

LUIZ ALBERTO CYPRIANO

**CRESCIMENTO SETORIAL NO BRASIL, 1960 A 2001: SIMULAÇÃO
DE POLÍTICAS MACROECONÔMICAS ALTERNATIVAS**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de “Doctor Scientiae”.

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
2004

LUIZ ALBERTO CYPRIANO

**CRESCIMENTO SETORIAL NO BRASIL, 1960 A 2001: SIMULAÇÃO
DE POLÍTICAS MACROECONÔMICAS ALTERNATIVAS**

Tese apresentada à Universidade
Federal de Viçosa, como parte das exi-
gências do Programa de Pós-Graduação
em Economia Aplicada, para obtenção do
título de “Doctor Scientiae”.

APROVADA: 28 de junho de 2004.

Antônio Salazar Pessoa Brandão

Roberto Serpa Dias

Wilson da Cruz Vieira

João Eustáquio de Lima
(Conselheiro)

Erly Cardoso Teixeira
(Orientador)

A Ana, Luiza e Beatriz.

AGRADECIMENTO

À Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE), em especial, ao colegiado do curso de Ciências Econômicas do campus de Toledo, pela liberação de minhas atividades acadêmicas, a qual me possibilitou dedicação exclusiva à realização do curso de doutorado.

À Universidade Federal de Viçosa, por intermédio do Departamento de Economia Rural, pela oportunidade de realização do curso e de utilização de sua estrutura física e acadêmica, o que muito me ajudou na realização da pesquisa.

À coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada e a seus professores, pela determinação na melhoria da qualidade do programa e pelos conhecimentos a mim transmitidos ao longo do curso.

À CAPES, mediante o Programa Institucional de Capacitação Docente e Técnico, pela concessão da bolsa de estudos.

Ao professor Erly Cardoso Teixeira, pela orientação, pelo entusiasmo constante com novas descobertas, pelo estímulo no aprendizado e pela amizade.

Aos professores João Eustáquio de Lima, José Maria Alves da Silva, Wilson da Cruz Vieira, Marcelo José Braga, Brício dos Santos Reis, Danilo Rolim Dias de Aguiar e Marília Fernandes Maciel Gomes, que, direta ou indiretamente, contribuíram para o desenvolvimento da pesquisa, por meio de sugestões e orientações nos diversos estágios de realização do curso.

Aos professores da Banca Examinadora, externos ao Departamento de Economia Rural da UFV, Antônio Salazar Pessôa Brandão e Roberto Serpa Dias, pela disponibilidade de participar da avaliação e pelas sugestões apresentadas.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural, em especial, Graça, Brilhante, Tedinha, Luiza, Cida, Rosângela, Ruço, Ritinha e Carminha, pelo apoio, pela disponibilidade e pela amizade.

Aos colegas do curso, pelo companheirismo, pela amizade e solidariedade, em especial, Angelita, Edison Leismann, Isabel, Mara e Mayra.

BIOGRAFIA

LUIZ ALBERTO CYPRIANO, filho de Agilberto Carlos Cypriano e Heda Bonadiman Cypriano, nasceu em Cachoeiro do Itapemirim-ES, em 15 de outubro de 1962.

Em 1980, concluiu o curso profissionalizante de 2.º grau, Crédito e Finanças, no Colégio Cenecista Manoel Duarte, em Rio Bonito-RJ.

Em 1984, ingressou na Faculdade de Ciências Políticas e Econômicas do Rio de Janeiro, onde, no ano de 1984, bacharelou-se em Ciências Econômicas.

Em 1985, iniciou o curso de Mestrado em Economia Rural no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, onde, no ano de 1988, tornou-se mestre em Economia Rural.

Em 1989, ingressou na carreira docente, mediante concurso público prestado na Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE), onde permanece até o presente momento.

Em 1994, foi nomeado para exercer, “pro-tempore”, o cargo de diretor administrativo da UNIOESTE, no campus universitário de Toledo.

Em 1995, foi eleito diretor administrativo da UNIOESTE, campus de Toledo, para um mandato de quatro anos.

Em 2000, iniciou o curso de Doutorado em Economia Aplicada no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa e, em junho de 2004, submeteu-se aos exames de defesa de tese.

ÍNDICE

	Página
LISTA DE TABELAS	ix
LISTA DE FIGURAS	xi
RESUMO	xiii
ABSTRACT	xvi
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. A economia brasileira na segunda metade do século XX	3
1.2. O problema e sua importância	17
1.3. Objetivos	19
2. O MODELO GERAL	21
3. TAXA DE CÂMBIO REAL E PREÇOS SETORIAIS	24
3.1. Taxa de câmbio real	24
3.1.1. Fatores que afetam a taxa de câmbio real	26
3.1.2. Modelo de determinação da taxa de câmbio real	28

	Página
3.1.3. Análise empírica	33
3.2. Preços setoriais e abertura econômica	41
3.2.1. Estimativas do modelo de preços setoriais e abertura comercial	45
4. PRODUÇÃO SETORIAL	53
4.1. Função de produção	54
4.2. Formulação do modelo	60
4.3. Resultados empíricos	65
5. CONSUMO, INVESTIMENTO E EXPORTAÇÕES LÍQUIDAS	80
5.1. Consumo privado	81
5.2. Investimento privado	84
5.3. Exportações líquidas	87
5.4. Aplicação empírica	89
6. ALOCAÇÃO E DINÂMICA DOS RECURSOS PRODUTIVOS	99
6.1. Dinâmica do emprego setorial	99
6.1.1. Migração setorial da mão-de-obra	100
6.1.2. Emprego	107
6.2. Investimento setorial	111
7. SIMULAÇÃO DE POLÍTICAS MACROECONÔMICAS ALTERNATIVAS	117
7.1. Síntese do modelo	118
7.1.1. Taxa de câmbio, preços e abertura comercial	118
7.1.2. Produção e preços dos fatores	118

	Página
7.1.3. Dispêndio	119
7.1.4. Fatores de produção	120
7.2. Simulações	120
7.2.1. Período de 1974 a 1983	122
7.2.2. Período de 1980 a 2001	129
8. RESUMO E CONCLUSÕES	141
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	153
APÊNDICES	160
APÊNDICE A	161
APÊNDICE B	171
APÊNDICE C	173
APÊNDICE D	174

LISTA DE TABELAS

		Página
1	Taxas geométricas de crescimento do Produto Interno Bruto Real do Brasil, em diferentes períodos (médias anuais)	2
2	Estimativas dos coeficientes da equação de taxa de câmbio real, 1960 a 2001	35
3	Estimativas dos coeficientes da função de preços dos produtos do setor agrícola, em relação aos preços do setor governo, 1960 a 2001	46
4	Estimativa dos coeficientes da função de preços do setor não-agrícola, em relação aos preços do setor governo, 1960 a 2001 ..	47
5	Estimativa dos coeficientes da equação de abertura comercial no Brasil, 1960 a 2001	50
6	Parâmetros estimados das funções de produção dos setores agrícola e não-agrícola brasileiro, 1960 a 2001	69
7	Sumário das elasticidades da produtividade média do trabalho nos setores agrícola e não-agrícola, Brasil, 1960 a 2001	74
8	Estimativa dos coeficientes da função consumo privado no Brasil, 1960 a 2001	92

		Página
9	Estimativa dos coeficientes da função investimento privado no Brasil, 1960 a 2001	96
10	Estimativa dos coeficientes da equação de migração no Brasil, 1960 a 2001	104
11	Estimativa dos coeficientes da função emprego no Brasil, 1960 a 2001	109
12	Estimativa dos coeficientes da função investimento do setor não-agrícola no Brasil, 1960 a 2001	115
13	Efeitos das políticas macroeconômicas: fiscal, monetária e de abertura comercial, 1974 a 1983	126
14	Efeitos das políticas macroeconômicas: fiscal, monetária e de abertura comercial, 1980 a 2001	136
1B	Teste de raiz unitária ADF das variáveis usadas nas equações estimadas	171
1C	Teste de co-integração EG aplicado nos resíduos das equações estimadas	173
1D	Resultados do teste de desigualdade, de Theil, e suas proporções referentes ao desvio da média, variância, covariância, regressão e resíduo para o modelo de simulação da economia brasileira, 1960 a 2001	179

LISTA DE FIGURAS

		Página
1	Esquema representativo do modelo geral	22
2	Elasticidade da taxa de câmbio real, com relação à taxa de crescimento do PIB, 1960 a 2001	38
3	Elasticidade da taxa de câmbio real, com relação ao consumo do governo, 1960 a 2001	39
4	Coexistência de técnicas de produção e mudança tecnológica	59
5	Função de produção com diferentes técnicas	60
6	Elasticidade da produtividade média do trabalho, com relação à razão capital/trabalho do setor agrícola, Brasil, 1960 a 2001	77
7	Elasticidade da produtividade média do trabalho, com relação à razão capital/trabalho do setor não-agrícola, Brasil, 1960 a 2001	78
8	Propensão marginal a consumir da renda per capita no Brasil, 1960 a 2001	93
9	Migração rural-urbana no Brasil (em 1.000 pessoas), 1960 a 2001	103

		Página
10	Taxa de desemprego no Brasil, 1960 a 2001	111
11	Participação percentual do investimento setorial no PIB dos setores agrícola e não-agrícola no Brasil, 1960 a 2001	113
12	Produto total atual e simulado da economia brasileira (bilhões de R\$ de 2001), 1974 a 1983	127
13	Produto do setor agrícola atual e do setor agrícola simulado da economia brasileira (bilhões de R\$ de 2001), 1974 a 1983	130
14	Produto do setor não-agrícola atual e do setor não-agrícola simulado da economia brasileira (bilhões de R\$ de 2001), 1974 a 1983	131
15	Produto total atual e simulado da economia brasileira (bilhões de R\$ de 2001), 1980 a 2001	135
16	Produto do setor agrícola atual e simulado da economia brasileira (bilhões de R\$ de 2001), 1980 a 2001	139
17	Produto do setor não-agrícola atual e simulado da economia brasileira (bilhões de R\$ de 2001), 1980 a 2001	140

RESUMO

CYPRIANO, Luiz Alberto, D.S., Universidade Federal de Viçosa, junho de 2004. **Crescimento setorial no Brasil, 1960 a 2001: simulação de políticas macroeconômicas alternativas.** Orientador: Erly Cardoso Teixeira. Conselheiros: Antônio Carvalho Campos e João Eustáquio de Lima.

