{V} (1 + \alpha_2 p_{t+1}^e) \quad (44)$$

Substituindo-se este valor na expressão (43), a taxa de expansão monetária é função da taxa de inflação esperada:

$$\mu_t = dk\bar{V} (1 + \alpha_2 p_{t+1}^e)$$

Quando o processo de formação de expectativas for do tipo estático, baseando-se na extrapolação pura e simples do passado recente, ou seja,  $p_{t+1}^e = p_t$ , a taxa de crescimento da oferta de moeda será função da taxa de inflação.

$$\mu_t = \bar{\mu} + \theta p_t \quad (45)$$

onde  $\bar{\mu} = \phi dk\bar{V}$  e  $\theta = \phi dk\bar{V} \alpha_2$ .

O tamanho relativo do *deficit* do governo (em relação ao produto) e a parcela do mesmo financiada pela base variam ao longo do tempo. Neste caso, uma aproximação linear de (43) combinada com a expressão da velocidade-renda (44) e com a hipótese de expectativa estática, fornece a seguinte equação para a taxa de expansão monetária:

$$\mu_t = \bar{\mu} + \theta_1 p_t + \theta_2 d_t \quad (46)$$

A moeda neste modelo é passiva e depende da taxa de inflação e do tamanho do *deficit* do governo financiado pela base monetária. O controle da política monetária, em tal situação, só pode ser exercido através do controle do *deficit* do governo. Em outras palavras, não existe outra saída para controlar a moeda senão aumentar a

receita ou cortar a despesa do governo, pois financiar o *deficit* permanente através da dívida pública esbarra na capacidade de absorção de títulos públicos pelo mercado.

Um modelo mais completo de uma economia com as características descritas acima chegaria a uma equação em forma final para a taxa de inflação que dependeria da evolução, do passado até o presente, do *deficit* do governo. Em símbolos:

$$p_t = p + \sum_{i=0}^{\infty} \omega_i d_{t-i} \quad (47)$$

A soma dos pesos  $\omega_i$ ,  $\sum \omega_i = \omega$ , indicaria a taxa de inflação de longo prazo que estaria associada à política de financiar uma proporção  $d$  do *deficit* do governo via expansão da base monetária.

#### IV.5.3 — Causa do *Deficit* do Governo: Expansão Monetária

O mecanismo gerador da expansão monetária do modelo da subseção precedente é o financiamento do *deficit* do governo. Alguns estruturalistas, como Rangel, argumentam que a direção da causalidade é de expansão monetária para o *deficit*, e não do *deficit* para a moeda, como acreditam os monetaristas.<sup>7</sup>

Admitindo-se, para simplificar o argumento, que a velocidade-renda da moeda é constante, a taxa de crescimento da oferta de moeda é dada pela taxa de crescimento da renda nominal  $DY_t$ :

$$\mu_t = DY_t$$

A taxa de crescimento da base monetária é igual à da oferta de moeda, supondo-se que o multiplicador de meios de pagamento também seja constante. Abstraindo-se das reservas cambiais numa economia aberta com regime de taxa de câmbio administrada, a base monetária é igual ao crédito concedido pelas autoridades monetá-

<sup>7</sup> Rangel (1963, p. 11) afirma que: "O governo brasileiro não emite para cobrir *deficits*. Ao contrário, suscita *deficits* para poder emitir".

rias ao setor privado e ao governo. Logo, a expansão da base faz-se necessariamente através da expansão do crédito, ao setor privado ou ao governo, ou então com uma combinação de ambas as coisas.

A posição de alguns economistas estruturalistas é de que o governo se vê, então, diante de uma situação em que é obrigado a criar um *deficit* para viabilizar o aumento da base monetária. Todavia, não fica claro neste argumento por que a expansão da base não se faz apenas via aumento do crédito ao setor privado. Pode-se imaginar, por exemplo, que apenas uma parcela do aumento da base se faça através do incremento do crédito ao governo. Neste caso, o *deficit* ( $Def_t$ ) seria uma fração  $\psi$  do aumento da base monetária:

$$Def_t = \psi \mu_t B_{t-1}$$

e o parâmetro  $\psi$  seria constante quando a proporção crédito setor privado/crédito setor público pelas autoridades monetárias se mantivesse inalterada. Em outras circunstâncias, dever-se-ia explicitar como o parâmetro  $\psi$  seria determinado.

No sistema brasileiro, em que o Banco do Brasil — um banco comercial — e o Banco Central do Brasil desempenham em conjunto as funções de Autoridades Monetárias, o aumento da base monetária  $\Delta B$  e da dívida pública  $\Delta D$  financia o *deficit* do governo,  $Def = G - T$ , o aumento do crédito ao setor privado  $\Delta C$  e as variações, em cruzeiros, das reservas internacionais  $\Delta R$ , isto é:

$$\Delta B + \Delta D \equiv G - T + \Delta C + \Delta R$$

No modelo estruturalista, a moeda é passiva, o que equivale a afirmar que a base monetária é endógena. Esta hipótese não implica, como se pode constatar facilmente pela identidade anterior, que o *deficit* e o dispêndio do governo seja uma variável endógena. É claro que com uma boa dose de imaginação poder-se-ia presumir condições em que tal fato ocorreria. Todavia, contrário ao que afirma Rangel, não nos parece que a hipótese de exogeneidade do *deficit* e do dispêndio do governo seja contrária à visão estruturalista do processo inflacionário.

## IV.6 – A Determinação do Produto Real e da Taxa de Inflação

### IV.6.1 – O Nível de Produção da Indústria

Em uma economia com dois setores — agricultura e indústria — o nível de produção é uma média ponderada das produções dos respectivos setores. No setor agrícola, como já vimos anteriormente, o nível de produção é determinado pelo livre jogo das forças de oferta e procura. Para o setor industrial os economistas estruturalistas adotam, de modo geral, o enfoque keynesiano de que o nível de produção, no curto prazo, ajusta-se ao nível de demanda, como indicado no Gráfico IV.2. Em símbolos:

$$y_{i,t} = y_{i,t}^d, y_{i,t} < \bar{y}_{i,t} \quad (48)$$

A qualificação introduzida pela desigualdade nesta expressão é de que o nível de produção ajusta-se ao nível de demanda até esgotar a capacidade máxima de produção do setor industrial. A partir daí, os preços industriais passariam a ser governados pela demanda.

A demanda agregada dos bens industriais constitui-se da soma dos seguintes itens: consumo, investimento, gastos do governo e exportações líquidas. A especificação da equação de demanda poderia ser feita, então, a partir da especificação de equações de comportamento para cada um desses componentes. Este tipo de exercício, de modo geral, levaria a uma equação de demanda da seguinte forma:

$$y_{i,t}^d = f \left( \frac{P_{a,t}}{P_{i,t}}, \frac{P_{i,t+1}^e}{P_{i,t}}, y_t, z_t \right) \quad (49)$$

A demanda de bens industriais depende de dois preços relativos: a relação de trocas entre agricultura e indústria e o preço do bem industrial hoje comparado com o preço desse bem que se espera para amanhã. No primeiro caso, quando a relação de trocas aumenta (diminui) o nível de demanda aumenta (diminui). No segundo caso, quando se antecipa hoje que os preços estarão mais elevados

amanhã o nível de demanda aumenta. Neste ponto, vale a pena lembrar o papel e a importância da taxa antecipada de crescimento dos preços industriais na utilização da capacidade produtiva do setor industrial para economistas estruturalistas, como Rangel (1963, p. 19), que afirma: "a expectativa quanto à taxa de inflação interessa tanto ao nível do dispêndio corrente das pessoas, como ao volume relativo das imobilizações — *tanto as de consumo, como as de produção*". Logo adiante, Rangel (1963, p. 20) conclui: "Determina, portanto, o nível de renda nacional, que outra coisa não é senão o resultado da utilização daquela parte da capacidade produtiva social existente, para a qual se configura demanda efetiva".

O nível de renda da economia,  $y_t$ , é um dos argumentos da equação de demanda (49) e está correlacionado positivamente com o nível de demanda. O símbolo  $z_t$  representa um conjunto de variáveis que afetam o nível de demanda e, entre elas, cabe mencionar: gastos reais do governo, estrutura tributária, taxa de câmbio real, renda mundial, distribuição de renda, restrições ao crédito direto ao consumidor (como entrada mínima e prazo máximo de pagamento), instrumentos da política comercial (tarifas, subsídios, controles quantitativos) etc.

#### IV.6.2 — A Taxa de Crescimento do Produto Real

A equação (49) pode ser escrita, aproximadamente, em termos de taxas de crescimento, de acordo com:

$$Dy_{t,t} = a_1 R_t + a_2 (p_{i,t+1}^e - p_{i,t}^e) + a_3 Dy_t + a_4 Dz_t \quad (50)$$

As letras  $a_i$  representam parâmetros, os demais símbolos já são conhecidos e levou-se em conta a hipótese de que a produção industrial ajusta-se ao nível de demanda.

Admite-se que  $z_t$  é uma variável definida em termos reais (como, por exemplo, gastos reais do governo) e que ela é endógena, pois depende da taxa de inflação. O valor de  $Dz_t$  é, então, igual a:

$$Dz_t = DZ_t - p_t$$

em que  $DZ_t$  é a taxa de crescimento, em termos nominais, da variável  $Z$ .

Supõe-se, por simplicidade, que a aceleração na taxa esperada de aumento dos preços industriais é igual à aceleração observada na inflação:

$$p_{i,t+1}^e - p_{i,t}^e = p_t - p_{t-1}$$

Substituindo-se as duas últimas expressões na equação (50), resulta:

$$Dy_{i,t} = a_1 R_t + (a_2 - a_4) p_t - a_2 p_{t-1} + a_3 Dy_t + a_4 DZ_t \quad (51)$$

Observe-se que, se  $a_2 - a_4$  for positivo, a taxa de crescimento da produção industrial e a taxa de inflação, mantidas constantes às demais condições, estão correlacionadas positivamente.

A taxa de crescimento do produto real da economia é, aproximadamente, igual à média ponderada das taxas de crescimento dos setores agrícola e industrial:

$$Dy_t = \alpha Dy_{a,t} + (1 - \alpha) Dy_{i,t} \quad (52)$$

A taxa de crescimento da produção agrícola e a taxa de variação da relação de trocas, no modelo de dois setores da segunda seção deste capítulo, são dadas pelas seguintes expressões:

$$\begin{cases} Dy_{a,t} = \frac{\eta_a \varepsilon}{\eta_a + \eta_o} Dy_t + \frac{\eta_o \theta}{\eta_a + \eta_o} \\ R_t = \frac{\varepsilon}{\eta_a + \eta_o} Dy_t - \frac{\theta}{\eta_a + \eta_o} \end{cases} \quad (53)$$

Combinando-se as equações (51), (52) e (53) e usando-se um pouco de álgebra, obtém-se:

$$Dy_t = b_0 + b_1 p_t + b_2 p_{t-1} + b_3 DZ_t \quad (54)$$

onde:

$$b_0 = \theta [\alpha \eta_a - (1 - \alpha) \alpha_1] \Delta;$$

$$b_1 = (\eta_a + \eta_o) (1 - \alpha) (a_2 - a_4) / \Delta;$$

$$b_2 = -(\eta_a + \eta_o) (1 - \alpha) \alpha_2 / \Delta;$$

$$b_3 = -(\eta_a + \eta_o) (1 - \alpha) \alpha_4 / \Delta; \text{ e}$$

$$\Delta = \eta_a + \eta_o - \alpha \eta_o \varepsilon - (1 - \alpha) \alpha_1 \varepsilon - (1 - \alpha) \alpha_3 (\eta_a + \eta_o).$$

Portanto, a taxa de crescimento do produto real depende da taxa de inflação atual, da inflação passada e da taxa de crescimento da variável exógena  $Z_t$ .

#### IV.6.3 – Capacidade Ociosa na Indústria $\times$ Taxa de Crescimento do Produto

A taxa de crescimento do produto industrial diverge de sua taxa de crescimento potencial em virtude de oscilações na capacidade ociosa, de acordo com a identidade:

$$Dy_{t,t} \equiv D\bar{y}_{t,t} - (h_{t,t} - h_{t,t-1})$$

Como a taxa de crescimento do produto real é uma média ponderada das taxas de crescimento dos produtos agrícola e industrial, segue-se que:

$$Dy_t = \alpha \eta_a R_t + D\bar{y}_t - (1 - \alpha) (h_{t,t} - h_{t,t-1}) \quad (55)$$

A taxa de crescimento do produto potencial foi definida por:

$$D\bar{y}_t = \alpha \theta + (1 - \alpha) D\bar{y}_{t,t}$$

na suposição de que a taxa natural de crescimento do produto agrícola é aquela que mantém inalterada a relação de trocas entre a agricultura e a indústria.

A relação entre a taxa de crescimento do produto real e a variação na capacidade ociosa na indústria é obtida substituindo-se a expressão de  $R_t$  em (53) na equação (55), cujo resultado é o seguinte:

$$Dy_t = d_0 - d_1 (h_{t,t} - h_{t,t-1}) \quad (56)$$

onde:

$$d_0 = \frac{(\eta_a + \eta_s) D\bar{y} - \alpha \eta_s \theta}{\eta_a + \eta_s - \alpha \eta_s \varepsilon}; \text{ e}$$

$$d_1 = \frac{(1 - \alpha) (\eta_a + \eta_s)}{\eta_a + \eta_s - \alpha \eta_s \varepsilon}.$$

#### IV.6.4 — Determinação Simultânea da Taxa de Inflação e da Capacidade Ociosa na Indústria

A taxa de inflação no modelo de dois setores é um caso particular da equação (37), isto é:

$$p_t = \beta_{10} + \gamma_{12} h_{i,t} + \beta_{11} p_{t-1} + \beta_{12} h_{i,t-1} + \beta_{13} s_{m,t} \quad (57)$$

onde se levou em conta a relação entre a taxa de crescimento do produto real e a variação na capacidade ociosa na indústria dada por (56), e cujos parâmetros desta equação são definidos por:

$$\beta_{10} = p - \gamma_1 Dy^*; \beta_{11} = \delta; \beta_{12} = \gamma_1 d_1; \gamma_{12} = \gamma_2 - \gamma_1 d_1; \text{ e } \beta_{13} = \beta_1.$$

A taxa de capacidade ociosa na indústria é obtida substituindo-se (54) em (56), ou seja:

$$h_{i,t} = \beta_{20} + \gamma_{21} p_t + \beta_{21} p_{t-1} + h_{i,t-1} + \beta_{23} DZ_t \quad (58)$$

onde:  $\beta_{20} = -(d_0 + b_0)/d_1$ ;  $\gamma_{21} = -b_1/d_1$ ;  $\beta_{21} = -b_2/d_1$ ; e  $\beta_{23} = -b_3/d_1$ .

O sistema formado pelas equações (57) e (58), com duas incógnitas,  $p_t$  e  $h_{i,t}$ , pode ser escrito na seguinte forma matricial:

$$\begin{bmatrix} 1 & -\gamma_{12} \\ -\gamma_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_t \\ h_{i,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1} \\ h_{i,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{10} + \beta_{13} s_{m,t} \\ \beta_{20} + \beta_{23} DZ_t \end{bmatrix}$$

cuja solução é:

$$\begin{bmatrix} p_t \\ h_{i,t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - \gamma_{21} \gamma_{12}} \begin{bmatrix} \beta_{11} + \gamma_{12} \beta_{21} & \beta_{12} + \gamma_{12} \\ \gamma_{21} \beta_{11} + \beta_{21} & \gamma_{21} \beta_{12} + 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1} \\ h_{i,t-1} \end{bmatrix} + \frac{1}{1 - \gamma_{21} \gamma_{12}} \begin{bmatrix} \beta_{10} + \gamma_{12} \beta_{20} + \beta_{13} s_{m,t} + \gamma_{12} \beta_{23} DZ_t \\ \beta_{20} + \beta_{10} \gamma_{21} + \beta_{13} \gamma_{21} s_{m,t} + \beta_{23} DZ_t \end{bmatrix} \quad (59)$$

Este sistema é a forma reduzida do modelo estruturalista. A taxa de inflação atual e a capacidade ociosa existente no setor industrial



dependem da taxa de inflação e da capacidade ociosa no setor industrial do período precedente, da componente autônoma do crescimento do salário mínimo e da taxa de crescimento da variável exógena  $Z_t$ .

O sistema de equações de diferenças finitas (59) pode ser escrito de forma mais compacta com a seguinte notação:

$$x_t = A x_{t-1} + v_t \quad (60)$$

$$\text{onde: } x_t = \begin{bmatrix} p_t \\ h_{i,t} \end{bmatrix};$$

$$v_t = \frac{1}{1 - \gamma_{21} \gamma_{12}} \begin{bmatrix} \beta_{10} + \gamma_{12} \beta_{20} + \beta_{13} s_{m,t} + \gamma_{12} \beta_{23} DZ_t \\ \beta_{20} + \beta_{10} \gamma_{21} + \beta_{13} \gamma_{21} s_{m,t} + \beta_{23} DZ_t \end{bmatrix}; e$$

$$A = \frac{1}{1 - \gamma_{21} \gamma_{12}} \begin{bmatrix} \beta_{11} + \gamma_{12} \beta_{21} & \beta_{21} + \gamma_{12} \\ \gamma_{21} \beta_{11} + \beta_{21} & 1 + \gamma_{21} \beta_{12} \end{bmatrix}$$

A condição para a estabilidade deste sistema de equações é de que as raízes da equação característica  $|\lambda I - A| = 0$  sejam, em valores absolutos, inferiores à unidade. Admite-se que os parâmetros estruturais do modelo sejam tais que isto ocorra.

A solução geral do sistema de equações de diferenças finitas (60) será dada por:

$$x_t = (I - AL)^{-1} v_t + C \Lambda^t f \quad (61)$$

onde  $\Lambda$  é a matriz diagonal contendo as raízes características da matriz  $A$ ,  $C$  é uma matriz formada por vetores característicos de matriz  $A$  e  $f$  é um vetor com constantes arbitrárias cujos valores dependem das condições iniciais do modelo. Fazendo-se as operações algébricas indicadas em (61), são obtidas as equações em forma final para a taxa de inflação e a capacidade ociosa do setor industrial, isto é:

$$p_t = p + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_{1,i} DZ_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_{2,i} s_{m,t-i} \quad (62)$$

e:

$$h_{i,t} = h + \sum_{i=0}^{\infty} \phi'_{1,i} DZ_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi'_{2,i} s_{m,t-i} \quad (63)$$

Observe-se que, por simplicidade, deixamos de escrever nas duas equações os termos transitórios, que dependem das raízes características da matriz  $A$ .

As origens da inflação no modelo estruturalista concentram-se, portanto, em dois conjuntos de fatores: a evolução histórica das variáveis exógenas do modelo e os coeficientes  $\phi$  que refletem a estrutura da economia. Os economistas estruturalistas enfatizam que a causa básica do processo inflacionário reside na estrutura da economia. Esta proposição baseia-se no fato de que a soma de cada conjunto de coeficiente  $\phi$  é positiva. O combate à inflação é, portanto, um problema para ser resolvido no médio e longo prazos, pois no curto prazo é praticamente impossível mudar a estrutura da economia.