Este estudo abordou o desempenho do crescimento econômico brasileiro nas últimas quatro décadas. Apesar de períodos com ciclos de crescimento e de crises até o final da década de 70, a economia apresentou taxas elevadas de crescimento do produto, enquanto as décadas seguintes foram marcadas pelos graves desequilíbrios internos, em virtude da inflação, e externos, em razão da dívida, os quais ocasionaram baixa taxa de crescimento do produto e da renda per capita. O baixo crescimento econômico, em consequência de choques externos ou mesmo da adoção de políticas econômicas erradas, pode causar ineficiência na alocação dos recursos produtivos, desemprego, queda na produtividade e na competitividade, em um processo de degradação econômica com efeitos na economia e na sociedade. Determinar os efeitos das políticas econômicas na composição setorial do produto e seus impactos no crescimento econômico brasileiro, no período de 1960 a 2001, foi o objetivo principal deste estudo. Para sua consecução, foi elaborado um modelo econométrico e estimados os

parâmetros que determinam as principais relações entre as variáveis macroeconômicas no Brasil. O modelo é composto de quatro blocos de equações, definidos da seguinte forma: taxa de câmbio real, preços setoriais e abertura comercial; produção setorial; dispêndio da economia; e alocação dos recursos produtivos. Parte-se da concepção de que o ambiente macroeconômico, que envolve as relações entre as diversas variáveis, determina os preços, os investimentos e a produção. A partir do modelo, foram feitas simulações que envolveram choques nas variáveis de política monetária, fiscal e de abertura econômica, possibilitando mensurar o impacto de políticas alternativas no crescimento econômico, principalmente nas décadas de 80 e 90, consideradas “décadas perdidas”. Choques nessas variáveis, simulando a antecipação do ajuste na economia brasileira aos choques do petróleo e da taxa de juros no mercado internacional, no período de 1974 a 1983, com gradual componente contracionista, resultou em crescimento no produto menor do que o observado. Houve impacto no setor agrícola, causando queda no produto, nos salários, na taxa de retorno ao investimento e no produto médio do trabalho. Os preços reais nesse setor, que aumentaram efetivamente no período, com a simulação estabilizaram-se. O setor não-agrícola também foi impactado negativamente, entretanto, com menos intensidade do que o agrícola, cujo produto continuou a crescer, à taxa menor do que a observada, apesar de queda nos demais indicadores. A estabilização dos preços reais no setor agrícola e a queda desses no setor não-agrícola permitiram inferir que menores pressões sobre os preços nominais ocorreriam com a simulação e, portanto, a inflação seria controlada. As variáveis de comércio internacional foram afetadas pela queda nas exportações e nas importações, que é explicada pelo menor crescimento da economia e pela política de menor abertura comercial simulada. Esse resultado indica que o problema relativo à crise na dívida externa, no início dos anos 80, poderia não existir, se as políticas alternativas simuladas tivessem sido adotadas. O consumo e o investimento privado também tiveram taxas de crescimento reduzidas pela simulação, em virtude da política fiscal contracionista que afeta a demanda agregada. Choques com políticas econômicas expansionistas foram simulados no

período de 1984 a 1994, ou seja, após o ajuste simulado, e os resultados mostraram que os indicadores básicos de crescimento do produto cresceram a taxas maiores do que as observadas. O setor agrícola novamente respondeu mais efetivamente às políticas simuladas, em virtude de sua maior abertura ao comércio internacional, do que o não-agrícola, que se caracteriza pela baixa exposição de seus produtos ao mercado internacional. Portanto, as políticas macroeconômicas afetam, com intensidades distintas, os setores da economia, o que deve ser levado em consideração na formulação das políticas econômicas. Por terem sido mal conduzidas, essas políticas resultaram em grandes desequilíbrios macroeconômicos que se estenderam durante as duas últimas décadas e que, se tivessem sido aplicadas para manter os indicadores básicos equilibrados, poderiam ter resultado em crescimento contínuo e sustentado.

ABSTRACT

CYPRIANO, Luiz Alberto Cypriano, D.S., Universidade Federal de Viçosa, June 2004. **Sectorial growth in Brazil, 1960 to 2001: simulation of alternative macroeconomic policies.** Adviser: Erly Cardoso Teixeira. Committee Members: Antônio Carvalho Campos and João Eustáquio de Lima.

This study deals with the performance of the Brazilian economic growth in the last four decades. Despite periods of growth and crisis cycles until the late 1970s, the economy presented high product growth rates. The following decades are characterized by severe internal imbalances due to inflation and by external imbalances due to the debt, causing low product growth rate and per capita income. The low economic growth resulting from external shocks, or even the adoption of wrong economic policies, may have caused inefficient productive resources allocation, unemployment, decreased productivity and competitiveness, under a process of economic degradation affecting the economy and society. The main objective of this study is to determine the effects of the economic policies on product sector composition and their impacts on the country's economic growth from 1960 to 2001. Thus, an econometric model was developed and the parameters determining the major relations among the macroeconomic variables in Brazil were estimated. The model is composed of four equation blocks,

defined as follows: real exchange rates, sectorial prices and market opening; sectorial production; economy expenditure; and productive resources allocation. The study is based on the premise that the macroeconomic environment, involving the relations among the various variables, determines the prices, investments and production. Based on the model, simulations are made involving shocks applied to the variables monetary policy, fiscal policy, and market opening policy, allowing to measure the impact of alternative policies on economic growth, mainly during the 1980s and 1990s, the so-called 'lost decades'. Shocks applied on these variables, by simulating the anticipation of the adjustment by the Brazilian economy to the shocks caused by the oil crises and international market interest rates from 1974 to 1983, with a gradual contraction component, led to a product growth lower than the observed. There was an impact on the agricultural sector, causing products, income, investment return rate and average labor product to fall. The real prices in this sector, which had an effective growth during this period, became stable after the simulation. The non-agricultural sector was also affected negatively, although less intensely, than the agricultural sector, whose product continued to grow at a lower rate than the observed, despite the drop in the other indicators. The stabilization of real prices verified in the agricultural sector and their drop in the non-agricultural sector allowed inferring that smaller pressures on the nominal prices would occur under simulation and, therefore, inflation would be controlled. The international market variables were affected by the reduction in export and import activities, explained by the lower economic growth and the simulated limited market opening policy. This result shows that the problems related to the external debt crisis in the early 1980s might not have occurred if the simulated alternative policies had been adopted. Private consumption and investment also had their growth rates reduced by the simulation, due to the restrictive fiscal policy affecting aggregated demand. Shocks applying expansionist economic policies were simulated from 1984 to 1994, i.e., after the simulated adjustment, and the results showed that the basic indicators of product growth increased at rates higher than those observed. The agricultural sector again responded more

effectively to the simulated policies, due to greater exports, than the non-agricultural sector, characterized by low export activities. Thus, the macroeconomic policies do affect the economic sectors at distinct intensities, a fact that must be considered when formulating economic policies. Due to poor implementation, these policies led to enormous macroeconomic imbalances that lingered during the last two decades. Had these policies been applied to keep the basic indicators under balance, they could have resulted in a continuous and sustained growth.

1. INTRODUÇÃO

A economia brasileira é, atualmente, uma das maiores do mundo, tendo sido considerada a oitava economia, segundo o indicador de Paridade do Poder de Compra do Produto Interno Bruto, do Fundo Monetário Internacional, no ano de 2001 (FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL - FMI, 2002), ocasião em que o PIB atingiu o valor expressivo de 1.184 bilhão de reais, cerca de US\$ 504 bilhões (BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN, 2002).

Considerando o aumento do produto, a melhoria das condições médias de vida e a alteração na estrutura produtiva, com vistas em fornecer bens e serviços mais complexos e alcançar maior produtividade dos fatores de produção, a economia brasileira foi um exemplo bem sucedido de crescimento econômico no período pós-guerra, pelo menos até a década de 80 (GREMAUD et al., 2002). Passou, nesse período, por transformações estruturais, decorrentes de grande variedade de políticas econômicas, que resultaram em crescimento econômico de 7,43% anuais, no período de 1950 a 1979, e crescimento de apenas 2,37% anuais, no período de 1980 a 2001 (Tabela 1).

Tabela 1 - Taxas geométricas de crescimento do Produto Interno Bruto Real do Brasil, em diferentes períodos (médias anuais)

Período	TGC (%)
1950 a 1959	6,95
1960 a 1969	5,00
1970 a 1979	8,45
1980 a 1989	3,08
1990 a 2001	2,01
1950 a 2001	5,70
1950 a 1979	7,43
1980 a 2001	2,37

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados do INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE (2002).

O crescimento econômico brasileiro não foi contínuo ao longo da segunda metade do século XX. Houve fases marcadas por elevadíssimas taxas de crescimento – como o período do Plano de Metas, no final dos anos 50, e o período do milagre econômico, na passagem da década de 60 para a de 70 – e períodos de crise, como a crise política caracterizada pelo golpe militar em meados dos anos 60, a chamada crise da dívida externa, no início dos anos 80, e também a do início dos anos 90.

Neste capítulo, fez-se uma revisão do desempenho da economia brasileira na segunda metade do século XX, no qual se analisou o comportamento do crescimento do PIB e descreveram-se os principais fatos econômicos da economia brasileira e as políticas econômicas adotadas neste período. Em seguida, definiram-se o problema e sua importância e os objetivos da pesquisa.

1.1. A economia brasileira na segunda metade do século XX

Anteriormente à década de 50, a economia brasileira estava baseada no modelo primário-exportador, em que o principal produto era o café e eram intercalados momentos de crise e de expansão, tendo em vista a conjuntura internacional e as políticas para o produto, que acabaram levando a um desequilíbrio entre oferta e demanda, com fortes efeitos sobre os preços.

A crise dos anos 30 foi um momento de ruptura no modelo de desenvolvimento econômico brasileiro, marcado pela dependência ao setor externo. Segundo TAVARES (1983), nesse modelo voltado “para fora”, as exportações eram praticamente a única componente autônoma do crescimento da renda, representando o centro dinâmico de toda a economia brasileira. Entretanto, apresentava limitações na sua ação sobre o sistema econômico como um todo, em face da base estreita em que se assentava, qual seja, as exportações de um único produto, o café. A fragilização desse modelo primário-exportador dependente levou à consciência da necessidade de industrialização como forma de superar a dependência e o subdesenvolvimento. Entretanto, esse não foi o início da industrialização brasileira, que já havia se iniciado no final do século XIX, mas o momento em que a industrialização passou a ser meta prioritária da política econômica¹.

Um novo modelo de desenvolvimento, voltado “para dentro”, foi adotado a partir da Segunda Guerra Mundial. O setor externo perdeu importância relativa no processo de formação da renda nacional e, concomitantemente, houve aumento da participação e dinamismo da atividade interna (TAVARES, 1983).

Portanto, a partir dos anos 50, a política de industrialização não era mais uma reação defensiva a acontecimentos externos, mas a principal maneira, encontrada pelo governo, de modernizar e aumentar a taxa de crescimento da economia.

¹ Uma discussão detalhada sobre origem e desenvolvimento da industrialização brasileira, bem como o debate em torno de suas interpretações, pode ser vista em SUZIGAN (1986).

Dada a idéia de que os termos de troca tenderiam a declinar, em virtude da queda dos preços dos produtos agrícolas no mercado internacional, uma política de substituição de importações foi direcionando a política econômica rumo à industrialização. Essa política foi financiada, em grande parte, pela transferência de renda da agricultura para os demais setores da economia, realizada por meio da política comercial, que taxava as exportações de produtos agrícolas, e da política de câmbio sobrevalorizado, que proporcionava incentivos à industrialização (BRANDÃO, 1988; ALBUQUERQUE e NICOL, 1987; BAER, 1996).

Segundo TAVARES (1983), o processo de substituição das importações pode ser entendido como um processo de desenvolvimento “parcial” e “fechado”, que, ao responder às restrições do comércio exterior, procurou repetir aceleradamente, em condições históricas distintas, a experiência de industrialização dos países desenvolvidos.

Houve queda no grau de abertura da economia brasileira, ou seja, redução da participação na soma do valor das exportações e importações no PIB brasileiro, que passou de 16,80%, em 1950, para 11,72%, em 1960, em razão da política adotada e da queda dos preços do café no mercado internacional. As exportações brasileiras reduziram sua participação no PIB, em 1950, de 9,2% para 5,32%, em 1960 (ROCHA, 1995).

Nesse período, foram instaladas algumas indústrias dinâmicas, como a automobilística, de construção naval, de material elétrico pesado e outras indústrias mecânicas de bens de capital. Expandiram-se também várias indústrias básicas, como siderúrgica, petrolífera, metalúrgica dos não-ferrosos, de celulose e papel, química pesada e outras (TAVARES, 1983).

O resultado do crescimento da economia e das políticas adotadas nesse período pode ser visualizado na Tabela 1, na seção anterior, na qual se observa que a economia como um todo apresentou taxa média anual geométrica de crescimento do Índice de Produto Real de 6,95%, no período de 1950 a 1959.

A década de 60 iniciou-se sob os impactos negativos da exaustão do modelo de substituição de importações e do fraco desempenho do setor agrícola,

num ambiente inflacionário. Segundo TAVARES (1983), o aumento da participação do setor público no dispêndio nacional, sem um adequado mecanismo de financiamento, e o agravamento do estrangulamento do setor externo conduziram à aceleração dos mecanismos de propagação inflacionária, com graves repercussões na economia como um todo.

A taxa de crescimento do PIB real, que atingiu um pico de 10,8% em 1958, declinou nos anos seguintes, chegando a 8,6%, 6,6%, 0,6% e 3,4%, em 61, 62, 63 e 64, respectivamente, enquanto a inflação acelerou-se e chegou a 91,7% ao ano, em 1964 (IPEA, 2002). Esse período se caracterizou pela primeira crise econômica do Brasil em sua fase industrial; houve queda importante dos investimentos, e a taxa de crescimento da renda brasileira caiu significativamente.

O golpe militar de 1964 impôs, de forma autoritária, uma solução para a crise política, com passagem da democracia para a ditadura, e concentrou esforços em medidas para superação da crise econômica e retomada do crescimento. Para isso, foi lançado o Plano de Ação Econômica do Governo (PAEG), cujos objetivos eram acelerar o ritmo de crescimento e desenvolvimento econômico, conter o processo inflacionário, atenuar os desequilíbrios setoriais e regionais, aumentar investimentos, reduzir o desemprego e corrigir a tendência ao desequilíbrio externo.

Para atingir os objetivos do PAEG, foram operacionalizadas reformas básicas e institucionais, dentre as quais se destacam a reforma tributária (principalmente a criação do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e do Imposto sobre Produtos Industriais); a do sistema monetário financeiro (com criação da correção monetária); a do mercado de trabalho (principalmente com política salarial rígida e criação do Fundo de Garantia por Tempo de Serviço); a criação de amplo sistema de incentivos fiscais para desenvolver a indústria em áreas problemáticas e incentivar as exportações; e a reforma do mercado de capitais (PAIVA et al., 1976). Na reforma do sistema financeiro destaca-se a Lei n.º 4.595, que criou o Conselho Monetário Nacional (CMN) e o Banco Central (BACEN). Com essa lei, procurava-se criar condições para que a política

monetária fosse conduzida de forma independente. O CMN substituiu o Conselho da SUMOC (Superintendência da Moeda e do Crédito) e passou a ser o órgão normativo da política monetária, com a função de definir as regras e as metas a serem atingidas. O BACEN foi criado para ser o agente executor da política monetária, além de ser também o agente fiscalizador e controlador do sistema financeiro. No setor agrícola destacaram-se a institucionalização do crédito rural e a normatização da Política de Garantia de Preços Mínimos.

Apesar do esforço, não houve resultados imediatos no período de 1964 a 1967, fruto da adoção de uma política restritiva que visava controlar o processo inflacionário. Procurou-se, nesse período, controlar os gastos públicos, diminuir a liberdade creditícia e combater os excessos da política monetária. Portanto, essa política tinha forte conteúdo recessivo, que, associado a uma série de problemas climáticos que causaram dificuldades ao setor agrícola e também na geração de energia, segundo GREMAUD et al. (2002), tornou-se o elemento conjuntural que explicou o fraco desempenho econômico.

Em 1968, o país entrou em nova fase. As taxas de crescimento do índice de produto real passaram a ser altamente significativas, da ordem de 9,7% e 9,3% em 1968 e 1969, respectivamente, resultando em uma taxa média geométrica de crescimento de 5,0% ao ano, no período de 1960 a 1969.

A formulação da política econômica passou a agir na suposição de que elevadas taxas de crescimento, pós-modelo de substituição de importações, somente poderiam ser atingidas em um cenário econômico mais aberto do que o dos anos 50. Com vistas em aumentar a taxa de crescimento e diversificar as exportações, foram implementadas medidas, como o fim dos impostos estaduais para exportações; a simplificação de procedimentos administrativos para exportadores; o programa de incentivos fiscais às exportações; e créditos subsidiados aos exportadores. Essas políticas visavam não apenas ao crescimento mais rápido no total das exportações, mas também ao aumento na participação dos bens manufaturados, o que levaria à redução da dependência do país para com a exportação de bens primários, especialmente o café (BAER, 1996).

A partir de meados de 1968, houve alteração na condução da política cambial, dada a implantação da política de minidesvalorizações, já que o câmbio estava sobrevalorizado, a qual visava equilibrar o balanço de pagamentos, restringindo as importações e incentivando as exportações. Nesse período, houve forte expansão monetária, sempre acima de 10% anuais, de 1967 a 1969. A maior abertura da economia permitiu maior atração do capital externo. Segundo BAER (1996), não há dúvidas de que a estabilidade política e a orientação geral ortodoxa dos governos pós-64 proporcionaram um clima favorável aos investimentos estrangeiros no Brasil.

As atividades de investimento do governo principalmente em infraestrutura, como expansão de usinas hidrelétricas, de indústrias químicas e de mineração, efetivação da infra-estrutura urbana, construção de estradas e de casas populares, foram também fatores básicos para o “milagre econômico” a partir de 1968.

Em relação ao desempenho setorial, percebeu-se, nesta década, a grande necessidade de modernização da agricultura, com vistas em obter um crescimento mais homogêneo entre os setores da economia, já que o principal objetivo das políticas do modelo de substituição de importações, do período imediatamente anterior, foi a exploração dos excedentes exportáveis agrícolas (café, algodão e cacau) para financiar o desenvolvimento industrial (ALVES e CONTINI, 1988).

A característica fundamental do setor agrícola, nessa década, foi a busca do incremento de produção por meio do ganho de produtividade, em relação a área, mão-de-obra e capital, em substituição ao modelo de expansão da fronteira agrícola, que prevaleceu anteriormente (SILVA, 1996).

As políticas passaram a dar maior apoio ao setor agrícola, e o mecanismo de mercado foi grandemente enfatizado para estimular a produção. Os controles de preços sobre muitos produtos foram gradualmente eliminados, e um dos principais instrumentos de política para estimular a agricultura foi o uso do crédito rural. A criação do Programa de Crédito Rural em 1965, de acordo com SAYAD (1984), visou estimular o crescimento ordenado dos investimentos

rurais; financiar o custeio e a comercialização de produtos agropecuários; fortalecer os produtores rurais, particularmente os pequenos e médios; e facilitar a introdução de métodos racionais de produção no setor agrícola.