#### IV.7 — Taxa de Inflação: Equação Estruturalista em Forma Final

O modelo estruturalista apresentado nas seções anteriores contém três setores: agricultura de consumo interno, agricultura de exportação e indústria. No setor agrícola de consumo interno, os preços e as quantidades são determinados pelo livre jogo das forças de oferta e procura. No setor agrícola de exportação, o preço depende do preço internacional, enquanto o nível de produção é determinado pelas condições de oferta. Na indústria, o preço é fixado a partir do custo unitário de produção através de um *mark-up*, enquanto a produção ajusta-se às condições de demanda. Portanto, o produto nominal e o nível de preços neste modelo são determinados independentemente do lado monetário da economia, e a moeda é passiva no sentido de que ela é uma variável endógena.

Em um modelo formado por um conjunto de equações que incorporem a visão estruturalista do processo inflacionário, apresentada

neste capítulo, a taxa de inflação depende da inflação passada (através dos diversos mecanismos de propagação) e das componentes autônomas (representadas aqui pelas variáveis que afetam o crescimento da demanda do setor industrial), dos choques do setor externo da economia (provocados por variações dos preços domésticos dos insumos importados e dos produtos agrícolas de exportação) e da componente autônoma embutida na taxa de crescimento do salário mínimo.

Quando o processo inflacionário for estável, o sistema de equações de diferenças finitas do modelo pode ser resolvido para a taxa de inflação, obtendo-se, então, a seguinte expressão:

$$\begin{aligned}
 p_t = p + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_{1,i} DZ_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_{2,i} \pi_{x,t-i} + \\
 + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_{3,i} \pi_{m,t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_{4,i} \delta_{m,t-i} \quad (64)
 \end{aligned}$$

Esta equação, que é a forma final do modelo para a taxa de inflação, mostra que as origens da inflação atual encontram-se não somente no presente, mas também no passado, pois a inflação depende da evolução histórica de um conjunto de variáveis de política econômica que afetam diretamente o nível de demanda agregada do setor industrial e de outras variáveis que atuam diretamente sobre os preços (como é o caso dos preços dos produtos agrícolas de exportação) ou indiretamente, via aumentos do custo de produção, como acontece quando sobem os preços dos insumos importados e o salário mínimo.

Cabe salientar que na equação em forma final da taxa de inflação no modelo estruturalista não entram variáveis monetárias, pois a moeda, como uma variável endógena do modelo, depende das mesmas variáveis que determinam o comportamento da taxa de inflação.



# AS ORIGENS DA INFLAÇÃO BRASILEIRA NO PÓS-GUERRA: A EVIDÊNCIA EMPÍRICA

*It does require maturity to realize that models are to be used but not to be believed. [Theil (1971, p. VI).]*

Este capítulo tem como objetivo investigar as origens da inflação brasileira no pós-guerra. Na primeira seção estimam-se equações da taxa de inflação com base na teoria quantitativa da moeda na sua versão moderna, seguindo o enfoque adotado originalmente por Harberger (1963) para o Chile. Este enfoque tem certas limitações que devem ser explicitadas. Em primeiro lugar, a equação da taxa de inflação tem como uma de suas variáveis explicativas a renda, que é uma variável endógena e, por conseguinte, determinada simultaneamente com a taxa de inflação. Portanto, não se pode afirmar que este tipo de equação determine as causas da inflação. A segunda limitação do enfoque de Harberger é que a questão de causalidade entre preços e moeda, ou entre preços e base monetária, que é tão importante no argumento dos economistas estruturalistas, não é levada na devida conta. Sobre esta questão cabem inclusive alguns comentários.

A literatura econométrica recente tem tratado do problema da causalidade entre variáveis, e as contribuições de Granger (1969) e Sims (1972) foram bastante importantes no desenvolvimento dos testes estatísticos de causalidade. Aqui no Brasil, um trabalho concluído recentemente por Marques (1982) mostrou que não se pode

chegar a uma conclusão firme sobre a direção de causalidade entre moeda e preços. Em virtude desta conclusão, adotaremos em boa parte deste capítulo uma atitude pragmática, admitindo que as autoridades monetárias dispõem de instrumentos que possibilitam, pelo menos potencialmente, o controle efetivo da política monetária. Aliás, é bom lembrar que alguns episódios da história monetária do pós-guerra indicam claramente que esta hipótese não é irrealista.

A segunda seção deste capítulo cuida da relação entre inflação e nível de atividade dentro do arcabouço teórico da Curva de Phillips. Novamente, esta relação não comporta ilações sobre causalidade, por se tratar de uma equação estrutural. Aqui, como no caso anterior, a qualidade e a disponibilidade de dados devem ser levadas em consideração numa apreciação crítica dos resultados obtidos.

A terceira seção apresenta estimativas e compara, de acordo com alguns critérios, equações da taxa de inflação dos modelos monetarista e estruturalista. Estas equações estão em forma final, vale dizer, que a taxa de inflação depende da evolução histórica das variáveis exógenas de cada modelo.

A última seção deste capítulo, que foi um produto das conclusões obtidas na seção precedente, procura demonstrar que a macroeconomia moderna é capaz de integrar os modelos monetarista e estruturalista num outro mais genérico, desde que se abandone a idéia de que a política monetária é passiva. Esta seção constitui-se numa tentativa de reunir os elementos básicos de cada modelo, de forma a obter-se uma equação em forma final para a taxa de inflação, que é híbrida no sentido de incluir ao mesmo tempo variáveis exógenas dos modelos monetarista e estruturalista. Esta equação é, então, estimada para o pós-guerra.

## V.1 — Inflação e Procura de Moeda

A velocidade-renda da moeda mais do que duplicou entre 1947 e 1979. Este comportamento pode ser atribuído, basicamente, a três causas: aumento das taxas de juros e de inflação no período, economias de escala na procura de moeda e inovações financeiras com a criação de novos ativos substitutos de moeda.

O aumento das taxas de juros e de inflação torna a retenção da riqueza sob a forma de moeda menos atrativa, induzindo os agentes econômicos a substituírem moeda por outros ativos na composição de seus *portfolios* e, em conseqüência, a utilizarem, em média, um maior número de vezes a mesma quantidade de moeda na geração de determinado nível de renda.

Em uma economia em crescimento, a quantidade real de moeda tende a crescer com a renda. Quando a elasticidade-renda da moeda é menor do que 1, a quantidade real de moeda por unidade de produto decresce em virtude de economias de escala e, obviamente, a velocidade-renda aumenta.

A introdução de novos ativos financeiros, como aconteceu na economia brasileira no pós-guerra, com a criação das Letras de Câmbio, dos Depósitos em Cadernetas de Poupança, das Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional, das Letras do Tesouro Nacional, dos Certificados de Depósito Bancário, amplia as opções de diversificação dos *portfolios* dos agentes econômicos, e estes novos ativos podem substituir a moeda como forma alternativa de reserva temporária de poder de compra. Se isto ocorrer, para um mesmo nível de riqueza e de estrutura de taxas de juros e de inflação, a quantidade real de moeda demandada diminuirá e a velocidade-renda aumentará.

### V.1.1 — Especificação da Equação de Procura

Esses fatores que determinam o comportamento da velocidade-renda da moeda conduzem naturalmente à especificação da equação de procura de moeda, na qual o (logaritmo neperiano do) encaixe real de moeda  $m_t$  é função do nível de renda real  $y_t$ , da taxa de inflação esperada  $p_t^e$  e do tempo  $t$  como variável de tendência para captar o efeito das inovações financeiras, isto é:

$$\log m_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log y_t - \alpha_2 p_t^e - \alpha_3 t \quad (1)$$

Os coeficientes  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  e  $\alpha_3$  são todos positivos. Se houver economias de escala, a elasticidade-renda da moeda,  $\alpha_1$ , será menor do que 1. O coeficiente de expectativa,  $\alpha_2$ , é positivo, pois a taxa de inflação esperada e a quantidade real de moeda demandada caminham em

sentidos opostos. A inclusão do tempo como variável explicativa na equação de demanda de moeda com um coeficiente constante pres-supõe que o efeito das inovações financeiras sobre a procura de moeda ocorre de modo uniforme ao longo do tempo. Esta hipótese merece alguns comentários: em primeiro lugar, inexistente qualquer razão de ordem teórica para que, *a priori*, admita-se que o efeito das inovações distribua-se de modo uniforme, nem tampouco, no caso brasileiro, as inovações ocorreram ininterruptamente durante todos os anos do pós-guerra; e, em segundo, a formulação da equação de procura de moeda com a inclusão do tempo coloca o seguinte problema do ponto de vista empírico: em uma economia em crescimento, o nível de renda é fortemente correlacionado com o tempo, tornando-se difícil separar as contribuições marginais das inovações e da renda sobre a quantidade procurada de moeda devido à multicolinearidade entre as duas variáveis.

### V.1.2 — A Taxa de Inflação

A taxa de crescimento da quantidade real demandada de moeda, de acordo com a equação (1), depende da taxa de crescimento da renda real, da aceleração na taxa de inflação esperada e da taxa de inovações financeiras. Algebricamente, esta proposição pode ser facilmente verificada subtraindo-se da equação (1) a mesma equação defasada de um período, cujo resultado é o seguinte:

$$Dm_t = \alpha_1 Dy_t - \alpha_2 \Delta p_t^e - \alpha_3 \quad (2)$$

onde:  $Dm_t = \log m_t/m_{t-1}$ ;  $Dy_t = \log y_t/y_{t-1}$ ; e  $\Delta p_t^e = p_t^e - p_{t-1}^e$ .

A taxa de inflação, por definição, é igual à diferença entre a taxa de crescimento da quantidade nominal de moeda,  $\mu_t$ , e a taxa de crescimento da quantidade real da moeda:

$$p_t = \mu_t - Dm_t \quad (3)$$

Logo, levando-se (2) em (3), conclui-se que a taxa de inflação depende da taxa de expansão monetária, da taxa de crescimento da



renda real, da aceleração na taxa de inflação esperada e da taxa de inovações financeiras, isto é:

$$p_t = \alpha_3 + \mu_t - \alpha_1 Dy_t + \alpha_2 \Delta p_t^e + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde  $\varepsilon_t$  é o termo estocástico. Observe-se que, dado o pressuposto de inexistência de ilusão monetária, o coeficiente da taxa de expansão monetária é igual a 1. Esta hipótese certamente deve ser submetida ao veredito dos dados.

Os monetaristas supõem que, no longo prazo, a política monetária não afeta o crescimento da renda real e que, para uma dada taxa de expansão monetária, a aceleração na taxa de inflação esperada é nula. Assim, as variações da taxa de expansão monetária transmitem-se integralmente, no longo prazo, aos preços, pois nessas circunstâncias:

$$p_t = \alpha_3 + \mu_t - \alpha_1 D\bar{y}_t$$

onde  $D\bar{y}_t = \log \bar{y}_t / \bar{y}_{t-1}$  e  $\bar{y}$  representa o produto potencial da economia.

No curto prazo, segundo os monetaristas, o processo inflacionário só pode ser compreendido a partir do conhecimento das inter-relações existentes entre política monetária, crescimento da renda e aceleração na taxa de inflação esperada, pois estas duas últimas são variáveis endógenas no modelo.

### V.1.3 — Expectativas Estáticas

Para se estimar os parâmetros da equação de demanda de moeda é necessário que se explicita o mecanismo pelo qual os agentes econômicos formam suas expectativas. Se a aceleração na inflação esperada for igual à aceleração observada no último período:

$$\Delta p_t^e = \Delta p_{t-1} \quad (5)$$

a equação da taxa de inflação transforma-se em:

$$p_t = \alpha_3 + \mu_t - \alpha_1 Dy_t + \alpha_2 \Delta p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

A Tabela V.1 contém várias estimativas dos parâmetros dessa equação através do método de mínimos quadrados ordinários, com dados anuais para o período 1947/79. Na primeira linha dessa tabela as estimativas da constante, do coeficiente da taxa de expansão monetária e da elasticidade-renda são significativas, enquanto o coeficiente de expectativa apresenta elevado erro-padrão. Quando se estima a regressão sem a constante, o valor da elasticidade-renda baixa de 1,327 para 0,705, o coeficiente da taxa de expansão monetária aumenta de 0,804 para 0,982, porém o coeficiente de expectativa permanece não-significativo. Quando se estima a regressão com a condição de que o coeficiente da taxa de expansão monetária seja igual a 1, o intercepto deixa de ser significativo, a elasticidade-renda é igual a 1,149 e o coeficiente de expectativa não é significativo.

Tabela V.1

$$\text{REGRESSÃO: } p = a_0 + a_1\mu + a_2Dy + a_3 \Delta p_{-1}$$

$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$R^2$ (D.W.)
0,104 (0,051)	0,804 (0,111)	-1,327 (0,421)	0,248 (0,177)	0,70 (2,16)
—	0,982 (0,071)	-0,705 (0,303)	0,211 (0,186)	0,76 (2,25)
0,031 (0,032)	1,0 (—)	-1,149 (0,425)	0,161 (0,176)	0,22 (2,36)

OBS.: Nesta e nas demais tabelas os valores entre parênteses são os erros-padrão das estimativas.

Os resultados da Tabela V.1 conduzem a três conclusões: a primeira é de que a hipótese de inexistência de ilusão monetária não é rejeitada; a segunda é de que, se a hipótese de uma taxa positiva para as inovações financeiras for aceita, a elasticidade-renda da moeda é maior do que 1 e, no caso oposto, isto é, se o efeito das inovações financeiras sobre a demanda de moeda for inexistente, a elasticidade-renda de moeda é menor do que 1; e a terceira conclusão é que, com expectativas estáticas, a hipótese de o coeficiente de expectativa ser igual a zero não é rejeitada.

#### V.1.4 — Realização das Previsões

Em um país com a experiência inflacionária do Brasil é difícil, *a priori*, acreditar, quando se trabalha com dados anuais, que o processo de formação de expectativas baseie-se na extrapolação pura e simples do passado sem levar em conta fatos recentes que influenciarão o curso futuro dos eventos. Uma hipótese diametralmente oposta é de que as previsões de aceleração na taxa de inflação são tão precisas, de tal modo que a aceleração esperada é justamente igual àquela efetivamente observada:

$$\Delta p_t^e = \Delta p_t \quad (7)$$

Com esta especificação para o mecanismo de formação de expectativas, a equação de procura de moeda transforma-se em:

$$p_t = \alpha_3 + \mu_t - \alpha_1 Dy_t + \alpha_2 \Delta p_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

A Tabela V.2 contém estimativas dos parâmetros dessa regressão. Na sua primeira linha, todos os coeficientes estimados são significativos: como se esperava, *a priori*, a constante é positiva, a elasticidade-renda é maior do que 1 e não se rejeita a hipótese de que o coeficiente da taxa de expansão monetária é igual a 1. Quando se estima a regressão sem o termo constante, a elasticidade-renda torna-se menor do que 1, o coeficiente da taxa de expansão monetária é praticamente igual a 1 e o coeficiente de expectativa não se altera. Na terceira linha da Tabela V.2, a regressão (8) é estimada impondo-se um coeficiente unitário para a taxa de expansão monetária. Neste caso, o intercepto não é mais significativo, porém os demais coeficientes são. Quando se impõe a restrição adicional de intercepto nulo, a elasticidade-renda torna-se menor do que 1. Em todos os experimentos o coeficiente de expectativa permanece estável. De modo geral, as conclusões que se pode extrair a partir da Tabela V.2 coincidem com aquelas a que se chegou com os resultados de Tabela V.1, exceto no que diz respeito ao coeficiente de expectativa, pois ele agora é significativo.

Tabela V.2

REGRESSÃO:  $p = a_0 + a_1\mu + a_2Dy + a_3 \Delta p$ 

$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$R^2$ (D.W.)
0,083 (0,040)	0,858 (0,083) 0,994 (0,054)	-1,335 (0,083) -1,805 (0,236)	0,527 (0,133) 0,543 (0,141)	0,86 (2,17) 0,84 (2,17)
0,030 (0,025)	1,0 (-) 1,0 (-)	-1,186 (0,338) -0,826 (0,135)	0,529 (0,138) 0,542 (0,138)	0,50 (2,40) 0,47 (2,20)

## V.1.5 — Expectativas Racionais

A hipótese de que as previsões para a taxa de inflação se realizam pode ser interpretada no contexto de expectativas racionais, onde a taxa de inflação diverge da taxa de inflação esperada apenas por flutuações aleatórias, de acordo com:

$$p_t = p_t^e + \zeta_t \quad (9)$$

A variável estocástica  $\zeta_t$  tem média zero, variância constante e é serialmente independente.

Segue-se, então, que a aceleração observada na taxa de inflação é uma medida com erro da aceleração esperada na taxa de inflação, pois, de (9), tem-se que:

$$\Delta p_t^e = \Delta p_t - (\zeta_t - \zeta_{t-1}) \quad (10)$$

Substituindo-se esta expressão na equação (4), a taxa de inflação é igual a:

$$p_t = \alpha_3 + \mu_t - \alpha_1 Dy_t + \alpha_2 \Delta p_t^e + \varepsilon_t - \alpha_2 (\zeta_t - \zeta_{t-1}) \quad (11)$$

É fácil verificar que a aceleração observada na taxa de inflação está correlacionada com o termo estocástico. Conseqüentemente, as

estimativas da Tabela V.2 pelo método de mínimos quadrados ordinários provêm de estimadores inconsistentes.

Como a aceleração, por definição, é igual à diferença entre as taxas de inflação nos períodos  $t$  e  $t-1$ , a equação (11) pode ser reescrita, depois de algumas manipulações algébricas, da seguinte forma:

$$p_t = \frac{\alpha_3}{1 - \alpha_2} + \frac{1}{1 - \alpha_2} \mu_t - \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_2} Dy_t - \frac{\alpha_2}{1 - \alpha_2} p_{t-1} + u_t \quad (12)$$

onde  $u_t = \varepsilon_t - \alpha_2(\zeta_t - \zeta_{t-1})$ . Observe que, se o coeficiente de expectativa for menor do que 1, o coeficiente da taxa de expansão monetária será maior do que 1 e os coeficientes das taxas de crescimento da renda e da inflação defasadas serão negativos. Por outro lado, se o coeficiente de expectativa for maior do que 1, o coeficiente de  $\mu_t$  será negativo e os coeficientes de  $Dy_t$  e  $p_{t-1}$  serão positivos. Em qualquer situação, se não existir ilusão monetária, a soma dos coeficientes das taxas de expansão monetária e de inflação defasada será igual a 1.

A Tabela V.3 contém várias estimativas dos parâmetros da equação (12). As duas primeiras linhas dessa tabela apresentam estimativas pelo método de mínimos quadrados ordinários. O coeficiente da renda muda substancialmente quando se exclui o intercepto; o coeficiente da taxa de expansão monetária, contrário ao previsto, é menor do que 1; a hipótese de que a soma dos coeficientes de  $\mu_t$  e  $p_{t-1}$  é igual a 1 não é rejeitada; o coeficiente da taxa de inflação defasada, ao invés de negativo, é positivo.