Os setores, de modo geral, foram beneficiados pela melhoria da infraestrutura brasileira e da renda, o que ampliou a demanda doméstica.

Na década de 50, o setor industrial implantou sua indústria de bens de capital e insumos básicos, principalmente a industrialização pesada, mas apenas na década de 60 houve a implantação desta indústria de bens de capital e de insumos básicos no setor agrícola (SILVA, 1996).

Os anos 70 foram um período conturbado, do ponto de vista da economia mundial. No início, ocorreu o primeiro choque do petróleo, com elevação substancial dos preços e rompimento do acordo que estabilizava as taxas de câmbio internacional, vigente desde a segunda Guerra Mundial. As economias mundiais, em grande parte, reagiram de maneira recessiva a esse quadro, que se agravou ao final da década, em decorrência do segundo choque do petróleo e da alta da taxa de juros mundial.

No Brasil, o crescimento econômico, no final dos anos 60 e início dos anos 70, beneficiou-se de uma capacidade ociosa acumulada, em virtude da recessão do período anterior e das reformas institucionais implantadas. Portanto, o rápido crescimento econômico, acima de 10%, no período do “milagre econômico”, com ocupação de toda a capacidade ociosa, resultou no aparecimento de desequilíbrios que geraram pressões inflacionárias e problemas na balança comercial.

Segundo BACHA (1986), a economia brasileira foi atingida pelo primeiro choque do petróleo quando se encontrava no auge de sua expansão econômica, que se estendeu de 1968 a 1973. Entretanto, a deterioração das relações de troca não foi o único fator que explicou o agravamento das contas externas do país depois de 1973. O aumento das importações, em 1974, e o declínio do comércio mundial, em 1975, são fatores importantes que explicam o motivo pelo qual o déficit em conta corrente mais do que triplicou no período de 1973 a 1975.

Os condutores da política econômica, após o primeiro choque do petróleo, tinham duas opções para reagir ao choque externo: poderiam reduzir substancialmente o crescimento, provocando uma recessão, a fim de diminuir sua conta de importações, ou poderiam optar pela manutenção do crescimento a taxas contínuas, o que implicava declínio significativo nas reservas cambiais e elevação da dívida externa. A segunda opção foi a alternativa escolhida (BACHA, 1986; CASTRO e SOUZA, 1985; BAER, 1996).

Segundo FISHLOW (1986), embora nos primeiros meses do ano de 1974 tenham sido instituídas políticas monetárias e fiscais restritivas para manter a demanda sob controle, elas foram apenas marginalmente efetivadas, dando lugar, em 1975, a uma estratégia mais agressiva de crescimento econômico com a introdução do Segundo Plano Nacional de Desenvolvimento (II PND)². Este plano consistia de um imenso programa de investimentos, cujas metas eram substituição das importações de produtos industriais básicos e bens de capital; e rápida expansão da infra-estrutura econômica.

O financiamento do Plano foi feito, basicamente, em dois níveis: para as empresas estatais, por meio do endividamento externo, e para o setor privado, por meio de créditos subsidiados de agências oficiais (BNDE).

Portanto, segundo TAVARES (1998), a reversão endógena do ciclo de expansão no período de 1973 a 1977 não se manifesta de forma abrupta, como no período anterior (início dos anos 60), graças, sobretudo, ao crescimento do investimento público, de maneira sustentável, até 1977. Isto se deveu, por um lado, à capacidade de autofinanciamento corrente das empresas públicas e à capacidade destas de endividamento próprio nos mercados financeiros internos e externos; por outro, ao amplo raio de manobra fiscal de que dispunha o governo, além da possibilidade do manejo de fundos especiais.

A dívida externa cresceu rapidamente no período, dada a facilidade de captação de recursos no exterior e dada a baixa taxa de juros internacionais. A capacidade de obtenção desses recursos está relacionada com o processo de

² Esse período ficou conhecido, na literatura econômica, como “a economia brasileira em marcha forçada”, que é o título de uma das principais referências bibliográficas sobre o período pós-milagre, escrito por CASTRO e SOUZA (1985).

reciclagem dos dólares dos países da OPEP (Organização dos Países Exportadores de Petróleo), que os retornavam ao sistema financeiro internacional. Como a demanda de créditos dos países desenvolvidos estava retraída, os países em desenvolvimento tornaram-se fonte de aplicação desses recursos financeiros.

Segundo BACHA (1983), a dívida externa acumulou-se ao longo do período, principalmente por causa da deterioração das relações de troca, dos choques de juros e da recessão mundial.

A dívida líquida subiu de US\$ 6,2 bilhões, em 1973, para US\$ 31,6 bilhões, em 1978, o que representou uma taxa anual de crescimento de 38,7%, enquanto a dívida bruta aumentou de US\$ 12,6 bilhões para US\$ 43,5 bilhões. De 1973 a 1978, a maior parte do aumento da dívida estava ligada à necessidade de cobrir o déficit da conta corrente, em vez de aumentar as reservas cambiais (BAER, 1996).

A conjuntura externa foi novamente afetada em 1979, em decorrência do segundo choque do petróleo, que contribuiu para um grande declínio nas relações de trocas e para o aumento das taxas de juros internacionais, em reação às rígidas políticas monetaristas internas dos Estados Unidos. Como a maior parte da dívida brasileira havia sido contraída em uma base de taxas de juros flexível, houve aumento nos custos não só de novos empréstimos, mas também no serviço da dívida não liquidada.

No âmbito comercial, o fim da década de 70 foi marcado por pressões do GATT (*General Agreement of Tariffs and Trade*), que exigia redução de restrições comerciais, como tarifas à importação e subsídios fiscais e de crédito às exportações. Devido a essas exigências, as desvalorizações cambiais nominais foram aumentadas, além da diferença entre as taxas de inflação brasileira e americana, para tentar compensar a redução dos efeitos dos mecanismos comerciais (DORNBUSCH e FISCHER, 1982).

Na década de 70, a taxa geométrica anual média de crescimento foi de 8,45%, entretanto, entre 1976 e 1979, o crescimento anual foi sempre inferior a 7%. O expressivo crescimento nessa década foi, sem dúvida, devido ao

crescimento excepcional ocorrido nos anos anteriores ao primeiro choque do petróleo.

De 1970 a 1979, a composição setorial do produto interno brasileiro pouco se alterou, com pequenos aumentos na participação da agricultura e dos serviços não-comerciais (aqui entendido como intermediação financeira, transportes, comunicações, governo, aluguéis e outros serviços). A participação da agricultura no Produto Interno Líquido passou de 10,1%, em 1970, para 13,3%, em 1979, enquanto a dos serviços não-comerciais passou de 38,4% para 38,7%, no mesmo período. As atividades industriais, que representavam 35,9% em 1970, aumentaram para 37,9% em 1974, caindo posteriormente para 32,4% em 1979. As atividades comerciais, no período, tiveram comportamento semelhante ao das industriais, embora a participação setorial, em 1979, tenha sido idêntica à de 1970, de 15,6% (ALBUQUERQUE e NICOL, 1987).

A agricultura brasileira teve desempenho satisfatório nessa década, em virtude da expansão da fronteira agrícola (com ganhos de produtividade principalmente nas novas áreas incorporadas ao processo produtivo), da elevação de preços pagos aos produtos brasileiros exportados pelo mercado internacional e da existência do crédito rural altamente subsidiado (com taxas reais de juros negativas para compra de insumos, comercialização e investimentos), conforme destacado por ALBUQUERQUE e NICOL (1987).

A década de 80 iniciou-se com um processo recessivo que permaneceu até 1983, reflexo do segundo choque do petróleo e de aumentos nas taxas de juros internacionais. Já em dezembro de 1979, em razão da súbita desvalorização cambial de 30%, que quebrou uma política de minidesvalorizações, registrou-se o início de políticas de choque que geraram grande instabilidade econômica nos anos seguintes (CYSNE, 1993). Na economia, observaram-se taxas de inflação da ordem de 100% ao ano, em razão das quais se estabeleceram a prefixação da correção monetária e os reajustes salariais sistemáticos. Essas políticas foram conhecidas como a Heterodoxia Delfiniana, por terem sido aplicadas durante a gestão do Ministro Delfim Neto à frente da SEPLAN – Secretaria do

Planejamento (que se tornaria um forte componente inercial da inflação brasileira).

A dívida externa bruta, no curto, médio e longo prazos, pública e privada (respectivamente de 69% e 31% do total) chegou a cerca de 68 bilhões de dólares em fins de 1981, cerca de 28% do PIB e equivalente a três vezes o valor das exportações daquele ano. Os gastos com amortizações e juros foram superiores a 16 bilhões de dólares, mais de 2/3 do valor das exportações (MALAN, 1982).

Segundo SILVA (1996), a crise do México, que declarou moratória em 1982, fez cessar os fluxos de capitais para o Brasil, e acordos com o Fundo Monetário Internacional (FMI) levaram os formuladores de política econômica a praticarem políticas altamente recessivas, com arrochos salariais e cortes nas importações, visando deprimir o consumo interno e incrementar as exportações que gerariam recursos para cumprir os serviços da dívida externa.

O objetivo maior era expandir o saldo comercial diante dos juros da dívida externa brasileira; nesse contexto, o saldo comercial da agricultura correspondeu, no triênio 83/85, a 75% dos juros brutos da dívida externa brasileira, conforme mostrou SILVA (1996).

Essa política conseguiu êxito no equilíbrio do setor externo, à custa, principalmente, da redução das importações, mas com fortes efeitos sobre o crescimento econômico e sobre o controle da inflação. O desempenho do PIB, nos anos iniciais da década, retrata o processo recessivo em que entrou a economia brasileira, fruto de políticas de austeridade para cumprir com os compromissos externos e controlar a inflação (ARIDA, 1983). A economia teve crescimento negativo de -4,25% em 1981; cresceu somente 0,83% em 1982; e novamente cresceu a taxas negativas de -2,93% em 1983. A inflação, que ao final da década de 70 era da ordem de 52,1% ao ano, atingiu o nível de 227% ao ano em 1985 (IPEA, 2002).