O método de mínimos quadrados ordinários é inadequado para se estimar os parâmetros da equação (12), pois esses estimadores são inconsistentes em virtude de que a inflação defasada está correlacionada com o termo estocástico na referida equação.

A terceira e a quarta linhas da Tabela V.3 contém estimativas dos parâmetros da equação (12) pelo método de variáveis instrumentais, com a taxa de inflação defasada de dois períodos servindo de instrumento. Embora as mudanças nos valores dos parâmetros com relação às estimativas de mínimos quadrados ordinários sejam substanciais, as conclusões persistem: o coeficiente da taxa de inflação

Tabela V.3

REGRESSÃO:  $p = a_0 + a_1\mu + a_2 Dy + a_3p_{-1}$ 

$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_1 + a_3$	$R^2$ (D.W.)	Método de Estima- ção
0,068 (0,050)	0,573 (0,191)	-0,939 (0,473)	0,328 (0,189)	0,901 (0,102)	0,80 (1,77)	M.Q.O.
—	0,611 (0,192)	-0,447 (0,310)	0,402 (0,184)	1,013 (0,062)	0,79 (1,81)	M.Q.O.
0,094 (0,057)	0,829 (0,269)	-1,353 (0,575)	0,021 (0,288)	0,850 (0,117)	0,78 (1,99)	V.I. = $p_2$
—	0,864 (0,271)	-0,668 (0,364)	0,146 (0,268)	1,010 (0,066)	0,77 (2,02)	V.I. = $p_2$
0,200 (0,242)	1,094 (0,401)	-2,819 (2,592)	-0,320 (0,538)	0,774 (0,302)	0,66 (2,25)	V.I. = $b, Dy_{-1} p_{-1}$
—	1,107 (0,355)	-0,935 (0,537)	-0,074 (0,331)	1,033 (0,089)	0,73 (2,21)	V.I. = $b, Dy_{-1} p_2$

defasada não é negativo; o coeficiente da taxa de expansão monetária é menor do que 1; e a hipótese de que a soma desses dois coeficientes é igual a 1 não é rejeitada.

É possível que esses resultados prendam-se ao fato de que problemas de simultaneidade estejam acarretando tendenciosidade nas estimativas dos parâmetros, pois as taxas de expansão monetária e de crescimento da renda real são variáveis endógenas. As duas últimas linhas da Tabela V.3 apresentam os resultados a que se chega quando se utiliza a taxa de crescimento de base monetária, a taxa de crescimento da renda defasada de um período e a taxa de inflação com dois períodos de defasagem como variáveis instrumentais no processo de estimação. Agora, o coeficiente da taxa de expansão monetária é maior do que 1 e o coeficiente da taxa de inflação defasada de um período é negativo. Como antes, a hipótese de que a soma desses dois coeficientes é igual a 1 não é rejeitada. Todavia, o coeficiente da taxa de inflação defasada de um período não é significativo e os valores das estimativas mudam bastante quando se estima a

regressão sem o intercepto, apesar de sua significância estatística. Em ambas as situações a hipótese de inexistência de ilusão monetária não é rejeitada.

Os resultados da Tabela V.3 levam-nos a concluir que a estimação dos parâmetros da equação (12) por um método que leva em consideração o erro de medida e a simultaneidade existente nas variáveis explicativas muda substancialmente os valores das estimativas. Todavia, a estimativa do coeficiente de expectativa, apesar de apresentar o sinal que, *a priori*, se esperava, tem elevado erro-padrão.

### V.1.6 — Taxa de Inflação Esperada $\times$ Período de Decisão

A equação de procura de moeda pressupõe que a taxa de inflação esperada, no período  $t - 1$ , para o período  $t$ , mede adequadamente o custo de oportunidade da moeda. Uma hipótese alternativa, que pode inclusive ser considerada mais realista, é de que ao final do período  $t$ , quando o estoque real de moeda é igual a  $m_t$ , o custo de oportunidade relevante para a decisão de que proporção de riqueza alocar sob a forma de moeda é a taxa de inflação esperada, no período  $t$ , para o período  $t + 1$ . A equação de procura de moeda dependeria, então, da taxa de inflação esperada  $p_{t+1}^e$ , de acordo com:

$$\log m_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log y_t - \alpha_2 p_{t+1}^e - \alpha_3 t \quad (13)$$

A taxa de crescimento da quantidade real demandada de moeda, obtida subtraindo-se da equação (13) a mesma equação defasada de um período, é igual a:

$$Dm_t = -\alpha_3 + \alpha_1 Dy_t - \alpha_2 \Delta p_{t+1}^e \quad (14)$$

A taxa de inflação, que resulta da substituição desta expressão em (3), depende da taxa de inovações financeiras, da taxa de expansão monetária, da taxa de crescimento da renda real e da aceleração prevista para a inflação no período seguinte. Em símbolos:

$$p_t = \alpha_3 + \mu_t - \alpha_1 Dy_t + \alpha_2 \Delta p_{t+1}^e + \varepsilon_t \quad (15)$$

onde acrescentou-se o termo estocástico  $\varepsilon_t$ .

Com expectativas racionais, a aceleração na taxa esperada de inflação é igual a:

$$\Delta p_{t+1}^e = p_{t+1} - p_t - (\zeta_{t+1} - \zeta_t) \quad (16)$$

Substituindo-se (16) em (15) e rearranjando-se alguns termos, obtém-se a seguinte expressão para a taxa de inflação:

$$p_t = \frac{\alpha_3}{1 + \alpha_2} + \frac{1}{1 + \alpha_2} \mu_t - \frac{\alpha_1}{1 + \alpha_2} Dy_t + \\ + \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} p_{t+1} + u_t \quad (17)$$

onde  $u_t = \varepsilon_t - \alpha_2 (\zeta_{t+1} - \zeta_t)$ . Observe-se que, ao invés da taxa de inflação defasada de um período, como no modelo anterior, a variável explicativa neste caso é a taxa de inflação adiantada de um período, cujo coeficiente é positivo. Não se deve interpretar a inclusão desta variável adiantada no sentido de causalidade, mas sim como uma tradução algébrica da proposição que afirma que a inflação que se espera para amanhã se realiza hoje. Na equação (17) o coeficiente que mede o efeito da taxa de expansão monetária sobre a taxa de inflação é menor do que 1, e a soma desse coeficiente com aquele da taxa de inflação adiantada é igual a 1 em virtude da suposição de inexistência de ilusão monetária.

A Tabela V.4 contém estimativas dos parâmetros de equação (17) por diferentes métodos de estimação. As duas primeiras linhas dessa tabela reportam as estimativas de mínimos quadrados ordinários: elas são todas significativas; quando se exclui o intercepto, a elasticidade-renda diminui substancialmente de valor; e a hipótese de inexistência de ilusão monetária não é rejeitada. Todavia, devido à correlação entre a taxa de inflação adiantada e o termo estocástico, os estimadores de mínimos quadrados ordinários são inconsistentes. A taxa de inflação adiantada de dois períodos é usada, então, como variável instrumental. A terceira e a quarta linhas da Tabela V.4 reportam tais estimativas. Os coeficientes são todos significativos, havendo pequenas mudanças na magnitude dos coeficientes com relação às estimativas de mínimos quadrados ordinária. A hipótese de inexistência de ilusão monetária é rejeitada e a eliminação do intercepto diminui o valor da elasticidade-renda da moeda.



Tabela V.4

REGRESSÃO:  $p = a_0 + a_1\mu + a_2 Dy + a_3 p_{+1}$ 

$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_1 + a_3$	$R^2$ (D.W.)	Método de Estimação	Elasti- cidade- Renda	Coefi- ciente de Expec- tativa
0,084 (0,040)	0,416 (0,123)	-1,177 (0,368)	0,464 (0,120)	0,880 (0,087)	0,85 (2,21)	M.Q.O.	2,829	1,116
—	0,484 (0,125)	-0,593 (0,250)	0,533 (0,122)	1,017 (0,057)	0,82 (1,99)	M.Q.O.	1,225	1,101
0,091 (0,042)	0,473 (0,147)	-1,247 (0,386)	0,301 (0,160)	0,884 (0,093)	0,84 (2,26)	V.I. = $p_{+2}$	2,036	0,827
—	0,585 (0,159)	-0,627 (0,260)	0,423 (0,160)	1,008 (0,063)	0,81 (2,08)	V.I. = $p_{+2}$	1,072	0,723
0,080 (0,048)	0,734 (0,198)	-1,318 (0,431)	0,202 (0,199)	0,936 (0,106)	0,80 (2,56)	V.I. = $b_1$ $p_{+2}$	1,796	0,275
—	0,805 (0,205)	-0,880 (0,304)	0,234 (0,205)	1,039 (0,069)	0,77 (2,37)	V.I. = $b_1$ $p_{+2}$	1,068	0,231

Como a taxa de expansão monetária é uma variável endógena, é plausível que as estimativas anteriores sejam viesadas. Daí se estimar novamente a equação (17) usando-se a taxa de expansão da base monetária e a taxa de inflação adiantada de dois períodos como variáveis instrumentais. As duas últimas linhas da Tabela V.4 reportam os valores encontrados. O intercepto e o coeficiente de expectativa não são mais significativos. Todavia, quando se exclui o termo constante, a elasticidade-renda muda substancialmente de valor e o coeficiente de expectativa continua insignificante estatisticamente. Em ambos os casos a hipótese de inexistência de ilusão monetária não é rejeitada.

Na Tabela V.4 pode-se constatar o fato de que as estimativas dos coeficientes das taxas de expansão monetária e de crescimento da renda real estão viesadas para baixo, enquanto a estimativa do coeficiente de expectativa é viesada para cima quando se usam mínimos quadrados ordinários. Esta observação é válida quer a regressão inclua ou não uma constante.

### V.1.7 — Renda Esperada × Riqueza

O argumento utilizado para a introdução de taxa de inflação esperada para o período  $t + 1$ ,  $p_{t+1}^e$ , como variável explicativa na equação de procura de moeda, poderia ser estendido com relação à variável renda. Com efeito, se a renda esperada para o período  $t + 1$  for uma *proxy* mais adequada para a riqueza, no período  $t$ , do que a renda corrente, e com a hipótese adicional de expectativas racionais, a equação da taxa de inflação passa a ser escrita do seguinte modo:

$$p_t = \frac{\alpha_3}{1 + \alpha_2} + \frac{1}{1 + \alpha_2} \mu_t - \frac{\alpha_1}{1 + \alpha_2} Dy_{t+1} + \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2} p_{t+1} + u_t \quad (18)$$

onde  $u_t$  é o termo estocástico.

A Tabela V.5 reproduz as estimativas encontradas para os parâmetros da equação (18). O intercepto em nenhuma situação mostra-se significativo de um ponto de vista estatístico. Porém, quando se estima a equação sem intercepto, ocorre uma mudança substancial no coeficiente da taxa de crescimento da renda adiantada de um período. As estimativas do coeficiente de expectativa são bastante sensíveis ao método de estimação empregado, tanto no que diz respeito à magnitude como à significância estatística, pois o coeficiente aumenta e o erro-padrão diminui de valor. Em qualquer situação a hipótese de inexistência de ilusão monetária não é rejeitada. O coeficiente da taxa de expansão monetária, apesar de sensível ao método de estimação, apresenta-se significativo em todos os casos.

Novamente, as estimativas de mínimos quadrados ordinários dos coeficientes das taxas de expansão monetária e de crescimento real são inferiores, enquanto a do coeficiente de expectativa é mais elevada do que aquelas obtidas através do método que emprega variáveis instrumentais.

Tabela V.5

$$\text{REGRESSÃO: } p = a_0 + a_1\mu + a_2 Dy_{+1} + a_3 p_{+1}$$

$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_1 + a_3$	R <sup>2</sup> (D.W.)	Método de Estimação	Elasti- cidade- Renda	Coefi- ciente de Expec- tativa
0,053 (0,040)	0,441 (0,142)	-0,781 (0,460)	0,449 (0,150)	0,890 (0,100)	0,81 (1,74)	M.Q.O.	1,771	1,018
—	0,453 (0,142)	-0,384 (0,271)	0,522 (0,133)	0,975 (0,060)	0,80 (1,70)	M.Q.O.	0,848	1,152
0,093 (0,059)	0,634 (0,194)	-1,207 (0,562)	0,178 (0,238)	0,812 (0,120)	0,78 (1,01)	V.I. = $p_{+2}$	1,904	0,281
—	0,649 (0,194)	-0,501 (0,296)	0,317 (0,191)	0,966 (0,066)	0,78 (1,86)	V.I. = $p_{+2}$	0,772	0,488
0,086 (0,064)	0,821 (0,230)	-1,366 (0,610)	0,029 (0,264)	0,850 (0,132)	0,74 (2,15)	V.I. = $b$ , $p_{+2}$	1,664	0,035
—	0,867 (0,239)	-0,750 (0,348)	0,130 (0,233)	0,997 (0,073)	0,73 (2,12)	V.I. = $b$ , $p_{+2}$	0,865	0,150

### V.1.8 — Defasagens da Política Monetária

Os monetaristas argumentam que as variações de política monetária levam certo tempo para afetar os preços. Neste meio-termo, os efeitos da política monetária se fazem sentir de modo mais intenso sobre a produção e o emprego. Se este for o caso, é possível que a taxa de expansão monetária em meados de cada ano seja uma variável mais adequada para explicar a taxa de inflação anual. Assim, as estimativas das Tabelas V.4 e V.5, obtidas a partir de dados com taxas anuais de dezembro, foram refeitas, utilizando-se para tanto a taxa de expansão monetária medida na metade de cada ano. Os resultados estão apresentados nas Tabelas V.6 e V.7.

A Tabela V.6 contém estimativas dos parâmetros da equação (17), com e sem o intercepto e por diferentes métodos de estimação. Nas duas primeiras linhas dessa tabela as estimativas foram obtidas por mínimos quadrados ordinários. Os coeficientes são todos significativos, porém quando se omite a constante a estimativa da elasticidade-renda da moeda muda substancialmente de valor.

As quatro últimas linhas da Tabela V.6 contém estimativas dos parâmetros da equação (17) quando se usa a taxa de inflação adi-

Tabela V.6

REGRESSÃO:  $p = a_0 + a_1\mu + a_2 Dy + a_3 p_{+1}$ 

$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_1 + a_3$	$R^2$ (D.W.)	Método de Estimação	Elasti- cidade- Renda	Coeffi- ciente de Expe- tativa
0,072 (0,037)	0,453 (0,102)	-1,059 (0,332)	0,452 (0,102)	0,905 (0,078)	0,87 (2,59)	M.Q.O.	2,338	0,908
—	0,512 (0,102)	-0,553 (0,214)	0,511 (0,102)	1,023 (0,052)	0,85 (2,40)	M.Q.O.	1,030	0,993
0,073 (0,013)	0,453 (0,116)	-1,037 (0,312)	0,445 (0,128)	0,933 (0,084)	0,87 (2,58)	V.I. = $p_{+2}$	2,330	0,972
—	0,535 (0,121)	-0,554 (0,218)	0,485 (0,128)	1,020 (0,057)	0,85 (2,36)	V.I. = $p_{+2}$	1,036	0,907
0,070 (0,039)	0,480 (0,131)	-1,064 (0,342)	0,431 (0,135)	0,911 (0,085)	0,87 (2,60)	V.I. = $b$ , $p_{+2}$	2,217	0,898
—	0,557 (0,134)	-0,557 (0,224)	0,466 (0,138)	1,023 (0,056)	0,85 (2,40)	V.I. = $b$ , $p_{+2}$	1,036	0,837

Tabela V.7

REGRESSÃO:  $p = a_0 + a_1\mu + a_2 Dy_{+1} + a_3 p_{+1}$ 

$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_1 + a_3$	$R^2$ (D.W.)	Método de Estimação	Elasti- cidade- Renda	Coeffi- ciente de Expe- tativa
0,032 (0,046)	0,468 (0,116)	-0,570 (0,410)	0,453 (0,124)	0,926 (0,094)	0,84 (2,16)	M.Q.O.	1,218	0,979
—	0,483 (0,113)	-0,337 (0,227)	0,406 (0,110)	0,970 (0,054)	0,83 (2,12)	M.Q.O.	0,698	1,027
0,052 (0,051)	0,451 (0,141)	-0,750 (0,452)	0,330 (0,171)	0,881 (0,105)	0,83 (2,19)	V.I. = $p_{+2}$	1,261	0,509
—	0,589 (0,140)	-0,361 (0,235)	0,403 (0,144)	0,909 (0,037)	0,83 (2,14)	V.I. = $p_{+2}$	0,634	0,703
0,045 (0,859)	0,618 (0,164)	-3,760 (0,461)	0,286 (0,185)	0,904 (0,113)	0,82 (2,28)	V.I. = $b$ , $p_{+2}$	1,230	0,463
—	0,631 (0,162)	-0,427 (0,250)	0,348 (0,162)	0,979 (0,069)	0,82 (2,20)	V.I. = $b$ , $p_{+2}$	0,677	0,652

antada de dois períodos e a taxa de expansão da base monetária como variáveis instrumentais. Os resultados, embora apresentem o mesmo padrão de tendenciosidade observada nas duas últimas tabelas, praticamente não se alteram, indicando a robustez das estimativas face

aos diferentes métodos de estimação. Mais uma vez persiste o dilema: taxa positiva para as inovações financeiras com valores bastante elevados para a elasticidade-renda da moeda *versus* inexistência do efeito das inovações financeiras com valores mais baixos, próximos de 1, para a elasticidade-renda da moeda.

A Tabela V.7 apresenta as estimativas dos parâmetros da equação (18). No caso das estimativas de mínimos quadrados ordinários, com exceção do coeficiente da taxa de crescimento da renda e do intercepto, os demais coeficientes são significativos. Todavia, quando se retira a constante, a elasticidade-renda muda substancialmente de valor.

Quando se estima os parâmetros da equação (18) pelo método de variáveis instrumentais, ocorrem algumas mudanças com relação aos resultados obtidos pelo método de mínimos quadrados ordinários. Com efeito, nas regressões que incluem um intercepto, o coeficiente da taxa de inflação adiantada de um período não é significativo; o coeficiente de expectativa é sensível ao método de estimação empregado. O coeficiente da taxa de crescimento da renda continua apresentando elevados erros-padrão. Porém, em qualquer situação a hipótese de inexistência de ilusão monetária não é rejeitada.