O ano de 1985 marcou o fim do Regime Militar e o início da redemocratização no país, após a grande manifestação popular do movimento “diretas já” em 1984. Em 1986, o Plano Cruzado foi a primeira tentativa de

controlar a inflação, com troca de moeda, paridade ao dólar americano, tabelamento de preços e restauração do poder aquisitivo da população.

Nos anos de 1985 e 1986, foram registradas taxas de crescimento de 7,9% e 7,5% no índice do produto real, as quais não eram observadas desde 1980. Entretanto, segundo BAER (1996), nota-se que, em 1986, o índice de crescimento da economia era de 114,0, enquanto em 1980 era de 100,0, o que permite ter uma idéia do fraco desempenho nos anos de 1980 a 1986.

Em 1986, o governo federal investiu na agricultura o equivalente aos três anos anteriores, cerca de US\$ 7,0 bilhões. A política de preços mínimos passou a ser melhor conduzida, refletindo, em maior parte, nos custos de produção. Entretanto, o governo, deliberadamente, importava produtos alimentícios para enfrentar a expansão da demanda. Apesar dessas importações, o desabastecimento fez-se presente.

O Plano Cruzado manteve a inflação estabilizada até próximo das eleições presidenciais de 1986. A partir disso, houve aceleração das taxas de inflação, que, à medida que aumentavam, a insegurança na continuidade do Plano Cruzado levava a população à formação de estoques preventivos de alimentos, o que pressionava ainda mais a inflação. Os reajustes nos preços foram sendo realizados de forma anárquica, houve deterioração das finanças públicas e crise cambial, o que culminou na decretação da moratória externa do governo (SILVA, 1996).

A conjuntura favorável do início do Plano Cruzado fez com que os agricultores assumissem dívidas para investimento na produção, mas a inflação do início de 1987, a correção dos saldos dos produtores, de forma extorsiva, e a abundante oferta de produtos agrícolas que deprimiam os preços deixaram os produtores em situação de insolvência, o que obrigou o governo a anistiá-los da dívida (SILVA, 1996).

Em 1987, houve redução no investimento público, aumento da dívida pública, aparecimento de novos instrumentos financeiros de alta liquidez e inadequado financiamento público via imposto inflacionário.

Os últimos anos da década foram marcados por planos econômicos de curta duração, os quais visavam estabilizar os preços, fortalecer a moeda doméstica e desindexar a economia. As metas de políticas monetárias e fiscais eram rígidas, mas sem sucesso. A escalada inflacionária foi ainda maior que as precedentes, e a década de 80 foi considerada a “década perdida”, dada a taxa geométrica anual média de crescimento do produto real de 3,08%, de 1980 a 1989. A taxa de crescimento geométrico da renda per capita apresentou-se nula nessa década.

O ano de 1990 foi marcado, já em seu início, por mais um plano de estabilização de preços – o Plano Collor I (ou Plano Brasil Novo) – que impôs violenta contração monetária, visto que reduzia a liquidez da economia em algo próximo a 80%, congelava preços e salários, diminuía a taxa nominal de juros, mas ainda mantinha a taxa real de juros em níveis elevados.

Houve repentina redução da taxa de inflação, e o dinheiro confiscado transformou-se em dívida pública de prazo fixo (18 meses), a juros de 6% ao ano. Assim, o Banco Central do Brasil voltava a ter controle sobre o estoque de moeda, aliado a uma taxa de câmbio flutuante (BARBOSA, 1990).

A inflação teve suas taxas reduzidas a níveis abaixo de dois dígitos, voltando a crescer no início de 1991, quando foi instituído o Plano Collor II. Novamente, o processo se repetiu, reduzindo a inflação, que, depois de poucos meses, voltou a subir.

Os diversos ciclos inflacionários entre 1986 e 1993, em que períodos de inflação controlada conviviam com períodos de alta inflação, resultaram no aumento da instabilidade dos preços relativos na economia, e os preços agrícolas passaram a apresentar maior dispersão, em comparação aos demais setores da economia, em virtude da sua maior flexibilidade (VIEIRA, 1997).

A economia brasileira ficou estagnada no período de 1990 a 1992, só voltando a crescer no ano de 1993, quando se adotou uma política econômica conservadora, com ênfase no ajuste das contas do setor público, tendo-se renegociado as dívidas com estados e municípios. A dívida externa gerou um

ambiente mais favorável³ ao lançamento do Plano Real, em março de 1994, com a instituição da URV (Unidade Real de Valor) (BACHA, 1998).

O caráter diferenciado do Plano Real, por implementar a URV, retirou o componente inercial da inflação, com superindexação dos preços. Todos os preços e salários da economia elevavam-se em cruzeiros, mas eram mantidos em URVs, o que levou a uma substituição de cruzeiros por URVs. O valor da URV em cruzeiros, fixado com base em índices de preços, pré-fixava a taxa de câmbio comercial do dólar americano, como numa dolarização disfarçada (KOPSCHITZ, 1997; BACHA, 1998).

Em decorrência da total indexação dos preços e salários à URV e do alinhamento dos preços relativos da economia, entrou em vigor outra fase do Plano Real, com a criação de uma nova moeda, o real, em substituição ao cruzeiro, e do fator de conversão, em que R\$ 1,00 = 1 URV.

O Banco Central do Brasil determinou uma política cambial de banda assimétrica, estipulando o teto máximo de R\$ 1,00/US\$ 1,00. Assim, o Plano Real passou a apoiar-se fortemente na “âncora cambial”, o ajuste fiscal foi equacionado para o curto prazo, e o câmbio tornou-se relativamente flexível.

A implementação do plano resultou em expressivo aumento na demanda agregada, e, para enfrentar esse desequilíbrio e conter a expectativa de volta da inflação, o governo elevou fortemente as taxas de juros, o que originou elevado déficit do setor público, que passou de um superávit de 1,3% do PIB, em 1994, para um déficit de 4,8% do PIB, em 1995, conforme mostrou BACHA (1998).

A economia já apresentava sinais recessivos, e o ano de 1996 apresentou um crescimento no índice do produto real de apenas 2,66%, contra os 5,85% e 4,22% obtidos em 1994 e 1995, respectivamente. A dívida líquida do setor público passou de 28,1 % do PIB, em 1994, para 29,9%, em 1995, e 34,2%, em 1996 (BACHA, 1998). TAVARES (1998) mostrou que, “enquanto o PIB real cresceu a uma taxa média anual de 4,4%, a taxa média de juros reais ao longo do

³ Observa-se que, em 1993, o orçamento operacional era superavitário em 0,25% do PIB, enquanto nominalmente existia um déficit de 58,4% no PIB, conforme BACHA (1998).

período foi quase seis vezes maior, atingindo 25,3% ao ano”, numa situação claramente insustentável.

TAVARES (1998) enfatizou ainda que a política de liberalização comercial, aliada à sobrevalorização cambial, afetou drasticamente todos os setores da economia, reduzindo seu nível de atividade como um todo, e o efeito retroalimentador da importação de bens de capital não teve os efeitos esperados. A contração do emprego formal deu lugar a altas taxas de desemprego e ao emprego informal, ou subemprego.

Em 1997, o país voltou a crescer lentamente, a uma taxa de 3,6%, em comparação ao ano anterior, mas a crise do leste asiático gerou forte instabilidade mundial, ocasionando expressiva fuga de capitais do país. O governo aumentou as taxas de juros para níveis próximos a 45% ao ano, na tentativa de conter a fuga de capitais, e o déficit público financiado por dívida levou o país a uma recessão em 1998, com queda de 0,1% no índice do produto real. O desemprego elevou-se, e as empresas sofreram pesadamente com a escassez de recursos para capital de giro e investimento.

Ao final da década, a manutenção da política de câmbio sobrevalorizado tornou-se insustentável, em decorrência da significativa ampliação do endividamento externo, do aumento da dívida pública e do retardamento do crescimento. O câmbio sobrevalorizado era justificado pelo receio de retorno do processo inflacionário, mas teve fortes efeitos no nível de reservas cambiais, no quadro recessivo, na taxa de desemprego, na deterioração do saldo em conta corrente e na elevação da razão dívida pública/PIB.

Esses fatores justificaram a mudança na política cambial ocorrida em 1999, com a adoção do sistema de câmbio flutuante, cujo impacto inicial foi uma desvalorização de 70% no câmbio nominal, nos primeiros meses. Segundo GREMAUD et al. (2002), todos os países que passaram por processos cambiais semelhantes tiveram algumas das conseqüências como aceleração inflacionária, crises financeiras e recessão, que culminaram em grandes crises econômicas. No Brasil, não se verificou esse quadro, visto que o desempenho da economia

brasileira, em 1999, foi de crescimento de 0,8%, o que pode ser considerado satisfatório, dada a magnitude da mudança cambial ocorrida.

O período de 1990 a 2001 foi marcado por baixa taxa geométrica anual média de crescimento do produto real, de 2,81% ao ano, o que evidenciou, nos anos 90, mais uma “década perdida”.

1.2. O problema e sua importância

Após expressivo crescimento econômico nas décadas de 50, 60 e 70, a economia brasileira enfrentou, nas décadas de 80 e 90, o problema do baixo crescimento econômico (crescimento do Produto Interno Bruto Real), da ordem de 2,37% anuais, de 1980 a 2001, contrastando com uma média de 7,43%, no período de 1950 a 1979.

Aliado a esse baixo crescimento, houve redução do nível de emprego industrial, da ordem de 35%, de 1990 a 1997, conforme dados do IBGE (MERCADANTE, 1998).