### V.1.9 — Conclusões

Após todas essas regressões cabe fazer alguns comentários à guisa de conclusão sobre a evidência empírica da equação de demanda de moeda:

a) As estimativas dos coeficientes das taxas de expansão monetária e do crescimento da renda real e da variável de expectativa são, em geral, significativas.

b) As estimativas de mínimos quadrados ordinários subestimam os coeficientes das taxas de expansão monetária e de crescimento da renda real e superestimam o coeficiente da taxa de inflação esperada.

c) A hipótese de inexistência de ilusão monetária não é rejeitada em nenhum dos experimentos.

d) A constante apresenta, na maioria dos casos, elevados erros-padrão. Todavia, quando se estima as regressões sem o intercepto, verifica-se uma mudança substancial nos coeficientes da renda real. Este problema é de certo modo análogo àquele encontrado na função-consumo quando se usa a renda corrente ao invés da renda permanente, pois o intercepto na função-consumo estimada com a renda corrente é positivo devido ao erro da variável renda. Aqui, na equação de procura de moeda, erros nas variáveis, principalmente com a taxa de inflação esperada, devem estar causando este tipo de resultado. Assim, concluímos que existem razões, *a priori*, de natureza teórica para se descartar a hipótese de que a variável de tendência seja uma formulação adequada para captar o efeito das inovações financeiras sobre a procura de moeda.

## V.2 — Inflação e Curva de Phillips

Alguns economistas brasileiros, e mesmo documentos oficiais, como é o caso do último Plano Nacional de Desenvolvimento, afirmam que a experiência inflacionária brasileira no pós-guerra não evidencia qualquer correlação entre inflação e crescimento econômico. O argumento baseia-se no fato de que a economia brasileira teve fases de inflação ascendente com taxas declinantes de crescimento e que, também, houve épocas em que a taxa de crescimento do produto aumentou, enquanto a de inflação diminuiu.

Esses fatos certamente ocorreram. Mas a simples constatação de que duas variáveis endógenas de um modelo econômico não estão correlacionadas não deve merecer muita atenção. Com efeito, concluir-se, a partir deste tipo de evidência, que as duas variáveis não estão relacionadas constitui-se em um erro teórico dos mais elementares, porque a relação entre duas variáveis endógenas só faz sentido dentro de um contexto em que a *relação estrutural* entre elas está devidamente especificada. Obviamente, um modelo econômico que pretenda explicar o comportamento dessas variáveis deve ser consistente com os fatos, pois de outro modo ele estaria em contradição com a realidade. Para ilustrar de maneira bastante simples o problema que estamos mencionando, imagine-se, por exemplo, que em

algumas épocas preços e quantidades transacionadas de feijão variem no mesmo sentido, e que em outras oportunidades eles caminhem em direções opostas. Que se poderia concluir a partir dessas observações? Rigorosamente nada, a não ser que se explicita as relações estruturais de oferta e procura entre o preço e a quantidade de feijão.

A Curva de Phillips é uma relação estrutural entre a taxa de inflação e o nível de capacidade ociosa da economia, e outras variáveis que serão explicitadas logo adiante. No curto prazo, quando as demais variáveis não tiverem o tempo necessário para se ajustarem à nova situação, esta curva mostra que existe uma correlação positiva entre inflação e o nível de produção, ou entre inflação e taxa de crescimento do produto. No longo prazo, quando a taxa de inflação for estável, a Curva de Phillips torna-se, sob algumas condições, vertical, e a correlação entre inflação e produto, ou inflação e crescimento econômico, desaparece. No longo prazo, então, a taxa de crescimento do produto real será compatível com qualquer taxa de inflação.

A literatura sobre a Curva de Phillips, além de bastante vasta, apresenta um bom número de hipóteses alternativas a partir das quais se pode derivá-la. A seguir apresentaremos a Curva de Phillips, onde, ao invés de supormos que os mercados são competitivos, admitiremos que a estrutura industrial é olipolista, com preços sendo fixados de acordo com uma regra de *mark-up*, em que uma certa margem de lucro é acrescentada ao custo de produção para se chegar ao preço de venda do produto.

A taxa de reajuste dos preços no setor industrial é, então, dada por três componentes: a taxa de variação do *mark-up*  $k_t$ , a taxa de crescimento dos salários acima da taxa de crescimento da produtividade da mão-de-obra  $s_t - q_t$  e a taxa de crescimento dos preços, em cruzeiros, das matérias-primas importadas  $\Pi_t$  (supondo, evidentemente, que a produtividade da matéria-prima importada não se alterou no período). Em símbolos:

$$p_t = k_t + \omega(s_t - q_t) + (1 - \omega)\Pi_t \quad (19)$$

onde  $\omega$  representa a participação da mão-de-obra no custo total de produção.

As empresas industriais não mantêm necessariamente constante suas margens de lucro quaisquer que sejam as condições de mercado. A taxa de variação do *mark-up* é função do nível e das oscilações na capacidade ociosa, isto é:

$$k_t = -\theta_1 h_t - \theta_2 (h_t - h_{t-1}) \quad (20)$$

O coeficiente  $\theta_1$  mede a influência do nível de capacidade ociosa  $h_t$  sobre a taxa de variação do *mark-up*. Ele não tem um sinal determinado *a priori*, pois existem duas hipóteses diametralmente opostas quanto ao comportamento do *mark-up* durante o ciclo econômico, como já mencionamos no capítulo anterior. Uma das hipóteses admite que, se as condições de mercado forem vantajosas, a economia estando aquecida, as empresas procuram tirar proveito de situação aumentando a margem de lucro. O contrário ocorreria na situação em que a empresa tivesse dificuldade em colocar seus produtos no mercado, pois em tais circunstâncias ela baixaria a margem de lucro com o objetivo de aumentar as vendas. A segunda hipótese é de que as empresas, quando se defrontam com uma retração no mercado, procuram defender a rentabilidade aumentando a parcela do lucro em cada unidade vendida. Assim, quando o nível de capacidade ociosa é elevado, os preços também são mais altos, e o coeficiente  $\theta_1$  seria então negativo. Qual das duas hipóteses traduz melhor o comportamento das empresas? A resposta a esta pergunta não pode ser fornecida *a priori*, e somente o veredito dos dados pode nos dar a palavra final sobre o assunto. A inclusão da diferença entre os níveis de capacidade ociosa como variável explicativa da taxa de variação do *mark-up* pode ser justificada, por exemplo, como uma *proxy* para o efeito do crescimento econômico não antecipado sobre as necessidades de capitalização das empresas, que dependeriam da geração de recursos próprios adicionais para usá-los na expansão de capacidade produtiva.

Admitiremos que a taxa de crescimento do salário nominal é determinada, basicamente, por quatro fatores, a saber: taxa de inflação, nível de capacidade ociosa na economia, variação do nível de capacidade ociosa e taxa de crescimento da produtividade da mão-de-obra. Em símbolos:

$$s_t = \delta_1 p_t + \delta_2 p_{t-1} - \alpha_2 h_t - \alpha_3 (h_t - h_{t-1}) + \alpha_4 q_t \quad (21)$$



A inclusão das taxas de inflação dos períodos  $t$  e  $t - 1$  prende-se ao fato de que os contratos de trabalho são reajustados em diferentes meses do ano. Se a soma dos coeficientes  $\delta_1$  e  $\delta_2$  não for igual a 1, significa que existe algum tipo de ilusão monetária, voluntária ou imposta.

O nível de capacidade ociosa da economia é uma *proxy* para as condições do mercado de trabalho. Quando o nível de capacidade ociosa é elevado, a taxa de desemprego também é alta, o número de horas extras é pequeno, a dificuldade de conseguir trabalho para quem está desempregado é enorme e, conseqüentemente, esta situação no mercado de trabalho pressiona a taxa de reajuste dos salários para baixo. Na situação oposta, quando a economia está aquecida e o nível de capacidade ociosa situa-se abaixo daquele considerado normal, o número de vagas é superior ao de desempregados, a taxa de reajuste dos salários nominais tende a aumentar.

Além do nível de capacidade ociosa, o próprio ritmo pelo qual ela está aumentando ou diminuindo é também importante na determinação dos salários. Assim, quando o produto real está crescendo a taxas mais elevadas do que as de crescimento do produto potencial, o nível de desemprego cai a uma velocidade maior e os salários tendem a subir mais rapidamente. Na situação oposta, a taxa de reajuste dos salários cresce a um ritmo menor, porque o nível de capacidade ociosa está aumentando.

O aumento da produtividade da mão-de-obra contribui positivamente para que a taxa de reajuste do salário nominal seja mais elevada. Se o coeficiente  $\alpha_4$  for igual a 1, os salários absorvem integralmente o aumento de produtividade.

Uma variável adicional que poderia ser incluída na equação de determinação da taxa de reajuste dos salários seria aquela que captaria a importância da organização sindical na fixação e reajuste dos salários. Ao invés dela, no entanto, uma interpretação alternativa seria de que os próprios coeficientes da equação (21) não seriam constantes, mas dependeriam do poder de barganha dos sindicatos para fazerem valer suas reivindicações em cada negociação. Não daremos atenção a esse tipo de enfoque, pois nos parece que no pós-guerra os sindicatos deixaram de ter maior importância no processo de determinação das taxas de reajuste dos salários na economia brasileira.

A taxa de variação dos preços, em cruzeiros, da matéria-prima importada depende da evolução da taxa de câmbio, dos preços internacionais e das tarifas, ou subsídios, que incidem sobre os produtos importados. Supondo-se que não tenha havido mudanças na legislação tarifária, a taxa de crescimento dos preços das matérias-primas, em cruzeiros, é igual à soma das taxas de desvalorização do cruzeiro  $e_t$  e de crescimento dos preços em dólares do insumo importado. Portanto:

$$\Pi_t = e_t + \pi_t \quad (22)$$

Em um país que adote o sistema de taxa de câmbio fixa, com desvalorizações freqüentes, a variação dessa taxa depende da política cambial que está sendo seguida. A política cambial brasileira passou por diferentes fases no pós-guerra, como já vimos no Capítulo II, e certamente é uma tarefa difícil representá-la adequadamente através de uma única equação. Embora consciente dos possíveis erros de especificação que estamos cometendo, admitiremos que a desvalorização do cruzeiro depende da nossa inflação e da taxa de inflação externa, de acordo com:

$$e_t = \phi_1 p_t + \phi_2 p_{t-1} - \pi_t \quad (23)$$

$$\phi_1 + \phi_2 = 1$$

Os coeficientes  $\phi_1$  e  $\phi_2$  são parâmetros da política cambial e certamente variaram no pós-guerra. No período que antecede a agosto de 1968, houve certa defasagem na desvalorização do cruzeiro face à inflação doméstica. Com a política de minidesvalorização implantada a partir de agosto de 1968, esta defasagem, quando considerada com dados anuais, praticamente desaparece.

Substituindo-se as equações (20), (21), (22) e (23) na equação (19), obtém-se a seguinte expressão para a taxa de inflação:

$$p_t = \beta_0 + \delta p_{t-1} - \beta_1 h_t + \beta_2 h_{t-1} \quad (24)$$

onde:

$$\beta_0 = - \frac{\omega(1 - \alpha_1)q}{1 - \phi_1 - \omega(\delta_1 - \phi_1)} ;$$

$$\delta = \frac{1 - \phi_1 - \omega(1 - \delta_2 - \phi_1)}{1 - \phi_1 - \omega(\delta_1 - \phi_1)};$$

$$\beta_1 = \frac{\theta_1 + \theta_2 + \omega(\alpha_2 + \alpha_3)}{1 - \phi_1 - \omega(\delta_1 - \phi_1)}; \text{ e}$$

$$\beta_2 = \frac{\theta_2 \omega \alpha_3}{1 - \phi_1 - \omega(\delta_1 - \phi_1)}.$$

Cabe fazer alguns comentários a respeito desta equação. Em primeiro lugar, o coeficiente de realimentação  $\delta$  é igual a 1 quando  $\delta_1 + \delta_2$  for igual a 1, e nesta situação a Curva de Phillips é vertical no longo prazo. O sinal de  $\beta_1$  depende do sinal de  $\theta_1$ , que *a priori* é indeterminado. Logo, existe a possibilidade de que o coeficiente  $\beta_1$  seja positivo, o que daria uma Curva de Phillips com inclinação contrária à usual. O parâmetro  $\beta_0$  supõe, em parte devido a um julgamento empírico, que a taxa de crescimento da produtividade da mão-de-obra ao longo do tempo é constante.

Admitindo-se que o produto potencial cresça a uma taxa geométrica constante  $\log \bar{y}_t = b_0 + b t$ , a equação (24) transforma-se em:

$$p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + a_2 \log y_t + a_3 t + a_4 \log y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

Os valores dos parâmetros  $a_i$  são dados, respectivamente, por:  $a_0 = \beta_0 - \beta_1 b + \beta_2 b_0 - \beta_2 b$ ;  $a_1 = \delta$ ;  $a_2 = \beta_1$ ;  $a_3 = -b$  ( $\beta_1 - \beta_2$ ); e  $a_4 = -\beta_2$ ;  $\varepsilon_t$  representa o termo estocástico com média zero, variância constante e serialmente independente.

A equação (25) foi estimada com dados anuais, para o período 1947/80, do produto industrial, usando-se três alternativas para a série de preços, a saber: Índice de Preços por Atacado da indústria (IPA), Índice Geral de Preços (IGP) e Deflator Implícito das Contas Nacionais.

Inicialmente, incluiu-se o logaritmo do produto defasado de um período como uma variável explicativa na regressão. Todavia, a estimativa do coeficiente desta variável não foi significativa, decidindo-se, então, por sua exclusão. Esta evidência leva-nos a concluir que no período analisado as variações do nível de capacidade ociosa não afetaram o *mark-up* e a taxa de reajuste dos salários.

Pesquisou-se, também, se a taxa de crescimento do produto potencial não seria constante ao longo do tempo, acrescentando-se termos quadrático e cúbico no tempo  $t$  na regressão. Este experimento indicou que apenas o coeficiente de  $t$  era significativo.

A Tabela V.8 contém as estimativas dos parâmetros da equação (25), quando se impõe a restrição de que  $a_4$  é igual a zero. Os coeficientes de todas as regressões são significativos do ponto de vista estatístico. Face à presença da variável dependente defasada como variável explicativa, calculou-se a estatística  $h$  de Durbin, que evidencia inexistência de autocorrelação serial dos resíduos.

Tabela V.8

REGRESSÃO:  $p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + a_2 \log y_t + a_3 t$   
(MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS)

Variável Dependente	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	D.W. (h)	$R^2$
IPA (indust.)	-217,210 (118,687)	0,601 (0,157)	81,929 (43,013)	-6,290 (3,541)	2,12 (-0,70)	0,45
IGP	-234,549 (95,117)	0,737 (0,142)	87,033 (34,429)	-6,751 (2,836)	2,21 (-0,97)	0,59
Deflator	-241,598 (82,216)	0,951 (0,090)	88,592 (22,448)	-7,117 (1,864)	1,80 (0,66)	0,82

O coeficiente da taxa de inflação do período anterior é bastante próximo de 1 quando se usa o deflator implícito para medir a taxa de variação de preços. Nas demais regressões o coeficiente de realimentação é menor do que 1. O coeficiente do (logaritmo do) produto industrial é significativo, indicando que, *ceteris paribus*, a taxa de inflação e o nível de produção estão correlacionados positivamente.

Como é bem conhecido na teoria econométrica, os estimadores de mínimos quadrados ordinários na presença de variáveis explicativas endógenas, além de viciados, são inconsistentes. Em virtude da endogeneidade do nível do produto industrial, reestimou-se, então,

os parâmetros da equação (25) através do método de variáveis instrumentais, utilizando-se o produto industrial defasado de um período como um dos instrumentos. Os resultados, que estão na Tabela V.9, mostram claramente que as conclusões anteriores não se modificam.

Tabela V.9

REGRESSÃO:  $p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + a_2 \log y_t + a_3 t$   
(VARIÁVEL INSTRUMENTAL: PRODUTO DEFASADO)

Variável Dependente	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	D.W. (h)	$R^2$
IPA	-212,918 (109,293)	0,661 (0,153)	79,500 (39,610)	-0,066 (3,263)	2,21 (-1,76)	0,63
IGP	-221,516 (102,387)	0,733 (0,142)	82,307 (37,070)	-0,364 (3,032)	2,21 (-0,90)	0,59
Deflator	-246,628 (66,094)	0,953 (0,090)	90,410 (24,179)	-7,267 (2,007)	1,80 (0,67)	0,82

### V.2.1 — Conclusões

Com as devidas ressalvas face às hipóteses mantidas que foram utilizadas, as seguintes conclusões emergem das regressões estimadas para a Curva de Phillips:

a) No curto prazo existe uma relação de trocas entre inflação e capacidade ociosa, pois, *ceteris paribus*, a taxa de inflação está correlacionada positivamente com o nível do produto industrial.

b) A evidência quanto à inexistência de relação de trocas entre inflação e capacidade ociosa no longo prazo não é categórica. Quando a taxa de inflação é medida através do deflator implícito do produto, a hipótese de que a Curva de Phillips é vertical no longo prazo não é rejeitada. Todavia, o mesmo não acontece nas demais alternativas.

### V.3 — Monetarismo × Estruturalismo: As Equações da Taxa de Inflação em Forma Final

A taxa de inflação segundo a visão monetarista depende da política monetária, passada e presente, de acordo com a equação:

$$p_t = -p + \sum_{i=0}^{\infty} \omega_i \mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (26)$$

onde a constante  $p$  indica o crescimento da quantidade de moeda necessário para atender ao aumento da renda real, de sorte a manter os preços estáveis, e a soma dos pesos  $\omega_i$  é igual a 1:  $\sum \omega_i = 1$ . O termo estocástico  $\varepsilon_t$  resulta dos choques nas diversas equações estruturais em diferentes períodos de tempo e, portanto, é muito provável que ele apresente correlação serial.

Os parâmetros da equação (26) foram estimados para o período 1947/81, utilizando-se dados anuais. Inicialmente, testou-se o número de defasagens da taxa de crescimento da oferta de moeda, incluindo-se até quatro retardos nas regressões. Na maioria dos casos apenas a taxa de crescimento da oferta de moeda do ano anterior mostrou-se significativa, evidenciando o fato de que ao cabo de 24 meses a política monetária já exerceu completamente sua ação sobre os preços.

A Tabela V.10 contém os resultados das estimativas da equação (26). A taxa de inflação é medida de quatro maneiras alternativas, a saber: Índice Geral de Preços, Disponibilidade Interna (IGP); Índice de Preços por Atacado, Disponibilidade Interna (IPA); Índice de Custo de Vida na Cidade do Rio de Janeiro (ICVRJ); e Deflator Implícito das Contas Nacionais (Deflator). A taxa de crescimento da quantidade de moeda é medida pelo conceito de moeda M1, que engloba papel-moeda em poder do público e depósitos à vista no sistema bancário.