O baixo crescimento econômico, aqui entendido como o crescimento do PIB, origina problemas relativos ao desemprego, ao baixo volume de investimento produtivo, à queda na renda per capita, e ainda reduz a adoção de tecnologias inovadoras, o que faz com que o país perca em competitividade internacional. Saber o porquê do baixo crescimento econômico é uma questão controversa; aqui, admite-se a hipótese de que as políticas econômicas adotadas tenham sido causadoras do fraco desempenho econômico após 1980.

Segundo TWEETEN (1991), a responsabilidade pelo crescimento econômico ou pelo declínio não está em fatores externos, mas sobretudo na escolha das políticas realizadas por cada país. Persistentes déficits externos, acumulação de débitos, inflação, moeda sobrevalorizada e carência de comércio internacional seriam, conforme esse autor, formas de manifestação de um Processo de Degradação Econômica (no original, em inglês, *Economic Degradation Process* - EDP). A agricultura, como os demais setores, é fortemente influenciada pelos sintomas do EDP, em que inflação, controles de

preços e de comércio, elevadas distorções no comércio internacional, carência de recursos para infra-estrutura e pesquisa agrícola são fatores que retardam o crescimento, com conseqüências na economia e na sociedade.

Assim, as políticas monetárias, fiscais, cambiais e de comércio afetam a alocação de fatores nos diversos setores da economia, com conseqüências nos níveis de preços, na demanda, na produção e na distribuição de renda.

As políticas econômicas devem ser sustentáveis e persistentes. A adoção equivocada de certas políticas, por oportunismo político, ideologias ou ignorância, pode afetar o crescimento econômico, com efeitos negativos nos custos de ajustamentos e na realocação dos recursos, sendo a reversão destes extremamente penosa para a sociedade.

O Brasil tem sido um verdadeiro “laboratório” para implantação de políticas econômicas. No período de 1960 a 2001, foram implementadas políticas econômicas de diversas naturezas, tanto ortodoxas quanto heterodoxas. Portanto, torna-se necessário analisar a influência das políticas econômicas adotadas no Brasil e seus efeitos na taxa de crescimento. A partir da década de 80, a economia praticamente estagnou, gerando um processo de degradação econômica. É importante examinar como a adoção de políticas econômicas sustentáveis, com equilíbrio orçamentário e crescimento harmônico e persistente, poderia auxiliar o investimento produtivo, o consumo, o emprego, o comércio internacional e, ainda, a estabilidade de preços.

As políticas cambial e comercial, dado o baixo grau de abertura, permitiram grandes excedentes na balança comercial brasileira durante a década de 80, mas se observou baixa taxa de crescimento econômico, com significativo aumento da dívida pública.

Na década de 90, apesar da relativa estabilidade dos preços após 1994, constatou-se que a conduta macroeconômica gerou expressiva dívida fiscal líquida, que atingiu, em dezembro de 2001, 54% do PIB, e também dívida externa líquida, que atingiu 34% do PIB (BACEN, 2002).

Os diversos setores da economia são afetados diferentemente pelas políticas adotadas. Isso ocorre pela natureza da atividade produtiva, pelo nível

necessário de investimento para manutenção e ampliação do estoque de capital e pela diferenciação do nível tecnológico alcançado em cada setor.

As políticas econômicas adotadas nas duas décadas passadas, certamente, não proporcionaram adequado crescimento econômico, razão por que a avaliação de políticas econômicas alternativas ganha relevância. Portanto, a hipótese central desta pesquisa é que as políticas econômicas adotadas, caracterizadas pelo baixo nível de abertura comercial, pelo desequilíbrio orçamentário do governo e pelo desequilíbrio monetário, explicam o baixo desempenho econômico, no que concerne à taxa de crescimento da economia brasileira.

Trabalho dessa natureza foi desenvolvido por MOREIRA et al. (1997), que privilegiaram a análise dos impactos da política macroeconômica na distribuição de renda e nos indicadores sociais. Nesse estudo, foi usado um modelo de *equilíbrio geral computável* desenvolvido no IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada), considerado, pelos autores, útil não apenas ao planejamento econômico, mas também à avaliação de políticas econômicas em curso e na formulação de alternativas para elas.

Diferentemente do estudo de MOREIRA et al. (1997), este trabalho abordou impactos das políticas macroeconômicas nos indicadores de crescimento por meio de um modelo de equilíbrio parcial econométrico, em que se usam dados de séries temporais para o período de 1960 a 2001. Portanto, este modelo apresenta maior dinamismo, pois permite avaliar impactos das política ao longo do tempo, e não em um período específico, em relação à Matriz de Contabilidade Social utilizada.

Assim, este trabalho pode servir como subsídio para formulação de políticas econômicas, mediante avaliação de políticas alternativas e seus efeitos na economia brasileira.

1.3. Objetivos

O objetivo geral deste estudo foi determinar os efeitos das políticas macroeconômicas no processo de crescimento econômico brasileiro e na

composição setorial do produto, no período de 1960 a 2001. Para isso, políticas alternativas foram simuladas na economia brasileira principalmente a partir de 1980, quando o país passou a apresentar baixa taxa de crescimento no produto e na renda.

Especificamente, os objetivos foram: a) Avaliar os impactos no produto, no investimento, no consumo, no emprego e nos salários dos setores agrícola e não-agrícola brasileiro, simulando a adoção de políticas macroeconômicas que anteciparam o ajuste econômico, do início dos anos 80 ao período posterior ao primeiro choque do petróleo; e b) Avaliar esses mesmos impactos, simulando a adoção de políticas monetária e fiscal menos restritivas e de políticas de maior abertura na economia, a partir do início dos anos 80.

2. O MODELO GERAL

O modelo em que se baseou este estudo parte da idéia de que o ambiente macroeconômico, que envolve as políticas cambial, comercial, monetária e fiscal, determina os preços, a produção e os investimentos, enquanto a produção, por sua vez, determina os retornos ao capital e ao trabalho.

A alocação dos investimentos, conforme os retornos ao capital, determina o saldo de comércio exterior e o estoque de capital; a alocação setorial do trabalho, conforme os salários, a migração para fora da agricultura; e o estoque de capital, o saldo de comércio exterior e a migração, juntamente com o ambiente macroeconômico e os preços, a produção do próximo período e o crescimento da economia (Figura 1).

A modelagem segue uma estrutura de três setores: agrícola, não-agrícola e governo. Para melhor entendimento, o modelo foi tratado em blocos agregados: taxa de câmbio real e preços; produção setorial; dispêndio da economia (consumo, investimento e comércio internacional). O último tratou de emprego e alocação e da dinâmica dos recursos produtivos.

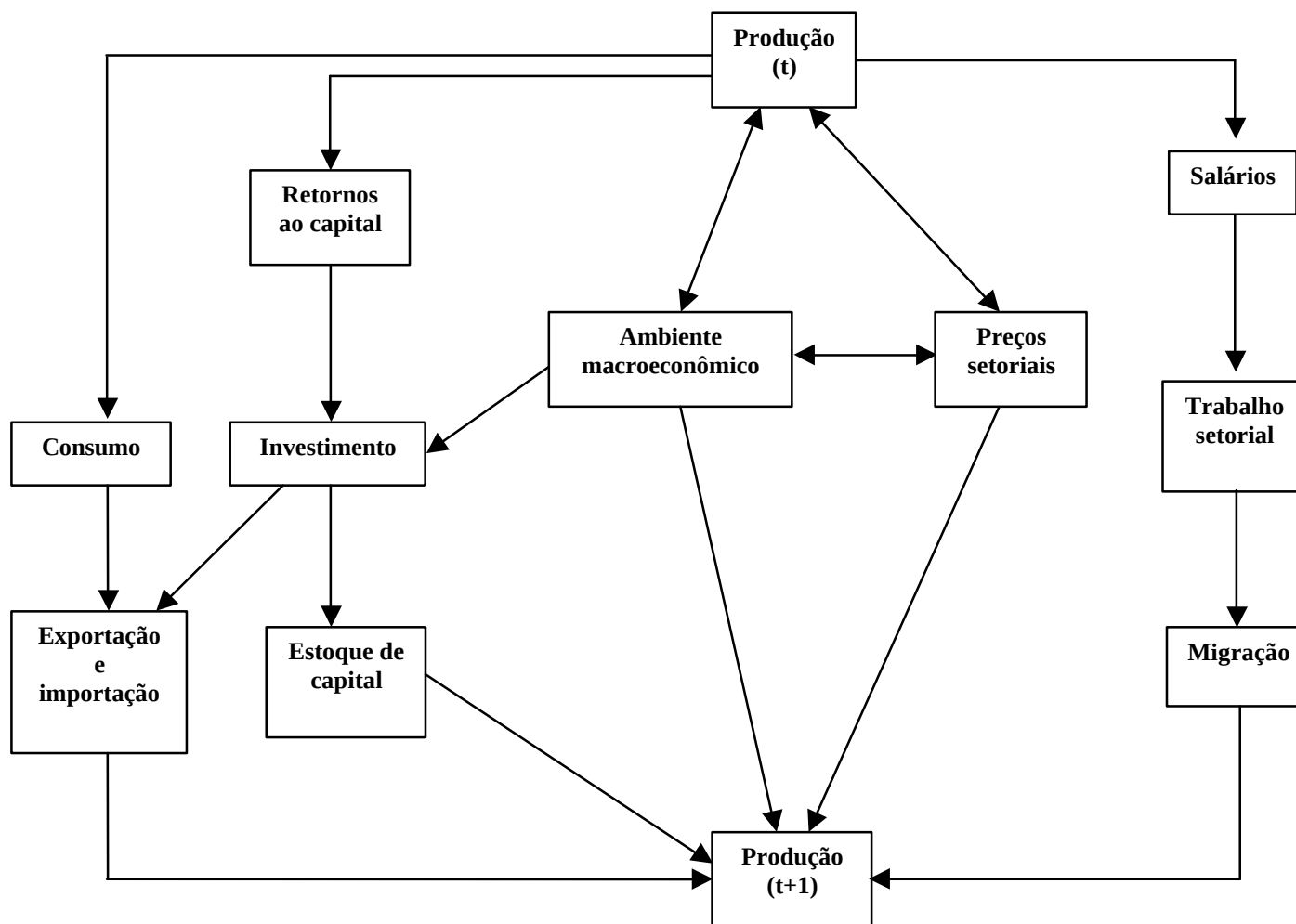


Figura 1 - Esquema representativo do modelo geral.