Em todas as estimativas da Tabela V.10 a hipótese de que a soma dos coeficientes das taxas de expansão da oferta monetária é igual a 1 não é rejeitada. Logo, no longo prazo para cada 1% de aumento na oferta de moeda a inflação também aumenta 1%. Nas equações para o IGP e para o IPA as estimativas dos coeficientes da taxa de crescimento da oferta de moeda do ano anterior apresentam elevados

Tabela V.10

REGRESSÃO:  $p_t = -p + \omega_0 \mu_t + \omega_1 \mu_{t-1}$ 

Variável Dependente	-p	$\omega_0$	$\omega_1$	D.W. ( $\rho$ )	R <sup>2</sup>
IGP	-2,807 (9,535)	0,751 (0,180)	0,255 (0,163)	1,95 (0,30)	0,63
IPA	-7,034 (7,460)	0,918 (0,185)	0,189 (0,181)	1,74 (—)	0,58
ICVRJ	-6,475 (6,207)	0,657 (0,152)	0,394 (0,152)	1,94 (0,11)	0,69
Deflator	-9,505 (5,661)	0,595 (0,121)	0,516 (0,121)	1,75 (0,24)	0,80

erros-padrão, o que não ocorre no caso das estimativas correspondentes para as equações do ICVRJ e do Deflator. Os interceptos das regressões têm os sinais que se espera *a priori*, embora seus erros-padrão sejam elevados.

As regressões apresentam, como era de se esperar, correlação serial dos resíduos. Assim, algumas estimativas foram feitas pelo processo de Cochrane-Orcutt para eliminar autocorrelação serial dos resíduos, embora os coeficientes de auto-regressão estimados sejam pequenos.

Como o controle da oferta monetária é exercido principalmente através da base monetária e o multiplicador de meios de pagamento é uma variável endógena, pois depende do comportamento do público e do sistema bancário, a equação em forma final da taxa de inflação em modelos monetaristas que incluíssem essas características seria dada por:

$$p_t = -p + \sum_{i=-\infty}^{\infty} \omega_i b_{t-i} + \epsilon_t \quad (27)$$

onde  $b_{t-i}$  é a taxa de crescimento da base monetária no período  $t-i$ , os demais símbolos teriam significado análogo aos da equação (26); com as necessárias modificações no que toca à interpretação dos mesmos, a soma dos pesos  $\omega_i$  é igual a 1:  $\sum \omega_i = 1$ .

A Tabela V.11 contém estimativas para os parâmetros da equação (27). Novamente, quando se pesquisou o número de defasagens

Tabela V.11

REGRESSÃO:  $p_t = -p + \omega_0 b_t + \omega_1 b_{t-1}$ 

Variável Dependente	-p	$\omega_0$	$\omega_1$	D.W. ( $\rho$ )	R <sup>2</sup>
IQP	-7,104 (7,366)	0,581 (0,158)	0,558 (0,160)	1,88 (0,24)	0,72
IPA	-6,420 (8,461)	0,470 (0,173)	0,665 (0,175)	1,91 (0,28)	0,68
ICVRJ	-6,635 (5,888)	0,688 (0,140)	0,427 (0,142)	1,74 (0,15)	0,76
Deflator	-6,875 (3,975)	0,495 (0,108)	0,573 (0,160)	1,77 (0,06)	0,83

para a taxa de crescimento da base monetária, apenas a do ano anterior mostrou-se significativa do ponto de vista estatístico. Os coeficientes de todas as regressões, com exceção dos interceptos, são significativos. Existem pequenas diferenças nas magnitudes dos mesmos de acordo com o índice de preços que se use para medir a inflação, porém não se pode rejeitar a hipótese de que a soma dos pesos é igual a 1. Como era de se esperar os resíduos das regressões apresentam correlação serial, de modo que os parâmetros das regressões foram estimados pelo processo de Cochrane-Orcutt.

Os coeficientes de determinação das regressões da Tabela V.11 são maiores do que os correspondentes da Tabela V.10, evidenciando o fato de que as variações da base têm um poder maior para explicar a taxa de inflação do que as variações da oferta monetária.

A taxa de inflação, de acordo com a visao estruturalista, depende de variáveis de política econômica que afetam a demanda agregada de bens industriais e de outras variáveis, como as componentes autônomas das taxas de variações dos preços dos insumos importados e do salário mínimo, que influenciam o custo de produção, e da componente autônoma dos aumentos dos preços dos produtos agrícolas de exportação, como se mostrou na equação (64) do Capí-



tulo IV. A estimação dos parâmetros de tal equação, do ponto de vista prático, apresenta alguns problemas, pois nem sempre se dispõe de séries com um número razoável de observações e que também sejam de boa qualidade. Depois de um bom número de tentativas, sem sucesso, com diversas variáveis explicativas, os melhores resultados foram obtidos a partir da seguinte especificação:

$$p_t = p + \phi_0 DG_t + \phi_1 DG_{t-1} + \psi_1 \pi_t + \psi_2 A_t + \varepsilon_t \quad (28)$$

onde  $DG_t$  é a taxa de variação dos gastos de consumo e de investimento do governo no período  $t$ , como medido pela contabilidade nacional,  $\pi_t$  é a aceleração na taxa de aumento dos preços dos combustíveis e lubrificantes e  $A_t$  é o desvio da taxa de crescimento da produção agrícola em relação à taxa geométrica média do pós-guerra.

A inclusão da taxa de variação dos gastos do governo como variável exógena no modelo estruturalista pode ser contestada por alguns estruturalistas que alegariam que o *deficit* do governo é uma variável endógena e que ele se constitui em um veículo pelo qual a inflação se propaga. No capítulo anterior mostramos que um exame mais acurado da restrição orçamentária do governo levanta sérias dúvidas sobre a plausibilidade deste tipo de colocação.

A Tabela V.12 apresenta as estimativas dos parâmetros da equação (28), a partir de dados anuais para o período 1947/80. Os coeficientes das variáveis têm os sinais que *a priori* se espera. O coeficiente da taxa de crescimento dos gastos do governo defasado de um período não é significativo, a não ser para a equação em que a taxa de inflação é medida através do deflator implícito do produto. As estimativas dos parâmetros que medem o efeito do choque do petróleo, além de pequenas, não são significativas do ponto de vista estatístico.

No caso dos coeficientes que traduzem o efeito dos choques agrícolas, as estimativas apresentam elevados erros-padrão nas equações para o ICVRJ e para o Deflator. Para as equações do IGP e do IPA, estas estimativas são mais precisas. As estatísticas de Durbin-Watson são razoáveis, e apenas no caso da equação para o IPA aplicou-se o processo de Cochrane-Orcutt.

Tabela V.12

REGRESSÃO:  $p_t = p + \phi_0 DG_t + \phi_1 DG_{t-1} + \psi_1 \pi_t + \psi_2 A_t$ 

Variável Dependente	$p$	$\phi_0$	$\phi_1$	$\psi_1$	$\psi_2$	D.W. ( $\rho$ )	$R^2$
IGP	-10,952 (4,800)	1,012 (0,160)	0,068 (0,150)	0,032 (0,052)	-0,070 (0,349)	1,71 (-)	0,82
IPA	-7,644 (8,090)	0,907 (0,180)	0,075 (0,200)	0,008 (0,109)	-0,840 (0,304)	1,90 (0,37)	0,79
ICVRJ	-9,144 (5,057)	0,828 (0,105)	0,208 (0,104)	0,002 (0,053)	-0,319 (0,360)	1,90 (-)	0,77
Deflator	-11,724 (3,128)	0,843 (0,101)	0,240 (0,107)	0,028 (0,032)	-0,302 (0,213)	1,85 (-)	0,92

Na Tabela V.13 a variável que mede o choque do petróleo foi substituída pela diferença entre a taxa de crescimento dos preços dos combustíveis e lubrificantes e a taxa de inflação defasada de um período. Os resultados para os coeficientes desta variável são piores quando comparados com os resultados da Tabela V.12, e três dos coeficientes apresentam sinais contrários ao que se antecipa. Os demais resultados não divergem, em geral, daqueles obtidos na Tabela V.12.

No modelo monetarista apresentado no Capítulo III a taxa de inflação resulta única e exclusivamente da evolução da política monetária. Os resultados empíricos apresentados até aqui evidenciam que existe lugar para que outras variáveis também participem da explicação da evolução do processo inflacionário. Certamente, as variáveis que representem choques de oferta, como é o caso das variações da taxa de crescimento da produção agrícola em relação à sua tendência histórica e das variações dos preços dos combustíveis e lubrificantes, seriam candidatas naturais para serem incluídas entre as variáveis explicativas da taxa de inflação.

Não seria difícil construir um modelo cuja equação em forma final da taxa de inflação incluísse os choques do petróleo e das más ou boas safras agrícolas, além da variável de política monetária. Esta equação do modelo monetarista ampliado seria do tipo:

$$p_t = -p + \sum_{i=0}^{\infty} \omega_i b_{t-i} + \phi_1 \pi_t + \phi_2 A_t + \varepsilon_t \quad (29)$$

onde os símbolos têm o mesmo significado das equações anteriores.

Tabela V.13

$$\text{REGRESSÃO: } p_t = p_0 + \phi_0 DG_t + \phi_1 DG_{t-1} + \psi_1 \pi_t^* + \psi_2 A_t$$

Variável Dependente	$p$	$\phi_0$	$\phi_1$	$\psi_1$	$\psi_2$	D.W. (e)	$R^2$
IGP	-10,256 (5,051)	1,043 (0,158)	0,015 (0,171)	-0,019 (0,082)	-0,600 (0,293)	1,08 (0,17)	0,82
IPA	-8,772 (8,724)	0,095 (0,176)	0,096 (0,103)	-0,067 (0,083)	-0,915 (0,275)	1,92 (0,44)	0,80
ICVRJ	-0,478 (5,001)	0,816 (0,155)	0,202 (0,150)	-0,022 (0,088)	-0,202 (0,345)	1,95 (-)	0,77
Deflator	-11,942 (3,194)	0,871 (0,101)	0,216 (0,105)	0,017 (0,050)	-0,256 (0,210)	1,815 (-)	0,01

A Tabela V.14 apresenta as estimativas dos parâmetros da equação (29). Como se pode verificar, todos os coeficientes são significativos do ponto de vista estatístico. O impacto da taxa de expansão da base monetária no próprio período sobre a taxa de inflação é maior do que o efeito da expansão da base no período anterior, e a soma dos pesos de cada uma dessas variáveis é praticamente igual a 1 em todos os casos.

Tabela V.14

$$\text{REGRESSÃO: } p_t = -p + \omega_0 b_t + \omega_1 b_{t-1} + \psi_1 \pi_t + \psi_2 A_t$$

Variável Dependente	$-p$	$\omega_0$	$\omega_1$	$\psi_1$	$\psi_2$	D.W.	$R^2$
IGP	-1,617 (4,550)	0,670 (0,147)	0,351 (0,141)	0,121 (0,050)	-1,164 (0,389)	1,72	0,70
IPA	-4,501 (5,208)	0,609 (0,108)	0,420 (0,102)	0,128 (0,057)	-1,272 (0,444)	1,57	0,75
ICVRJ	-1,486 (3,880)	0,690 (0,125)	0,320 (0,120)	0,065 (0,042)	-0,762 (0,331)	2,05	0,82
Deflator	-5,889 (3,141)	0,543 (0,104)	0,486 (0,103)	0,088 (0,035)	-0,598 (0,276)	1,88	0,87

Quanto à contribuição dos choques do petróleo e das más safras agrícolas sobre a taxa de inflação, ela é significativa do ponto de vista estatístico. Contudo, o efeito dessas variáveis sobre a taxa de inflação é relativamente pequeno quando comparado com a potência da política monetária. Conseqüentemente, os choques do petróleo e das oscilações nas safras agrícolas sozinhos são incapazes de explicar as elevadas taxas de inflação que ocorreram na economia brasileira no pós-guerra. Vale ainda observar que a inclusão das variáveis que medem os choques de oferta praticamente elimina a correlação serial dos resíduos nas regressões estimadas.

Nas regressões da Tabela V.15 a variável que mede o choque do petróleo é substituída pela diferença entre a taxa de crescimento dos preços dos combustíveis e lubrificantes e a taxa de inflação defasada de um período. As conclusões qualitativas são praticamente as mesmas a que se chegou com as estimativas da Tabela V.14, embora exista correlação serial nos resíduos das equações para o IGP e para o IPA. Do ponto de vista estatístico, as estimativas do coeficiente da variável do choque do petróleo apresentam elevados erros-padrão e são menores do que aquelas obtidas quando se usa a aceleração na taxa de variação dos preços dos combustíveis e lubrificantes como variável explicativa de regressão.

Tabela V.15

$$\text{REGRESSÃO: } p_t = -p + \omega_0 b_t + \omega_1 b_{t-1} + \psi_1 \pi_t^* + \psi_2 A_t$$

Variável Dependente	-p	$\omega_0$	$\omega_1$	$\Psi_1$	$\Psi_2$	D.W. ( $\rho$ )	R <sup>2</sup>
IGP	-0,063 (0,218)	0,081 (0,156)	0,400 (0,100)	0,095 (0,004)	-0,050 (0,365)	1,61 (0,18)	0,76
IPA	-0,885 (3,284)	0,580 (0,174)	0,520 (0,180)	0,050 (0,102)	-1,046 (0,374)	1,53 (0,32)	0,73
ICVRJ	-1,070 (3,073)	0,703 (0,128)	0,310 (0,129)	0,070 (0,077)	-0,702 (0,335)	1,00 (—)	0,81
Deflator	-0,012 (3,677)	0,565 (0,108)	0,451 (0,112)	0,118 (0,000)	-0,553 (0,285)	1,72 (—)	0,80

### V.3.1 — Seleção Entre os Modelos Monetarista e Estruturalista

As estimativas dos modelos monetarista ampliado e estruturalista não indicam de maneira categórica qual deles deveria ser selecionado para representar de modo mais adequado o processo inflacionário brasileiro no pós-guerra. Com efeito, os coeficientes do modelo monetarista são em geral significativos do ponto de vista estatístico e apresentam os sinais que, *a priori*, se espera. Todavia, o mesmo fato não acontece com alguns coeficientes do modelo estruturalista. Por outro lado, os coeficientes de determinação  $R^2$  do modelo estruturalista, para os diferentes índices de preços utilizados, são maiores do que aqueles que correspondem ao modelo monetarista.

Na literatura econométrica recente têm aparecido alguns critérios para a seleção entre modelos alternativos. Um destes enfoques baseia-se na comparação entre medidas obtidas a partir do conceito de entropia ou informação associada a funções de densidade de probabilidade. Sawa (1978) propôs uma dessas medidas. Ela possibilita a escolha entre duas regressões múltiplas que procuram explicar o comportamento da mesma variável. Segundo este procedimento, a regressão que apresentar o menor valor do critério de informação, que Sawa denominou de BIC, seria o modelo mais adequado.

A Tabela V.16 contém os valores do critério de informação de Sawa, tanto para o modelo monetarista quanto para o estruturalista. Por este critério, o modelo monetarista seria superior ao estruturalista quando se mede a taxa de inflação pelo Índice de Custo de Vida da Cidade do Rio de Janeiro (ICVRJ), enquanto o modelo estruturalista seria mais adequado do que o monetarista nos demais casos, ou seja, quando a taxa de inflação é medida pelo Índice Geral de Preços (IGP), Índice de Preços por Atacado (IPA) ou Deflator Implícito do Produto (Deflator).

Um outro enfoque para a comparação entre modelos alternativos baseia-se em testes de especificação que têm como objetivo testar a hipótese nula ( $H_0$ ) de que uma dada especificação é verdadeira contra a hipótese alternativa ( $H_1$ ) de que outra formulação, sugerida pela teoria econômica mas na qual não se precisa ter muita confiança, é adequada para representar o processo em estudo. O teste proposto

Tabela V.16

## SELEÇÃO ENTRE OS MODELOS MONETARISTA E ESTRUTURALISTA

Variável Dependente	Critério de Discriminação de Sawa (BIC)		Teste de Especificação de Davidson e Mackinnon (Teste $J$ )	
	Monetarista	Estruturalista	$H_1$ : Monetarista	$H_1$ : Estruturalista
IGP	254,2	250,3	2,6	3,3
IPA	262,7	258,9	2,6	3,0
ICVRJ	246,0	250,9	3,5	2,0
Deflator	229,3	218,8	2,8	5,0

por Davidson e Mackinnon (1981) segue este enfoque. Ele consiste em fazer uma regressão da variável que se deseja explicar contra o valor dessa mesma variável prevista pelo modelo alternativo e as demais variáveis que a hipótese nula sugere. A estatística  $t$  do coeficiente da variável prevista pelo modelo alternativo serve para testar a hipótese de que o seu valor é igual a zero. Se este for o caso, rejeita-se a hipótese alternativa e aceita-se tentativamente a especificação da hipótese nula.

Este teste apresenta um pequeno problema, pois não é simétrico, o que significa dizer que, se trocarmos as hipóteses nula e alternativa de posição, inexistente qualquer garantia de que as conclusões sejam consistentes. Assim, é possível que não se chegue à conclusão de qual a especificação mais adequada.

A Tabela V.16 contém, também, as estatísticas  $t$  para as situações em que ambos os modelos são colocados como hipótese alternativa. Quando o modelo monetarista corresponde à hipótese alternativa, não se pode rejeitar a validade desta especificação. Por outro lado, quando a hipótese alternativa refere-se ao modelo estruturalista, os valores da estatística  $t$  não nos levam, também, a rejeitar tal hipótese. Portanto, este teste não conduz à seleção da especificação do modelo mais adequado.

d) A principal conclusão que emerge da utilização dos dois critérios adotados para a seleção entre os modelos alternativos considerados nesta pesquisa — monetarista ampliado *versus* estruturalista — é de que eles são incapazes de oferecer uma resposta precisa, embora que tentativa, à pergunta de qual o modelo mais apropriado para representar o processo inflacionário brasileiro no pós-guerra. Face a esta conclusão, a próxima seção procura integrar as variáveis exógenas dos modelos monetarista ampliado e estruturalista num único modelo, abandonando-se a hipótese de passividade da oferta de moeda, de sorte a se chegar a um modelo mais genérico que contenha as duas equações em forma final como casos particulares. Os resultados empíricos e os critérios de seleção usados na comparação dos dois modelos sugerem esta linha de ação.

## V.4 — Inflação: Política Monetária × Política Fiscal

Os modelos monetaristas apresentados no Capítulo III não contêm variáveis de política fiscal, enquanto os modelos estruturalistas discutidos no Capítulo IV consideram a política monetária como passiva. Estas hipóteses certamente são restritivas e irrealistas e vale a pena relaxá-las para examinar o comportamento das equações, em forma final, da taxa de inflação e do nível de capacidade ociosa que resultam de modelos onde admite-se que o governo controla instrumentos de políticas monetária e fiscal. A seguir, daremos um exemplo de um modelo com tais características. Com o intuito de não acrescentar complicações desnecessárias, especificaremos um modelo com uma estrutura tão simples quanto possível.