O modelo partiu do pressuposto que políticas macroeconômicas, que compõem o ambiente econômico, afetem o crescimento econômico de um país. As razões para a intervenção governamental na economia são variadas, assim como suas formas.

SADOULET e DE JANVRY (1995) mostraram que os argumentos para a atuação governamental na economia podem ser a busca de maior eficiência (aqui entendida como a ótima alocação dos recursos para atingir o máximo de renda agregada) ou, ainda, argumentos ligados a preservação ambiental, redução da pobreza e segurança alimentar.

O modelo geral envolve várias teorias, descritas nos capítulos posteriores, que são aplicadas empiricamente na economia brasileira, com vistas em determinar os parâmetros que explicam as relações entre as diferentes variáveis agregadas. Para isso, os capítulos que seguem são dedicados a cada um dos blocos específicos de relações econômicas agregadas. Os capítulos foram, em geral, divididos em duas partes; a primeira tratou dos conceitos e das relações teóricas e a segunda, da formulação empírica, em que foram estimados os parâmetros que explicam as diversas relações entre as variáveis.

Portanto, o capítulo 3 foi dedicado à discussão da taxa de câmbio real e dos preços setoriais, o que permite analisar a competitividade da economia brasileira no período do estudo. No capítulo 4, a produção setorial e os aspectos que levam à mudança tecnológica foram abordados. O capítulo 5 foi dedicado à discussão da renda agregada, pelo lado do dispêndio, analisando-se, por conseguinte, o consumo privado e o investimento privado. O capítulo 6 tratou da alocação e da dinâmica dos recursos produtivos, abordando aspectos do emprego, da migração rural e do investimento setorial. No capítulo 7, as relações discutidas nos blocos anteriores foram reunidas em um único modelo e, assim, foram feitas simulações para a economia brasileira. As conclusões foram apresentadas no capítulo 8.

3. TAXA DE CÂMBIO REAL E PREÇOS SETORIAIS

Inicialmente, fez-se uma análise conceitual da taxa de câmbio real e do modelo empírico ajustado para sua determinação; em seguida, definiu-se o modelo de determinação dos preços setoriais e de abertura comercial.

3.1. Taxa de câmbio real

A análise econômica, normalmente, distingue a economia em dois setores cujos bens são separados em comercializáveis e não-comercializáveis. Os comercializáveis são aqueles tipicamente voltados ao comércio internacional – bens exportados, bens importados ou ambos, enquanto os não-comercializáveis são destinados ao mercado interno.

A relação entre preços dos bens comercializáveis e dos não-comercializáveis fornece a taxa de câmbio real. Esse conceito é adotado nas análises de alocação de recursos, em que o mecanismo de ajustamento do balanço de pagamentos induz o consumidor a comprar bens domésticos em detrimento aos importados, ante um aumento da taxa de câmbio. Simetricamente, esse aumento provoca estímulos que aumentam a produção de bens comercializáveis, seja para exportação, seja para substituição de importação,

reduzindo a produção de não-comercializáveis (SADOULET e DE JANVRY, 1995; MUNDLAK et al., 1989).

A taxa de câmbio real pode ser expressa por

$$TCR = \frac{p_T}{p_{NT}}, \quad (1)$$

em que TCR é taxa de câmbio real; p_T , índice de preços de produtos comercializáveis; e p_{NT} , índice de preços dos não-comercializáveis.

A taxa de câmbio real pode ser obtida, também, pela escolha de uma cesta de moedas e por sua ponderação, a qual se relaciona com a definição de taxa de câmbio real efetiva. A taxa efetiva é a taxa de câmbio nominal média, observada nas relações comerciais de um país. Segundo ZINE JR. (1992), usualmente, isso equivale a usar uma média ponderada das taxas de câmbio do país e do grupo dos principais parceiros comerciais.

Outro indicador usado na taxa de câmbio real está relacionado com a paridade do poder de compra (PPP). Em sua forma mais simples, é expresso pela taxa nominal de câmbio deflacionada pelo índice de preços da moeda doméstica: e/p^d . Nesta forma, a taxa mede o preço real da moeda estrangeira, mas não se ajusta aos movimentos próprios desta, sendo necessário, para se obter um indicador mais apropriado da taxa de câmbio real (ajustando-se às mudanças no poder de compra da moeda estrangeira), incluir o índice de preços da moeda estrangeira, obtendo-se:

$$TCR_{PPP} = e \frac{p^F}{p^d}, \quad (2)$$

em que TCR_{PPP} é taxa de câmbio real pela paridade do poder de compra; e , taxa de câmbio nominal; p^F , índice geral de preços no mercado mundial; e p^d , índice geral de preços no mercado doméstico (índice de preços ao consumidor)

(SADOULET e DE JANVRY, 1995; ROCHA, 1995; KRUGMAN e OBSTFELD, 1999).

3.1.1. Fatores que afetam a taxa de câmbio real

Alterações na taxa de câmbio real, normalmente, são oriundas de mudanças na oferta e na demanda de moeda estrangeira, as quais refletem mudanças estruturais ou distorções provocadas por políticas econômicas. Mudanças na receita das exportações, nas importações, nos fluxos de capitais, nas taxações ao comércio internacional, ou mesmo um insustentável déficit em contas correntes, especialmente fruto de empréstimos contraídos no exterior, afetam a taxa de câmbio real (SADOULET e DE JANVRY, 1995; BAUTISTA e VALDÉS, 1993).

a) Mudanças na receita das exportações

Aumento na produtividade do setor de produtos de exportação, em relação ao de produtos domésticos, resultaria em acréscimo no preço relativo dos produtos não-comercializáveis, em relação aos comercializáveis, uma vez que a eficiência na produção de não-comercializáveis não aumentaria na mesma velocidade do setor de exportação. Conseqüentemente, a taxa real de câmbio seria reduzida.

Outra forma de ocorrer o declínio da taxa de câmbio real, por expansão da oferta de moeda estrangeira, seria numa situação de aumento do preço de um produto exportável importante, como, por exemplo, o petróleo (em países exportadores desse produto).

SADOULET e DE JANVRY (1995) mostraram que a apreciação da moeda, nesse caso, poderia ser vista como uma correção necessária e com importantes impactos em todos os setores da economia. A redução do preço relativo entre comercializáveis e não-comercializáveis faria com que setores como agricultura e indústria, que produzem comercializáveis ou substitutos de importáveis, tornassem não-lucrativos. Os recursos fluiriam para setores mais

lucrativos, e a demanda seria dirigida para produtos importados (mais baratos). Normalmente, o setor agrícola é mais penalizado com a apreciação do câmbio, em virtude da proteção à indústria, principalmente nos países dependentes da exportação de produtos primários.

b) Mudança na demanda de moeda estrangeira

Uma mudança desse tipo poderia ocorrer mediante políticas domésticas expansionistas (monetárias ou fiscais), as quais aumentariam a demanda agregada e a produção, e parte do crescimento da demanda traduziria em aumentos nas importações, pressionando a demanda de moeda estrangeira.

Se o aumento na demanda doméstica excedesse o aumento na oferta, então as exportações tenderiam a decrescer, devido a um direcionamento para atender à demanda interna. Com isto, ter-se-iam déficit em moeda estrangeira e depreciação da taxa de câmbio real. Essa depreciação pressionaria os custos dos insumos importados, aumentando-os e melhorando a competitividade dos produtos exportáveis.

c) Alterações nos fluxos de capitais e acumulação de débitos no exterior

A taxa de câmbio real é fortemente influenciada pelos fluxos internacionais de capital, que estão intimamente ligados às políticas monetária e fiscal do país.

A depreciação da taxa de câmbio real oriunda de uma política econômica expansionista, como visto anteriormente, ocasionaria uma fuga de capitais para outros países, numa tentativa de proteger esses capitais da desvalorização, que lhes importaria perdas. Essa fuga, por sua vez, resultaria em outra desvalorização, num ataque especulativo.

De outra forma, os influxos de capital induziriam à valorização da taxa de câmbio real (TCR). Os capitais externos, em parte, seriam gastos normalmente com bens domésticos e não-comercializáveis, e o balanço de pagamentos apresentaria superavitário e exerceria pressão na redução da TCR.

No caso da acumulação de débitos, esta implicaria ajustamentos com declínio da TCR, o que levaria a aumentos dos preços dos produtos domésticos, dificultando as exportações e favorecendo as importações.

d) Políticas comerciais

As políticas comerciais afetam diretamente a TCR, por meio das restrições ao comércio internacional, ou seja, das tarifas sobre importações, taxas ou subsídios às exportações, e restrições não-tarifárias.

As tarifas sobre bens importados elevariam o preço doméstico destes, o que reduziria a demanda. A demanda de moeda estrangeira reduziria, promovendo apreciação da TCR.

SADOULET e DE JANVRY (1995) mostraram que a apreciação cambial, resultante da imposição de tarifas sobre importações, por exemplo, de produtos industrializados, seria prejudicial aos demais setores, visto que seria uma taxação sobretudo sobre a agricultura.

Quanto às taxas sobre exportações, estas representariam despesas para os exportadores. Reduções nessas taxas, ou aumentos nos subsídios às exportações, resultariam em aumentos na oferta de moeda estrangeira, reduzindo a TCR.

Portanto, a política comercial afetaria a TCR e, conseqüentemente, todos os setores da economia.

3.1.2. Modelo de determinação da taxa de câmbio real

A taxa de câmbio real seria afetada pelos preços internacionais de produtos exportados e importados, pelas políticas comerciais, monetária e fiscal, pelos fluxos de capital e pelos preços domésticos. Nesta seção, enfoca-se, algebricamente, como essas variáveis afetariam a taxa de câmbio real⁴.