### V.4.1 — Estrutura e Forma Final do Modelo

Admitiremos inicialmente que a quantidade real demandada de moeda  $m_t$  é função da renda real  $y_t$  e da taxa de juros nominal  $i_t$  de acordo com:

$$\log m_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log y_t - \alpha_2 i_t \quad (30)$$

A taxa de juros nominal é função da taxa de inflação esperada  $p_{i+1}^*$  e da proporção do *deficit* do governo em relação ao produto interno bruto:

$$i_t = p_{i+1}^* + \delta \log \frac{G_t^*}{Y_t} \quad (31)$$

onde  $G_t^*$  é igual à diferença entre os gastos do governo e a arrecadação total:  $G_t^* = G_t - T_t$ . O produto nominal  $Y_t$  é igual ao índice de preços  $P_t$  vezes o índice de renda real  $y_t$ . A especificação (31) tem o inconveniente de supor que o *deficit* do governo é sempre positivo, pois de outra forma o logaritmo não seria definido no campo dos reais. Todavia, esta suposição não parece inadequada em países com uma história crônica de inflação e de *deficits* do governo federal.

A taxa de inflação, por definição, é igual à diferença entre a taxa de crescimento da oferta de moeda  $\mu_t$  e a taxa de crescimento da quantidade real demandada de moeda:

$$p_t = \mu_t - Dm_t \quad (32)$$

onde  $Dm_t = \log m_t/m_{t-1}$ .

Combinando-se as equações (30), (31) e (32), depois de levar-se em conta que  $Y_t = P_t y_t$ , resulta:

$$p_t = \frac{\mu_t}{1 + \alpha_2 \delta} - \frac{\alpha_1 + \alpha_2 \delta}{1 + \alpha_2 \delta} Dy_t + \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2 \delta} \Delta p_{i+1}^* + \frac{\alpha_2 \delta}{1 + \alpha_2 \delta} DG_t^* \quad (33)$$

onde  $DG_t^* = \log G_t^*/G_{t-1}^*$  é a taxa de crescimento do *deficit* do governo.

No que diz respeito ao processo de formação de expectativas admitiremos a extrapolação pura e simples do passado, isto é:

$$p_{i+1}^* = p_t \quad (34)$$



A taxa de inflação atual é igual à taxa de inflação defasada de um período, mais uma componente que reflete a contribuição da capacidade ociosa da economia, de acordo com a seguinte Curva de Phillips aceleracionista:

$$p_t = p_{t-1} - \beta h_t \quad (35)$$

onde o nível de capacidade ociosa  $h_t$  é definido por  $h_t = \log \bar{y}_t / y_t$ .

A taxa de crescimento do produto real da economia e a variação do nível de capacidade ociosa estão relacionados através da identidade:

$$Dy_t = D\bar{y}_t - h_t + h_{t-1} \quad (36)$$

Substituindo-se (36) e (34) em (33), a equação daí resultante, juntamente com a equação (35), pode ser escrita através do seguinte sistema:

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta \\ 1 - \frac{\alpha_1 + \alpha_2 \delta}{1 + \alpha_2 \delta - \alpha_2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_t \\ h_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \frac{\alpha_2}{1 + \alpha_2 \delta - \alpha_2} - \frac{\alpha_1 + \alpha_2 \delta}{1 + \alpha_2 \delta - \alpha_2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t-1} \\ h_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ \frac{\mu_t}{1 + \alpha_2 \delta - \alpha_2} + \frac{\alpha_2 \delta}{1 + \alpha_2 \delta - \alpha_2} DG_t^* - \frac{\alpha_1 + \alpha_2 \delta}{1 + \alpha_2 \delta - \alpha_2} D\bar{y}_t \end{bmatrix} \quad (37)$$

A solução deste sistema de equações de diferenças finitas, a menos de termos transitórios, será dada por:

$$p_t = p + \omega_1(L) \mu_t + \omega_2(L) DG_t^* \quad (38)$$

e:

$$h_t = \omega_3(L) \mu_t + \omega_4(L) DG_t^* \quad (39)$$

onde admitimos que a taxa de crescimento do produto potencial é constante, o símbolo  $p$  reflete a taxa de inflação, quando  $\mu_t$  e  $DG_t^*$  forem iguais a zero, e os polinômios  $\omega_i(L)$ ,  $i = 1, 2, 3, 4$ , no operador

de defasagem  $L$  ( $LZ_t = Z_{t-1}$ ), dependem dos parâmetros estruturais do modelo, de acordo com as seguintes expressões:

$$\omega_1(L) = \frac{\beta}{\Delta(1 + \alpha_2\delta - \alpha_2)}$$

$$\omega_2(L) = \frac{\beta \alpha_2\delta}{\Delta(1 + \alpha_2\delta - \alpha_2)}$$

$$\omega_3(L) = \frac{1 - L}{\Delta(1 + \alpha_2\delta - \alpha_2)}$$

$$\omega_4(L) = \frac{1 - L}{\Delta(1 + \alpha_2\delta - \alpha_2)}$$

$$\Delta(L) = \frac{(1 - L)^2 (\alpha_1 + \alpha_2\delta) + \beta [1 + \alpha_2\delta - \alpha_2 (1 - L)]}{1 + \alpha_2\delta - \alpha_2}$$

Quando  $L = 1$ , o valor de  $\Delta(L)$  é igual a:

$$\Delta(1) = \frac{\beta(1 + \alpha_2\delta)}{1 + \alpha_2\delta - \alpha_2}$$

Logo, não é difícil provar que os polinômios  $\omega_i(L)$  satisfazem as seguintes restrições:

$$\omega_1(1) + \omega_2(1) = 1$$

$$\omega_3(1) = 0$$

$$\omega_4(1) = 0$$

A interpretação destes resultados é bastante simples. Vejamos, em primeiro lugar, o significado das duas últimas restrições, que correspondem aos polinômios da equação do nível de capacidade ociosa. A equação (39) pode ser escrita do seguinte modo:

$$h_t = \sum_{i=0}^{\infty} \omega_{3t} \mu_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \omega_{4t} DG_{t-i}^* \quad (40)$$

Quando as taxas de crescimento da oferta de moeda e do *deficit* público forem ambas constantes e iguais, respectivamente, a  $\mu$  e  $DG^*$ , o nível de capacidade ociosa da economia será, então, dado por:

$$h_t = \left( \sum_{i=0}^{\infty} \omega_{3i} \right) \mu + \left( \sum_{i=0}^{\infty} \omega_{4i} \right) DG^*$$

Como cada soma dos pesos  $\omega_{3i}$  e  $\omega_{4i}$  é igual a zero, segue-se que no longo prazo as políticas monetária e fiscal não afetam o nível de capacidade ociosa na economia.

Quanto à taxa de inflação, ela depende, de acordo com (39), da evolução histórica da política monetária e de toda a trajetória, do passado até o presente, da política fiscal, isto é:

$$p_t = p + \sum_{i=0}^{\infty} \omega_{1i} \mu_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \omega_{2i} DG_{t-i}^* \quad (41)$$

No longo prazo, situação esta definida quando a taxa de inflação esperada for igual à efetivamente observada e quando a proporção do *deficit* público em relação ao produto nominal for constante, a taxa de expansão da quantidade nominal de moeda será igual à do crescimento do *deficit* público subtraída da de variação da velocidade-renda da moeda que resulta do aumento do produto potencial. Nestas condições, chega-se à proposição monetarista de que no longo prazo a inflação é um fenômeno puramente monetário, porque a soma dos pesos  $\omega_1$  e  $\omega_2$  é igual a 1:  $\sum \omega_{1i} + \sum \omega_{2i} = 1$ . Portanto, para taxas constantes de crescimento da oferta de moeda e do produto potencial conclui-se que, no longo prazo, a taxa de inflação é igual à diferença entre a taxa de expansão monetária e o produto da elasticidade-renda da moeda pela taxa de crescimento do produto potencial:

$$p = \mu - \alpha_1 \bar{Dy}$$

#### V. 4. 2 — A Evidência Empírica

A forma final da equação da taxa de inflação (41) depende da evolução histórica das políticas monetária e fiscal. Além dessas variáveis, não seria difícil, do ponto de vista teórico, justificar a inclu-

são de componentes com o objetivo de medir a contribuição de choques do setor agrícola e dos preços do petróleo para a taxa de inflação. Com este adendo, a equação em forma final para a taxa de inflação passaria a ser expressa por:

$$p_t = -p + \sum_{i=0}^{\infty} \omega_{1i} b_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \omega_{2i} DG_{t-i}^* + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_{1i} \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_{2i} A_{t-i} + \varepsilon_t \quad (42)$$

onde os símbolos têm o seguinte significado:  $b$  é a taxa de crescimento da base monetária,  $DG^*$  a taxa de crescimento do *deficit* público,  $\pi$  a aceleração dos preços dos derivados do petróleo e  $A$  o desvio da taxa de crescimento da produção agrícola em relação à taxa histórica, e todas as variáveis referem-se ao período do índice a elas associado.

A equação (42) foi estimada com dados anuais para o período 1947/80. Em virtude das dificuldades inerentes para se quantificar o verdadeiro *deficit* do governo federal, face ao sistema monetário brasileiro, que permite a criação de gastos sem que eles sejam incluídos no orçamento fiscal e submetidos, portanto, à aprovação do Congresso Nacional, usamos como *proxy* para a taxa de crescimento do *deficit* público a taxa de crescimento dos gastos do governo. Cabem aqui duas observações: em primeiro lugar, estes gastos abrangem todas as esferas do governo; e, em segundo, é possível que esta suposição acarrete algum viés nas estimativas dos coeficientes.

Quanto ao número de defasagens para cada variável da equação (42), os melhores resultados foram obtidos com uma única defasagem das taxas de crescimento da base e dos gastos do governo, e nenhuma defasagem para as variáveis dos choques agrícola e do petróleo. A Tabela V. 17 apresenta, portanto, os resultados obtidos para a seguinte equação:

$$p_t = -p + \omega_{10} b_t + \omega_{11} b_{t-1} + \omega_{20} DG_t + \omega_{21} DG_{t-1} + \psi_1 \pi_t + \psi_2 A_t + \varepsilon_t \quad (43)$$

Os coeficientes de determinação  $R^2$  são elevados, as estatísticas de Durbin-Watson não acusam a presença de autocorrelação serial dos resíduos e não há surpresas quanto aos sinais dos coeficientes.

Tabela V.17

REGRESSÃO:  $p_t = -p + \omega_{10} b_t + \omega_{11} b_{t-1} + \omega_{20} DG_t + \omega_{21} DG_{t-1} + \psi_1 \pi_t + \psi_2 A_t$ 

	Variável Dependente	$-p$	$\omega_{10}$	$\omega_{11}$	$\omega_{20}$	$\omega_{21}$	$\psi_1$	$\psi_2$	Soma dos pesos	D.W.	$R^2$
206	IGP	-8,417 (4,804)	0,381 (0,166)	0,219 (0,189)	0,706 (0,208)	-0,235 (0,206)	0,042 (0,049)	-0,842 (0,349)	1,071 (0,111)	2,08	0,86
	IPA	-5,999 (5,446)	0,347 (0,188)	0,433 (0,214)	0,746 (0,236)	-0,487 (0,234)	0,033 (0,055)	-0,885 (0,396)	1,033 (0,124)	1,97	0,83
	ICVRJ	-6,501 (4,579)	0,508 (0,158)	0,238 (0,180)	0,427 (0,198)	-0,137 (0,196)	0,018 (0,047)	-0,572 (0,333)	1,036 (0,104)	2,34	0,84
	Deflator	-10,976 (2,894)	0,227 (0,100)	0,192 (0,114)	0,608 (0,125)	0,072 (0,124)	0,036 (0,030)	-0,388 (0,210)	1,099 (0,066)	2,05	0,94

Todavia, alguns erros-padrão são elevados, provavelmente em virtude de multicolinearidade entre variáveis.

A soma dos dois coeficientes da base monetária é maior do que a dos coeficientes da taxa de crescimento dos gastos do governo, com exceção da equação do Deflator Implícito do Produto.

Os coeficientes da variável que representa choques do petróleo são pequenos e seus erros-padrão são elevados. Quanto aos coeficientes da variável que procura captar o efeito dos choques agrícolas, eles são significativos do ponto de vista estatístico, mas inexpressivos em termos de magnitude.

Como sugerido pela teoria, a soma dos pesos das taxas de crescimento da base monetária e dos gastos do governo é bastante próxima de 1, e em todos os casos não se pode rejeitar a hipótese de que a soma dos mesmos é igual a 1. Este resultado leva-nos a concluir tentativamente, com base na evidência empírica encontrada, que na ausência de choques a inflação, no longo prazo, é um fenômeno monetário.

### V.4.3 — Conclusões

a) As origens da inflação brasileira no pós-guerra foram os choques agrícolas e as políticas monetária e fiscal. Quando foram considerados períodos de altas taxas de inflação, o efeito dos choques agrícolas foi relativamente pequeno. A discriminação das contribuições das variáveis de política monetária e de política fiscal na determinação da taxa de inflação no curto prazo é bastante imprecisa, em virtude da elevada multicolinearidade nos dados.

b) A importância dos choques do petróleo para o processo inflacionário brasileiro não corresponde ao diagnóstico que se tornou popular desde o primeiro choque do petróleo, e que atribui à OPEP uma boa dose de responsabilidade para a aceleração inflacionária observada em nosso país a partir de 1974.

c) A conclusão mais importante a que se chegou, fundamentada na evidência empírica apresentada nesta seção, é de que numa perspectiva de longo prazo a inflação brasileira no pós-guerra foi dominada por impulsos monetários.



### SUMÁRIO E CONCLUSÕES

Este livro tratou de analisar a experiência inflacionária brasileira no pós-guerra a partir de dois enfoques que se contrapõem: monetarismo e estruturalismo. Certamente, estas duas estórias não são as únicas hipóteses de que usualmente se lança mão na tentativa de explicação dos processos inflacionários. Mas na América Latina, e aqui no Brasil em particular, elas se destacaram das demais e adquiriram uma proeminência que certamente justificam um estudo com o propósito de avaliar a contribuição de cada uma dessas hipóteses rivais para uma melhor compreensão da dinâmica inflacionária brasileira.

Neste capítulo final apresentamos um sumário do conteúdo das visões monetarista e estruturalista, salientamos as características básicas de programas de combate à inflação inspirados em cada uma dessas escolas, resumimos as principais conclusões desta pesquisa e sugerimos as linhas gerais de uma proposta para a reformulação do conjunto de normas legais que norteiam a organização das instituições monetárias brasileiras.

#### VI.1 — Monetarismo, Estruturalismo e Outras Estórias da Inflação

A estória monetarista é bastante simples e pode ser contada de maneira resumida, no caso do aumento da taxa de inflação. Ela



começa geralmente por uma mudança na política monetária através da fixação de um novo patamar para a taxa de crescimento da oferta de moeda.

Inicialmente, o aumento da quantidade de moeda provoca um acréscimo não antecipado na liquidez, que repercute sobre várias taxas de juros. Os indivíduos e as empresas, diante da baixa das taxas de juros, procuram realocar seus *portfolios* livrando-se da quantidade excedente, não desejada, de moeda na compra de outros ativos, de bens de consumo, duráveis ou não, e de bens de capital.

Ao aumento verificado no dispêndio agregado a produção reage expandindo-se. Esta fase caracteriza-se por uma certa euforia nos negócios. A economia tem uma rápida recuperação do nível de atividade quando existe capacidade ociosa generalizada, e este maior grau na utilização de recursos começa a pressionar os preços dos fatores de produção em virtude das maiores quantidades de mão-de-obra e de matérias-primas necessárias para um ritmo mais intenso do nível produção.

A elevação dos preços dos fatores acarreta aumentos dos custos marginais e unitários de produção. As empresas, tanto nos mercados competitivos como nos oligopolistas, procuram então repassar os aumentos dos seus custos para os preços dos bens e serviços que produzem. Durante este processo as expectativas inflacionárias começam a ser revisadas, ajustando-se a uma nova realidade de mercado criada pela modificação na política monetária. Na prática, as mudanças de expectativas quanto à taxa de inflação traduzem-se em maiores taxas de juros, reajustes mais elevados dos salários e conseqüente aceleração na velocidade de crescimento dos preços dos bens e serviços.

Na medida em que a taxa de inflação aproxima-se gradualmente do seu novo patamar, a euforia inicial dos negócios deixa de existir, pois o acréscimo de produção que acompanha a aceleração inflacionária é um fenômeno de caráter puramente transitório. Daí por diante, os preços passam a crescer a uma velocidade consistente com a nova taxa de crescimento da oferta de moeda. Este equilíbrio será alterado quando houver nova modificação na política monetária.

A estória contada pelos estruturalistas para explicar uma elevação na taxa de inflação é bem mais complexa do que aquela habitualmente narrada pelos monetaristas, pois as origens do processo inflacionário são múltiplas e sua dinâmica depende fundamentalmente de certos parâmetros estruturais da economia.

Imaginemos que a estória inicia-se em determinado período, quando um governo de orientação desenvolvimentista decide acelerar o processo de crescimento econômico através do aumento do nível de inversões. Este fato traduz-se numa elevação do dispêndio agregado e, como conseqüência, a renda real da economia aumenta. Por sua vez, este incremento da renda real da população urbana conduz, então, a uma maior demanda de produtos agrícolas para consumo interno. Como a resposta da oferta destes produtos agrícolas é bastante inelástica a estímulos de preços, os alimentos tornam-se mais caros em relação aos produtos industriais, cujos preços são, em geral, bastante rígidos em virtude da estrutura oligopolista deste setor.

O índice geral de preços aumenta e faz com que os trabalhadores tentem recompor seu poder de compra, corroído pela elevação dos preços dos alimentos, com reajustes salariais superiores aos que até então estavam acostumados. As empresas, para manterem suas lucratividades, repassam para os preços os acréscimos de custos provenientes da concessão de maiores reajustes salariais. Neste momento, o órgão encarregado da apuração do índice de preços atribui à subida dos preços industriais a principal causa pela aceleração observada na taxa de inflação. Uma nova rodada de aumentos terá lugar, pois os preços dos produtos agrícolas devem continuar a sua função de eliminar o excesso de demanda no mercado de produtos agrícolas. A espiral inflacionária adquire maior velocidade enquanto as forças que lhe deram origem continuarem existindo.

Aqui cabe fazer um importante parêntese na estória estruturalista. As necessidades adicionais de capital de giro do setor industrial, a partir do momento em que se elevou a folha de pagamento com a mão-de-obra, são atendidas pelo sistema bancário, pois as autoridades monetárias atuam de maneira passiva para que não ocorra qualquer crise de liquidez.

Numa economia aberta ao comércio internacional, o acrcscimo inicial na quantidade demandada de produtos agrícolas poderia ser satisfeita através de importações que suprissem as necessidades adicionais no consumo interno. Todavia, esta solução esbarra em vários obstáculos. Em primeiro lugar, a expansão das exportações para pagar estas importações é difícil, pois as exportações tradicionalmente concentram-se num pequeno número de produtos cuja demanda internacional é bastante inelástica, tanto em relação aos preços como à renda, e a diversificação das exportações nas fases iniciais do processo de industrialização é praticamente impossível face às características da própria base industrial da economia. Em segundo lugar, a aceleração no processo de crescimento econômico exige um incremento nas importações de matérias-primas e de bens de capital, não havendo, portanto, lugar para redução na pauta de importações que abra espaço para aumento nas importações de alimentos. Estas dificuldades no balanço de pagamentos, geradas pelo surto de desenvolvimento, contribuem para agravar o processo inflacionário, pois torna-se necessário proceder a desvalorizações cambiais freqüentes, que acabam se transmitindo aos preços industriais via aumento nos custos das matérias-primas importadas.

Os impulsos iniciais para a aceleração da inflação podem ter suas origens no crescimento dos preços internacionais dos produtos agrícolas de exportação e das matérias-primas importadas. No primeiro caso, além da repercussão direta no índice de custo de vida quando o produto agrícola de exportação é também consumido internamente, o estímulo de preços para o setor agrícola exportador pode deslocar parte da área agrícola dedicada aos produtos exclusivamente de consumo interno, com a conseqüente elevação dos preços dos alimentos, que porá em marcha os mecanismos de propagação, repetindo-se a seqüência de aumentos dos salários, dos custos e dos preços. Na segunda hipótese, quando os preços internacionais das matérias-primas importadas são majorados, os custos diretos de produção elevam-se e os preços dos produtos industriais são remarcados. Os mecanismos de propagação entram novamente em ação até a inflação atingir um novo patamar.

Como se mencionou no início deste capítulo, as estórias monetarista e estruturalista não são as únicas hipóteses aventadas quando

se trata de explicar os processos inflacionários. Uma das mais populares nos países desenvolvidos do mundo ocidental é a hipótese levantada por vários grupos de economistas, entre eles aqueles que se denominam pós-keynesianos, de que a força motriz por trás da inflação é o aumento dos salários acima da taxa de crescimento da produtividade de mão-de-obra. Os trabalhadores, na tentativa de aumentarem a sua participação no bolo via reajustes salariais, defrontam-se com a resistência das empresas que praticam uma política de preços voltada para a preservação da lucratividade e repassam todo aumento de custos para os preços. A situação de conflito persiste e a espiral inflacionária é apenas o mecanismo que traduz a tensão resultante de demandas inconsistentes para a divisão do produto entre as várias classes sociais. Os economistas que identificam no comportamento dos trabalhadores e na reação das empresas as raízes da inflação propõem, em geral, uma política de rendas em que o governo passa a administrar o conflito através de controles de preços e de salários.

Outra estória que pretende explicar o aumento persistente do nível geral de preços é contada pelo modelo escandinavo de inflação, em que a economia é dividida em dois setores: um que produz bens comercializáveis internacionalmente e outro cujos bens são destinados ao mercado interno. A economia é pequena no sentido de que não dispõe de qualquer poder sobre os preços praticados no mercado internacional. Imagine-se que, por uma razão qualquer, os preços dos bens internacionais aumentem. Inicialmente, o índice geral de preços sobe, refletindo esta mudança. Este aumento de preços provocará um reajuste de salários, pois os trabalhadores no setor internacional têm como objetivo manter constante a sua participação no produto do setor. Os salários no setor doméstico acompanharão os salários dos demais trabalhadores, e os preços dos produtos destinados exclusivamente ao mercado interno serão remarcados, pois são determinados pelo custo unitário de produção. Assim, todos os preços sobem, e a taxa de crescimento dos preços internacionais acaba por se transmitir integralmente para a economia. Até aqui, para que este modelo explique um aumento persistente do nível geral de preços, é preciso que os preços dos bens internacionais não deixem de crescer. Todavia, o modelo

escandinavo prevê uma causa adicional para a inflação que, mesmo na ausência de aumentos dos preços internacionais, ocorreria em virtude da diferença no crescimento da produtividade da mão-de-obra nos dois setores da economia. O setor dedicado ao comércio internacional seria mais dinâmico e a produtividade da mão-de-obra nele cresceria mais rapidamente do que o setor doméstico. Como a taxa de crescimento da produtividade da mão-de-obra no setor que produz bens para o comércio internacional é incorporada completamente aos salários, os preços dos bens produzidos pelo setor doméstico aumentam a uma taxa igual à diferença entre as taxas de crescimento da produtividade da mão-de-obra nos dois setores. Embora os preços internacionais permaneçam estáveis, o nível geral de preços continua aumentando enquanto perdurar o diferencial de crescimento na produtividade entre os setores, diferencial este que seria a causa estrutural da inflação.

Outras estórias da inflação poderiam ser contadas, bastando para isto que se combinem com uma boa dose de imaginação algumas das hipóteses por trás das várias estórias que acabamos de contar.

## VI.2 — Políticas de Estabilização: Monetarismo × Estruturalismo

As equações em forma final dos modelos monetarista e estruturalista permitem a identificação, de maneira bastante simples, das variáveis a serem controladas em programas de estabilização que tenham como escopo a redução da taxa de inflação da economia. Revelam, ainda, as dificuldades inerentes para se atingir as metas a que tais programas se propõem, face às defasagens envolvidas no processo dinâmico da inflação. Mostram, também, o efeito colateral sobre o nível de atividade econômica que normalmente acompanha o combate à inflação.

Num programa de estabilização de inspiração monetarista, a quantidade de moeda é a variável crucial que deve ser controlada para reduzir a inflação. Uma vez identificadas as causas responsáveis pelo crescimento da oferta monetária, sobre elas incide todo o

esforço do tratamento monetarista. Embora variem de acordo com as circunstâncias históricas de cada país, as causas mais frequentes do aumento de oferta de moeda são o financiamento do *deficit* do governo e a expansão do crédito ao setor privado.

O controle dos preços, dos salários e das taxas de juros são medidas de política econômica que não fazem parte do receituário monetarista para o combate à inflação, contrariamente ao que se afirma com frequência no Brasil. Cabe mencionar a possibilidade de que uma política de controle de preços, de caráter transitório durante um curto período de tempo que se estenderia no máximo por alguns meses, poderia ser recomendada por alguns monetaristas com a finalidade de contribuir para uma rápida reversão das expectativas inflacionárias. Este controle temporário de preços poderia, inclusive, ajudar a reduzir as conseqüências da desaceleração na taxa de crescimento da oferta de moeda sobre os níveis de emprego e de capacidade ociosa da economia.

Uma opção que todo programa de estabilização monetarista deve fazer é quanto ao tempo que será utilizado para que a meta da taxa de inflação seja alcançada. No tratamento de choque, reduz-se imediatamente e de maneira drástica a taxa de crescimento da oferta monetária. A recessão econômica será proporcional a esta desaceleração, a não ser que ocorra uma rápida reversão das expectativas, com uma queda substancial na taxa de inflação esperada.

No tratamento gradualista, a redução da taxa de crescimento da oferta monetária é programada segundo uma trajetória de sorte a se atingir a taxa almejada de maneira gradual. A recessão não alcança níveis tão elevados como no tratamento de choque, mas será mais prolongada.

A opção entre tratamento de choque e gradualismo dentro da ótica monetarista resume-se, portanto, na escolha entre uma política que produz um elevado nível de capacidade ociosa durante um curto espaço de tempo, que os críticos achariam suficiente para matar o paciente, e outra que conduz a uma recessão menor, que seria mais prolongada, e que os mesmos críticos acreditam que terminaria por levar o doente ao mesmo destino.

Certamente, do ponto de vista do modelo monetarista seria difícil, senão impossível, rotular qualquer programa de estabilização posto

em prática no Brasil durante o pós-guerra como monetarista. Aqueles que usualmente são rotulados de monetarista no Brasil mostraram-se, na prática, bem mais ecléticos e enveredaram por caminhos, como a política de controle de salários e preços, que levariam qualquer economista de formação monetarista ortodoxa a excomungá-los.

O combate à inflação, de acordo com a visão estruturalista, não pode ser feito a curto prazo, sob pena de se comprometer o processo de crescimento econômico. As origens da inflação, segundo esta escola, estão localizadas na estrutura da economia que deve ser transformada com o objetivo de torná-la, senão imune, pelo menos resistente aos processos inflacionários. Os coeficientes da equação da taxa de inflação em forma final do modelo estruturalista, além de refletirem a estrutura da economia, sofreriam mudanças através de uma política de investimento direcionada para o incremento da produção de alimentos de consumo interno e de bens de consumo popular, melhoria da rede de abastecimento interno e formação de estoques reguladores, programas de substituição de importações e de ampliação e diversificação das exportações, que removeriam os obstáculos para que o crescimento da economia se fizesse sem aumento persistente do nível de preços. Neste ponto cabe salientar uma diferença fundamental entre as abordagens monetarista e estruturalista: enquanto os monetaristas atribuem à trajetória de uma variável que está diretamente sob controle das autoridades monetárias a origem do processo inflacionário, os estruturalistas entendem que a inflação está associada à estrutura da economia, que não pode ser transformada em curto espaço de tempo.

Normalmente, qualquer programa de estabilização que contenha como um dos seus ingredientes o controle da oferta monetária é denominado pelos economistas estruturalistas de monetarista. Eles se opõem a este tipo de tratamento da inflação porque admitem que a tarefa da política monetária é de ajustar-se de modo passivo ao nível de renda nominal da economia. Em caso contrário, quando a política monetária tem um caráter autônomo, com o controle rígido da oferta de moeda, os estruturalistas afirmam que este tipo de política conduz ao aumento do desemprego e da capacidade ociosa, com a conseqüente diminuição do crescimento econômico,

e a inflação prossegue o seu curso normal, pois as causas que a determinam não foram removidas.

Nos modelos estruturalistas, a função dos salários consiste apenas em transmitir a inflação de um período para outro, sendo apenas um elo importante da dinâmica da inflação, mas sem desempenhar qualquer papel autônomo. Daí por que os estruturalistas não concordam com uma política de controle de salários com o propósito de combater a inflação. A política de contenção de salários seria aceitável, entretanto, dentro do contexto mais amplo de um pacto social que estabelecesse uma política de rendas, que seria implementada através do controle de preços e que teria como objetivo uma distribuição equitativa dos ônus do combate à inflação. Este tipo de solução teria maiores chances de ser preconizada em situações em que a inflação tivesse sido deflagrada a partir de fatores externos, como, por exemplo, o aumento dos preços internacionais das matérias-primas importadas.

### VI.3 — As Origens da Inflação Brasileira no Pós-Guerra: Sumário da Evidência Empírica

O capítulo anterior tratou de investigar as causas responsáveis pelo crescimento da velocidade-renda da moeda, a relação entre capacidade ociosa e inflação e as origens da inflação brasileira no pós-guerra. Antes de repetir as conclusões que estão sumariadas ao final de cada seção do capítulo precedente, cabe salientar o caráter tentativo das conclusões de todo estudo econométrico, pois qualquer evidência empírica pode vir a ser superada por novos fatos. Além disto, existe sempre uma boa dose de incerteza quanto à escolha da teoria relevante para especificar o comportamento de uma determinada variável. Aqui neste trabalho adotamos a estratégia de formular equações em forma final para a taxa de inflação, a partir de diferentes concepções do processo inflacionário, de sorte a possibilitar a comparação entre hipóteses rivais. Acreditamos que este caminho pode ser explorado em várias direções com



o objetivo de aprofundar o nosso conhecimento da dinâmica dos processos inflacionários.

O crescimento da velocidade-renda da moeda observado na economia brasileira no pós-guerra pode ser atribuído ao comportamento da taxa de inflação e ao fato de que a elasticidade-renda da procura da moeda é inferior à unidade. Esta conclusão confirma um bom número de estudos de demanda de moeda no Brasil.

Na decisão de qual a proporção que indivíduos e empresas desejam reter sob a forma de moeda em seus *portfolios* o que interessa é o poder de compra da moeda, e não o seu valor nominal, pois não se detectou qualquer evidência de ilusão monetária. Portanto, desde que as demais condições não mudem, preços e moeda aumentam na mesma proporção no longo prazo.

A avaliação da hipótese de que as inovações financeiras contribuam para o aumento da velocidade-renda da moeda, num modelo que supõe de início uma taxa de inovação anual constante, mostra-se bastante difícil em virtude de problemas econométricos relacionados com erros de mensuração das variáveis. Por outro lado, a própria suposição de que o efeito das inovações financeiras sobre a procura de moeda se faça de maneira constante ao longo do tempo representa, sem dúvida alguma, uma forte restrição *a priori* que tem de ser levada na devida conta. A formulação de modelos de demanda de moeda que tratam as inovações financeiras de maneira mais abrangente, além de ser uma área pouco explorada em estudos empíricos no Brasil, certamente deve merecer maior atenção do que aquela normalmente dispensada ao assunto, face à relevância do tema para a condução da política monetária.

Como já se mencionou anteriormente, existe alguma controvérsia quanto à relação entre inflação e nível de renda real da economia. Esta ligação depende da equação estrutural na qual estas variáveis estão inseridas. Dentro do arcabouço teórico da Curva de Phillips, a evidência empírica encontrada nesta pesquisa confirma a posição daqueles economistas que admitem a existência, no curto prazo, de uma relação de trocas entre a taxa de inflação e o nível de capacidade ociosa. Este tipo de evidência indica que a inflação e o nível de renda caminham na mesma direção no curto prazo. Assim, uma política de combate à inflação será necessariamente acompanhada

por um aumento da capacidade ociosa no setor industrial. Pela mesma razão, uma política que conduza à aceleração na taxa de crescimento da oferta de moeda estimula inicialmente o nível de atividade econômica, mas acabará por provocar o aumento da taxa de inflação.

Se aceita a hipótese de que a Curva de Phillips é vertical no longo prazo, isto significaria dizer que a relação de trocas entre inflação e capacidade ociosa observada no curto prazo é meramente transitória e não persistiria com o decorrer do tempo. A evidência empírica quanto a esta hipótese não é tão categórica, mas pelo menos em um caso, quando se mede a taxa de inflação através do deflator implícito do produto, não se pode rejeitar a hipótese de que no longo prazo o nível normal de capacidade ociosa da economia é compatível com qualquer taxa de inflação.

As estimativas da equação em forma final do modelo monetarista, em que a taxa de inflação depende somente da evolução histórica da política monetária, apesar de estatisticamente significativas e de serem consistentes com a hipótese de que no longo prazo, para cada aumento percentual da taxa de crescimento da base monetária, a taxa de inflação aumenta em igual magnitude, revelaram-se inferiores às estimativas da equação do modelo estruturalista, onde a taxa de inflação depende da evolução histórica da política fiscal, dos choques agrícolas e das variações da taxa de reajuste dos preços internos dos produtos derivados de petróleo, em termos do poder de explicação de cada equação como avaliado pelo coeficiente de determinação.

Cabe mencionar aqui o fato de que todo esforço para adicionar-se outras variáveis explicativas ao modelo estruturalista, como, por exemplo, variações autônomas na taxa de câmbio e na taxa de reajuste do salário mínimo, mostrou-se infrutífero, pois as estimativas dos coeficientes dessas variáveis apresentaram elevados erros-padrão e em algumas vezes tiveram sinais contrários àqueles que *a priori* se esperava.

No caso da equação da taxa de inflação em forma final do modelo estruturalista, a taxa de crescimento dos gastos de consumo e de investimento do governo, incluindo-se aí todas as esferas de governo, foi a variável mais importante pelo seu impacto na taxa de in-

flação. O coeficiente da variável que mede a contribuição dos choques agrícolas é significativa do ponto de vista estatístico, mas de pequena magnitude para explicar elevadas taxas de inflação. No tocante à parcela da inflação que pode ser atribuída aos choques do petróleo, as estimativas dos coeficientes da aceleração na taxa de crescimento dos preços dos derivados do petróleo, além de pequenas, não foram estatisticamente significativas.

Quando se amplia o modelo monetarista e acrescentam-se variáveis explicativas que representam os choques agrícolas e dos preços do petróleo, as estimativas de todas as variáveis são, de modo geral, significativas. Como no modelo estruturalista, o impacto de variações na taxa de crescimento da produção agrícola sobre a taxa de inflação, em relação à sua taxa de crescimento histórico, não é desprezível, mas não seria capaz de por si só explicar elevadas taxas de inflação. Da mesma forma que no modelo monetarista simplificado, a evidência aqui também é consistente com a hipótese de que no longo prazo 1% a mais na taxa de crescimento de base monetária implica um crescimento de 1% na taxa de inflação.

A escolha entre os dois modelos — monetarista ampliado e estruturalista — de qual seria o mais apropriado para representar o processo inflacionário brasileiro no pós-guerra, através da utilização de dois critérios estatísticos, mostrou-se inconclusiva. Quando se usa como critério de seleção entre os dois modelos medidas de informação propostas na literatura econométrica recente, o modelo monetarista ampliado seria escolhido quando a taxa de inflação é calculada pelo Índice de Custo de Vida na Cidade do Rio de Janeiro, porém a preferência recairia sobre o modelo estruturalista nos demais índices de preços usados nesta pesquisa, a saber: Índice de Preços por Atacado, Índice Geral de Preços no conceito de disponibilidade interna e deflator implícito do produto. Por outro lado, quando se aplicam testes que buscam discriminar entre hipóteses que refletem diferentes especificações, a evidência empírica a que se chega, com base nos valores das estatísticas obtidas, é de que eles são incapazes de rejeitar qualquer uma das duas hipóteses rivais.

A incapacidade dos critérios de seleção estatística adotados para indicar qual o modelo mais apropriado para representar o pro-

cesso inflacionário brasileiro no pós-guerra sugeriu a construção de um modelo bastante simples, cuja equação em forma final para a taxa de inflação é mais genérica no sentido de incluir como casos particulares as equações em forma final dos modelos monetarista e estruturalista. Obviamente, uma vítima deste processo é a hipótese de passividade da política monetária, que é uma característica fundamental dos modelos estruturalistas.

A taxa de inflação neste modelo mais genérico depende da evolução histórica das políticas monetária e fiscal e dos choques na produção agrícola e nos preços do petróleo. As estimativas dos coeficientes desta equação, apesar de consistentes com a hipótese de que as políticas monetária e fiscal afetam a taxa de inflação, mostraram certa dificuldade em separar as contribuições das variáveis que representam cada uma dessas políticas, possivelmente em virtude da elevada multicolinearidade dos dados. Este fato não é inesperado em virtude da interligação no pós-guerra das políticas fiscal e monetária, pois durante boa parte deste período o financiamento do *deficit* do governo se fez quase que exclusivamente via expansão da base monetária. Cabe lembrar neste ponto uma definição comumente adotada na literatura econômica, embora a ela se possa fazer algumas restrições: a política fiscal determina o tamanho do *deficit* do governo, enquanto a política monetária é responsável pela composição do referido *deficit*. A partir desta definição é fácil compreender que apenas com a criação das Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN) em 1964 e das Letras do Tesouro Nacional (LTN) em 1970 é que se tornou possível financiar o *deficit* do governo através de títulos da dívida pública e, portanto, utilizar-se de diferentes combinações de política monetária e fiscal.

Um resultado interessante das estimativas desta nova equação para a taxa de inflação é que a soma dos coeficientes das variáveis de política monetária e de política fiscal é um pouco superior à unidade, e a hipótese de que a soma dos mesmos é igual a 1 não é rejeitada. Segue-se, portanto, que numa situação em que o *deficit* do governo for uma proporção constante do produto interno bruto, a taxa de crescimento da base monetária for constante e as previsões se materializarem, a taxa de inflação será igual à taxa de cresci-

mento da base monetária, desde que dela se subtraia a fração da expansão monetária necessária para fazer face ao crescimento econômico.

As estimativas dos coeficientes da variável que capta o efeito dos choques agrícolas sobre a taxa de inflação são estatisticamente significativas, mas, como nos casos anteriores, não seriam capazes de sozinhas explicar elevadas taxas de inflação. Com relação às estimativas dos coeficientes da aceleração na taxa de crescimento dos preços dos produtos derivados do petróleo, elas não foram significativas. Esta evidência lança sérias dúvidas sobre a alegada importância dos choques do petróleo nas elevadas taxas de inflação observadas no Brasil recentemente.

Neste trabalho, um bom número de equações em forma final foram estimadas e, na investigação da especificação econométrica mais adequada através de diferentes alternativas para as variáveis explicativas, três delas se mostraram robustas diante de várias opções: a taxa de crescimento da base monetária, a taxa de crescimento dos gastos do governo e o desvio da taxa de crescimento de produção agrícola em relação à sua taxa de crescimento histórico. A principal conclusão que emerge desta pesquisa é que as origens da inflação brasileira no pós-guerra estão localizadas nas políticas monetária e fiscal e nos choques agrícolas. Não existe evidência empírica suficiente para aceitar-se o argumento que atribui ao cartel da OPEP uma grande contribuição na recente aceleração de inflação em nosso país. Esta conclusão implica que o controle do processo inflacionário brasileiro depende apenas de instrumentos de política econômica que estão concentrados nas mãos do governo federal.

#### VI.4 — A Constituição Monetária-Fiscal: Sugestões para uma Reformulação

O Programa de Ação Econômica do Governo Castelo Branco identificou como uma das principais causas da inflação brasileira os sucessivos *deficits* do governo federal. A responsabilidade por estes *deficits* foi de certo modo atribuída ao Congresso Nacional,

pois o Ato Institucional n.º 1, de 9 de abril de 1964, retirou do poder legislativo competência para aumentar despesas ao estipular no seu Artigo 5.º que: “Caberá, privativamente, ao Presidente da República, a iniciativa de projetos de lei que criem ou aumentem a despesa pública; não serão admitidas, a esses projetos, em qualquer das Casas do Congresso Nacional, emendas que aumentem a despesa proposta pelo Presidente da República”. Posteriormente, a Constituição do Brasil, promulgada em 24 de janeiro de 1967, incorporou no seu texto este dispositivo do Ato Institucional n.º 1, ao explicitar no seu Artigo 60 que: “É da competência exclusiva do Presidente da República a iniciativa de Leis que i) disponham sobre matéria financeira, ii) criem cargos, funções ou empregos públicos ou aumentem vencimento ou a despesa pública”. No parágrafo único do mesmo artigo reza que: “Não serão admitidas emendas que aumentem a despesa prevista nos projetos oriundos de competência exclusiva do Presidente da República”.

A Lei de Reforma Bancária, promulgada em 31 de dezembro de 1964, teve como principais objetivos a criação do Banco Central e a concessão de relativa autonomia às Autoridades Monetárias. Esta autonomia distinguia-se basicamente pelo fato de que as Autoridades Monetárias ganhavam certa independência em relação aos poderes executivo e legislativo, constituindo-se praticamente em um quarto poder. Com efeito, o Conselho Monetário Nacional, órgão criado para formular a política monetária-creditícia, apesar de presidido pelo Ministro da Fazenda, demissível *ad-nutum* pelo Presidente da República, delibera por maioria simples dos seus membros e tinha naquela época 2/3 dos seus membros com mandatos fixos. Por sua vez, a diretoria do Banco Central, principal órgão de execução da política monetária, era formada inicialmente por quatro destes membros com mandato fixo. Portanto, a formulação e a execução da política monetária estaria nas mãos de um grupo de pessoas que, pelo menos em tese, poderia ter uma boa dose de independência com relação ao poder executivo. O Ato Institucional n.º 5, de 13 de dezembro de 1968, tornou letra morta esta independência ao suspender as garantias legais daqueles que exerciam mandato fixo. Posteriormente, a Lei n.º 6.045, de 15 de maio de 1974, reconheceu esta situação de fato e estabeleceu que os diretores do Banco Central

seriam demissíveis *ad-nutum* pelo Presidente da República. Assim, a autonomia das Autoridades Monetárias com relação ao Poder Executivo deixou de existir legalmente, mesmo depois da extinção daquele Ato Institucional.

A autonomia que a Reforma Bancária concedeu às Autoridades Monetárias com relação ao Poder Legislativo consistiu em atribuir ao Conselho Monetário Nacional poderes para criar despesas e conceder subsídios, que não são incluídos no Orçamento Fiscal e não estão sujeitos à aprovação do Congresso Nacional. Esta flexibilidade perdura atualmente e concede na prática ao Poder Executivo uma liberdade de ação bastante grande para a formulação e execução da política econômica.

Uma característica importante da Lei de Reforma Bancária é que ela permitiu ao Banco do Brasil continuar desempenhando certas funções de um banco central, e não proibiu o Banco Central do Brasil de assumir certas tarefas, como, por exemplo, as de banco de fomento, que não competem a um banco central. Cabe mencionar também o fato de que a Lei Complementar n.º 12, de 8 de novembro de 1971, que disciplina as operações de crédito do Governo Federal, possibilitou a exclusão das despesas de juros com a dívida pública do Orçamento Fiscal e delegou ao Banco Central do Brasil a responsabilidade pela administração da dívida pública.

Este conjunto de documentos legais que norteiam a atual organização das instituições monetárias no Brasil, e que foi resultado da experiência acumulada até 1964, atribui ao Poder Executivo competência não somente para determinar o volume do *deficit* público, mas também a decisão de como financiá-lo. No Poder Executivo está concentrada praticamente toda a iniciativa nas áreas das políticas monetária e fiscal.

O enfoque moderno da teoria monetária considera a moeda como um entre vários ativos que compõem o patrimônio dos indivíduos e das empresas. Neste sentido, inexistente qualquer razão para que não incida um imposto sobre a moeda, como ocorre, por exemplo, com o capital. A inflação constitui-se justamente nesta forma de taxaço, e este tipo de imposto na atual organização institucional brasileira independe de aprovação prévia do Congresso Nacional. Cabe ressaltar que o imposto inflacionário tem características pró-

prias, como é o caso da sua incidência e do seu processo de arrecadação, e por conseguinte não pode receber o mesmo tratamento dispensado aos demais tributos. Todavia, no médio e longo prazos este imposto, como todos os outros, deve ser sancionado pelo Congresso Nacional, para que a sociedade expresse de maneira clara a taxa de inflação com a qual ela deseja conviver.

Depois de mais de 15 anos de promulgação da Lei de Reforma Bancária já existe experiência suficiente para que se pense novamente em aperfeiçoar as instituições monetárias brasileiras, pois a transferência do comando das políticas monetária e fiscal do Poder Legislativo para o Poder Executivo não trouxe a disciplina e a racionalidade econômica que se esperava. Este insucesso certamente demanda atualmente uma reforma institucional que deveria ser elaborada com dois objetivos básicos: o primeiro deles seria o de impor limites bem definidos para a atuação do Poder Executivo; o segundo seria o de conceder ao Poder Legislativo a responsabilidade pela aprovação dos Orçamentos Fiscal e Monetário. Uma reforma institucional com esta orientação deveria atender pelo menos aos seguintes pontos:

a) retirar do Banco Central do Brasil todas as atribuições que não correspondem às tarefas de um banco central;

b) retirar do Banco do Brasil todas as funções de Autoridade Monetária e subordiná-lo às regras de qualquer banco comercial;

c) retirar do Conselho Monetário Nacional toda decisão que envolva a criação de despesa ou a concessão de subsídios, sob qualquer forma e a qualquer pretexto;

d) submeter a nomeação e a demissão da diretoria do Banco Central do Brasil, feita pelo Presidente da República, a prévia aprovação do Congresso Nacional;

e) restituir ao Congresso Nacional autonomia para deliberar sobre o Orçamento Fiscal, que passaria a incorporar todas as despesas e receitas do Governo Federal; e

f) submeter a prévia apreciação do Congresso Nacional o Orçamento Monetário, cuja execução deveria ser feita com a flexibilidade



necessária para fazer face aos problemas conjunturais não antecipados.

A simples reforma das instituições não trará no seu bojo a solução do problema inflacionário com que o Brasil se defronta há longo tempo, mas tal reforma deve contribuir para que a sociedade tenha uma percepção clara das conseqüências que advêm das políticas monetária e fiscal adotadas, e através do Congresso Nacional possa livremente escolher a alternativa que mais lhe convém.

## BIBLIOGRAFIA

- BAER, W., e KERSTENETZKY, I. *Inflation and growth in Latin America*. Illinois, R. D. Irwin, 1964.
- 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.
- . Correção monetária e realimentação inflacionária. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 8 (3) :757-80, dez. 1978.
- . Inflação, taxa de juros e o fenômeno da ultrapassagem. *Estudos Econômicos*, 12:51-61, 1982.
- CAGAN, P. The monetary dynamics of hyperinflation. In: FRIEDMAN, M., org. *Studies in the quantity theory of money*. Chicago, The University of Chicago Press, 1956.
- CARDOSO, E. A. Oferta de alimentos e inflação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 10 (1) :45-70, abr. 1980.
- DAVIDSON, P. *International money and the real world*. Londres, Macmillan, 1982.
- DAVIDSON, R., e MACKINNON, J. G. Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses. *Econometrica*, 49:781-93, 1981.

- DELFIN NETTO, A., PASTORE, A. C., CIPOLLARE, P., e CARVALHO, E.  
P. *Alguns aspectos da inflação brasileira*. São Paulo, ANPES,  
1963.
- DIZ, A. C. Money and prices in Argentina, 1935-62. In: MEISELMAN,  
D., org. *Varieties of monetary experience*. Chicago, The Uni-  
versity of Chicago Press, 1970.
- FISCHER, S., e MODIGLIANI, F. Towards an understanding of the real  
effects and costs of inflation. *Weltwirtschaftliches Archiv*,  
114:810-33, 1978.
- FRIEDMAN, M. The quantity theory of money: a restatement. In:  
FRIEDMAN, M., org. *Studies in the quantity theory of money*.  
Chicago, The University of Chicago Press, 1956.
- . The role of monetary policy. *American Economic Review*,  
58:1-17, 1968.
- . *The counter-revolution in monetary theory*. Wincott Me-  
morial Lecture, 1970.
- . *A theoretical framework for monetary analysis*. NBER  
Occasional Paper, 112. New York, National Bureau of Econo-  
mic Research, 1971.
- FURTADO, C. *A nova dependência: dívida externa e monetarismo*.  
Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1982.
- GONÇALVES, A. C. P. *The problem of stopping inflation*. Tese de  
Doutoramento. Universidade de Chicago, 1974.
- GORDON, R. J., org. *Milton Friedman's monetary framework: a  
debate with his critics*. Chicago, The University of Chicago  
Press, 1970.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric  
models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37:424-38,  
1969.
- HARBERGER, A. C. The dynamics of inflation in Chile. In: CHRIST,  
C. F., et alii, orgs. *Measurement in economics: studies in memory  
of Yehuda Grunfeld*. Stanford, Stanford University Press, 1963.

- HIRSCHMAN, A. O., org. *Monetarismo vs. estruturalismo: um estudo sobre a América Latina*. Rio de Janeiro, Lidador, 1967.
- JOHNSON, H. G. *Inflation and the monetarist controversy*. Amsterdam, North-Holland, 1972.
- KALECKI, M. A model of hyperinflation. *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 30:275-81, 1962.
- KIRKPATRICK, C. H., e NIXSON, F. I. The origins of inflation in less developed countries: a selective review. In: PARKIN, M., e ZIS, G., orgs. *Inflation in open economies*. Manchester, Manchester University Press, 1976.
- LEMGRUBER, A. C. *Inflação, moeda e modelos macroeconomicos: o caso do Brasil*. Rio de Janeiro, Fundação Getulio Vargas, 1978.
- LINDBECK, A. Imported and structural inflation and aggregate demand: the Scandinavian model reconstructed. In: LINDBECK, A., org. *Inflation and employment in open economies*. Amsterdam, North-Holland, 1979.
- LIOI, V. C. *Inflation in developing countries: an econometric study of Chilean inflation*. Amsterdam, North-Holland, 1974.
- LIPSEY, R. G. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1957: a further analysis. *Economica*, 27:1-31, 1960.
- LOPES, F. L. Teoria e política da inflação brasileira. In: SAYAD, J., org. *Resenhas de economia*. São Paulo, Saraiva, 1979.
- LUCAS, R. E. Econometric testing of the natural rate hypothesis. In: ECKSTEIN, O., org. *The econometrics of price determination conference*. Washington, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1972.
- . Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *American Economic Review*, 63:326-34, 1973.
- MARQUES, M. S. B. *Moeda e inflação: a questão de causalidade*. Tese de Mestrado. Rio de Janeiro, EPGE/FGV, 1982.

- MUNDELL, R. A. The problem of stopping inflation. In: MUNDELL, A., org. *Monetary theory*. Pacific Palisades, California, Good Year Publishing Company, 1971.
- MUTH, J. F. Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica*, 29:315-35, 1961.
- OLIVERA, J. H. G. La teoría no monetaria de la inflación. *El Trimestre Económico*, 16:321-32, 1960.
- \_\_\_\_\_. Aspectos dinámicos de la inflación estructural. *Desarrollo Económico*, 7:261-6, 1967.
- \_\_\_\_\_. On passive money. *Journal of Political Economy*, 73: 805-14, 1970.
- \_\_\_\_\_. Estanflación estructural. *Desarrollo Económico*, 77:41-8, 1980.
- PASTORE, A. C. *Observações sobre a política monetária no programa brasileiro de estabilização*. Tese de Livre-Docência. São Paulo, USP, 1973.
- PHELPS, S. S. Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, 34:254-81, 1967.
- PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25:283-99, 1958.
- PREBISCH, R. El falso dilema entre desarrollo económico y estabilidad monetaria. *Boletín Económico de América Latina*, 6:1-70, 1961.
- \_\_\_\_\_. La crisis inflacionaria del capitalismo. *El Trimestre Económico*, 49:207-34, 1982.
- RANGEL, I. *A inflação brasileira*. Rio de Janeiro, Tempo Brasileiro, 1963.
- SAMUELSON, P. A., e SOLOW, R. M. Analytical aspects of antiinflation policy. *American Economic Review*, 50:177-94, 1960.

- SARGENT, T. J., e WALLACE, N. Rational expectations and the dynamics of hyperinflation. *International Economic Review*, 14:328-50, 1973.
- SAYAD, J. Inflação e agricultura. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 9 (1):1-32, abr. 1979.
- SEERS, D. Theory of inflation and growth in underdeveloped economies based on the experience of Latin America. *Oxford Economic Papers*, 14:173-95, 1962.
- SIMONSEN, M. H. *Inflação: gradualismo x tratamento de choque*. Rio de Janeiro, Apec, 1970.
- \_\_\_\_\_. Política antiinflacionária — a contribuição brasileira. In: *Ensaio econômico*. Rio de Janeiro, Expressão e Cultura, 1974.
- \_\_\_\_\_. A teoria da inflação e a controvérsia sobre a indexação. *Estudos Econômicos*, 10:5-55, 1980.
- SIMS, C. A. Money income and causality. *American Economic Review*, 62:540-52, 1972.
- SUNKEL, O. La inflación chilena: un enfoque heterodoxo. *El Trimestre Económico*, 25:547-99, 1958.
- THEIL, H., e BOOT, J. C. The final form of econometric equation systems. *Review of the International Statistical Institute*, 30: 136-52, 1962.
- THEIL, H. *Principles of econometrics*. New York, John Wiley, 1971.
- WEINTRAUB, S. *Capitalism's inflation and unemployment crisis*. Reading, Massachusetts, Addison-Wesley, 1978.
- ZERKOWSKI, R. M., e VELOSO, M. A. Seis décadas de economia brasileira através do PIB. *Revista Brasileira de Economia*, 36:331-8, 1982.
- ZOTTMANN, L. *Inflação no Brasil: 1947/67*. Série Estudos para o Planejamento, 18. Brasília. IPEA/IPLAN, 1978.

*PNPE: OUTRAS PESQUISAS CONCLUÍDAS*

A IMIGRAÇÃO ESTRANGEIRA PARA O BRASIL  
NO PERÍODO 1873/1932 — Elisa Reis

AS CAUSAS DA EVOLUÇÃO RECENTE DA POSSE  
DE BENS DURÁVEIS NO BRASIL — João Saboia

CARACTERÍSTICAS E NATUREZA DO CRESCI-  
MENTO INDUSTRIAL: 1906/1914 — Maria Tereza  
Versiani

INFLAÇÃO E BALANÇO DE PAGAMENTOS  
Francisco Lopes e André Lara Resende

SALÁRIO E PRODUTIVIDADE NA INDÚSTRIA  
DE TRANSFORMAÇÃO: 1970/1976 — Paulo Baltar  
e Paulo Renato Souza

URBANIZAÇÃO E CUSTOS NUMA ECONOMIA  
EM DESENVOLVIMENTO: O CASO DE MINAS  
GERAIS — Afrânio Andrade e Roberto Monte-Mór

ENERGIA E ECONOMIA: UM MODELO INTE-  
GRADO — Eduardo Modiano

INFLAÇÃO E NÍVEL DE ATIVIDADE NO BRA-  
SIL — Francisco Lopes

REFORMA FINANCEIRA INTERNA E ABER-  
TURA FINANCEIRA AO EXTERIOR NA AMÉ-  
RICA LATINA — Edmar L. Bacha e Carlos Díaz-  
Alejandro

## SÉRIE PNPE

- FUNDAMENTOS DA POLÍTICA PÚBLICA —  
Jorge Vianna Monteiro.
- 2 — OS SALÁRIOS NA TEORIA ECONÔMICA  
— Roberto Macedo
- 3 — ANÁLISE MATEMÁTICA: UM TEXTO  
PARA ECONOMISTAS — Antonio Salazar Pes-  
sôa Brandão
- 4 — PROGRAMAÇÃO LINEAR: CONCEITOS E  
APLICAÇÕES — Edgar Augusto Lanzer
- 5 — MOEDA E SISTEMA FINANCEIRO NO BRA-  
SIL. — André Franco Montoro Filho
- 6 — ANÁLISE MACROECONÔMICA: UM TEX-  
TO INTERMEDIÁRIO — Edmar Lisboa Bacha
- 7 — ESTRUTURA INDUSTRIAL NO BRASIL:  
CONCENTRAÇÃO E DIVERSIFICAÇÃO —  
Sergio Buarque de Holanda Filho
- 8 — A INFLAÇÃO BRASILEIRA NO PÓS-GUER-  
RA: MONETARISMO *VERSUS* ESTRUTU-  
RALISMO — Fernando de Holanda Barbosa