⁴ Esta análise baseou-se em trabalhos de MUNDLAK et al. (1989), ROCHA (1995) e SADOULET e DE JANVRY (1995), nos quais podem ser obtidos maiores detalhes.

a) Preços setoriais e política comercial

Considerando-se um modelo de três setores (exportados, importados e domésticos) e um país tomador de preços no mercado internacional, os preços dos bens comercializáveis seriam determinados por três fatores principais: preços internacionais, taxa nominal de câmbio e distorções no comércio internacional. A taxa nominal de câmbio é, aqui, entendida como o preço relativo entre as moedas de dois países.

Assim, podem-se expressar os preços dos bens comercializáveis por:

$$P_x = P_x^* e(1 - t_x), \quad (3)$$

$$P_m = P_m^* e(1 + t_m), \quad (4)$$

em que P_i^* e P_i são os preços internacional e doméstico do bem comercializável i ; e , taxa de câmbio nominal; t_i , taxa sobre o comércio do bem i ; $i = x, m$, bens exportados e importados, respectivamente.

A oferta (S) e a demanda (D) dos importados e exportados podem ser representadas, respectivamente, por S_m , S_x , D_m e D_x . As diferenças entre oferta e demanda doméstica desses dois bens comercializáveis são equilibradas pelo comércio internacional.

Para o bem doméstico, a demanda doméstica (D_h) deve igualar-se à oferta doméstica (S_h), ao preço P_h . Observa-se que a oferta do bem doméstico é uma função dos preços relativos dos comercializáveis e ainda da dotação de recursos e tecnologia (κ), obtendo-se:

$$S_h = S_h\left(\frac{P_x}{P_h}, \frac{P_m}{P_h}, K\right). \quad (5)$$

A oferta de bem doméstico está diretamente relacionada com tecnologia e dotação de recursos, e inversamente relacionada com preços relativos dos comercializáveis, uma vez que maiores preços para os comercializáveis

implicariam ajustamentos na alocação dos recursos em direção à produção dos comercializáveis.

A demanda do bem doméstico (D_h) pode ser expressa por uma função dos preços relativos dos comercializáveis, da renda (Y) e de diferentes variáveis estruturais que afetam a estrutura de consumo, expressas por um vetor z . Portanto,

$$D_h = D_h\left(\frac{P_x}{P_h}, \frac{P_m}{P_h}, Y, z\right). \quad (6)$$

Pressupõe-se que essa demanda seja negativamente inclinada em relação ao seu preço (P_h) e seja crescente nos preços dos bens comercializáveis, admitindo-se que todos os bens sejam normais.

A renda total (Y), em unidades do bem doméstico, e o consumo total (C) podem ser expressos por

$$Y = S_h + P_x S_x + P_m S_m, \quad (7)$$

$$C = D_h + P_x D_x + P_m D_m. \quad (8)$$

Igualando-se renda e consumo, estando o mercado doméstico em equilíbrio ($S_h = D_h$), obtém-se a restrição da balança comercial:

$$P_x(S_x - D_x) + P_m(S_m - D_m) = 0. \quad (9)$$

Em (5) e (6), pode-se observar que a demanda e a oferta do bem doméstico são funções do seu próprio preço, única variável endógena do sistema. Expressa em uma função implícita, tem-se:

$$\Phi\left(\frac{P_x}{P_h}, \frac{P_m}{P_h}\right) = 0, \quad (10)$$

e resolvendo-a por meio do teorema da função implícita, a equação toma a forma explícita abaixo:

$$\frac{P_x}{P_h} = \Phi\left(\frac{P_m}{P_h}\right). \quad (11)$$

A diferenciação logaritmizada de (11), após rearranjo de seus termos, fornece uma expressão que relaciona as taxas de crescimento dos preços dos bens (comercializáveis e não-comercializáveis) com o parâmetro de incidência (w), descrita abaixo:

$$(\hat{P}_x - \hat{P}_h) = w(\hat{P}_x - \hat{P}_m), \quad (12)$$

em que “ $\hat{}$ ” denota taxa de crescimento da variável (dP_i/P_i ; $i = x, m, h$), e o parâmetro de incidência é expresso pelas elasticidades da oferta (η_j) e da demanda (μ_j) do bem não-comercializável, em relação ao preço do j -ésimo bem comercializável:

$$w = \frac{g_m}{g_m + g_x}, \text{ sendo } g_m = h_m - m_m \text{ e } g_x = h_x - m_x. \quad (13)$$

Rearranjando os termos de (12), é possível visualizar, de forma mais clara, o que significa o parâmetro de incidência:

$$\hat{P}_h = (1 - w)\hat{P}_x + w\hat{P}_m. \quad (14)$$

Este parâmetro (w) mede a transmissão de um aumento no preço de importação, induzido, principalmente, pelas tarifas sobre o preço doméstico do bem não-comercializável. Seu complemento, $(1 - w)$, mede a transmissão do preço de exportação ao preço do bem não-comercializável (SADOULET e DE JANVRY, 1995).

O parâmetro (w) estará próximo de um, quando as elasticidades da oferta e da demanda do bem doméstico não-comercializável, com respeito ao preço do bem exportado, estiverem muito próximas de 0, isto é, quando o grau de substituição na produção e na demanda, entre os bens exportados e os bens domésticos, for muito baixo. Nesse caso, P_h terá comportamento semelhante a P_m .

Por outro lado, (w) estará próximo de 0, quando as elasticidades da oferta e da demanda do bem doméstico não-comercializável, em relação ao preço dos bens importados, estiverem próximas de 0, em outras palavras, quando a substitutibilidade na produção e na demanda entre os bens importados e os bens domésticos não-comercializáveis for baixa. No caso extremo, em que (w) for igual a 0, P_h terá comportamento semelhante a P_x .

b) Políticas monetária e fiscal

Anteriormente, foi colocado que políticas monetárias e fiscais podem afetar a taxa de câmbio real. Para determinar esses efeitos, as variáveis renda nacional, consumo do governo, fluxo de capital, empréstimos externos e oferta real de moeda são acrescentadas na expressão (12), que expressa a taxa de câmbio real em termos de taxas de crescimento, conforme abaixo:

$$\hat{P}_x - \hat{P}_h = w(\hat{P}_x - \hat{P}_m) + \partial_Y \hat{Y} + \partial_G \hat{G} + \partial_d \hat{d} + \partial_F \hat{F} + \partial_\mu \hat{\mu}, \quad (15)$$

em que o acento circunflexo simboliza taxa de crescimento; P_x é o preço dos bens exportados; P_m , preço dos bens importados; P_h , preço dos bens domésticos; Y , renda nacional; G , parcela dos gastos do governo na renda nacional; d , déficit fiscal financiado por empréstimos como fração da renda nacional; F , participação do fluxo de capital (saldo da conta de capital do balanço de pagamentos) na renda nacional; μ , parcela da oferta real de moeda na renda nacional; e w e ∂ 's, parâmetros determinados como função do grau de abertura comercial (AC) e abertura financeira (AF):

$$\begin{aligned}
w &= a_0 + a_1 \ln AC \\
\partial_Y &= b_0 + b_1 \ln AC \\
\partial_G &= g_0 + g_1 \ln AC \\
\partial_D &= d_0 + d_1 \ln AC + d_2 \ln AF + d_3 \ln AC \ln AF \\
\partial_F &= f_0 + f_1 \ln AC + f_2 \ln AF + f_3 \ln AC \ln AF \\
\partial_m &= m_0 + m_1 \ln AC + m_2 \ln AF + m_3 \ln AC \ln AF
\end{aligned} \tag{16}$$

O grau de abertura comercial (AC) é medido pelo quociente entre o valor do comércio no total da renda nacional, $\frac{(X + M)/2}{Y}$, em que X e M são os valores das exportações e das importações, respectivamente. O grau de abertura financeira (AF) é medido pelo inverso do prêmio do mercado paralelo sobre o câmbio oficial (E/E^p).

3.1.3. Análise empírica

O modelo econométrico de Taxa de Câmbio Real para o Brasil, referente à série de dados de 1960 a 2001, corresponde à combinação das equações (15) e (16). Com a introdução das equações (16) em (15), surge um modelo com grande número de variáveis. De acordo com uma preestimação, elevado grau de multicolineariedade e de coeficientes estatisticamente não-significantes é identificado. Portanto, o modelo de Taxa de Câmbio Real foi reestimado com menor número de variáveis explicativas.

A taxa de câmbio real foi calculada pela paridade do poder de compra, isto é, $TCR = eP^*/P_3$, tendo como índice de preços domésticos o índice de preços do setor governo (P_3) e como índice de preços externos o *Producer Price Index* (PPI_{USA}), dos Estados Unidos da América. O uso desse índice é justificado pela estrutura do modelo, de três setores (agrícola, não-agrícola e governo), nos quais os preços do setor governo são usados como normalizador.

O Método de Estimação usado foi o dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), aplicado no seguinte modelo de determinação da taxa de câmbio real:

$$\begin{aligned}
D\ln(P_x/P_3) = & c + wD\ln(P_x/P_m) + b_0D\ln Y + b_1D(\ln Y \ln AC) + \\
& + g_0D\ln C_g + g_1D(\ln C_g \ln AC) + m_0D\ln m + d_0D\ln MDP + \\
& + f_0D\ln F + f_1D(\ln F \log AF) + lD\ln(1 - t_x)/(1 + t_m) + e_0, \quad (17)
\end{aligned}$$

em que D é o operador de diferença; P_x , preço doméstico dos bens exportados; P_3 , índice deflator de preços implícito no Produto Interno Bruto (PIB) do setor 3; P_m , preço doméstico dos bens importados; AC , grau de abertura comercial da economia; Y , PIB a preços básicos; C_g , participação do consumo do governo na renda; MDP , monetização do déficit público; F , fração do fluxo de capitais na renda nacional; m , parcela da oferta real de moeda na renda nacional; AF , grau de abertura financeira na economia; t_x e t_m , impostos médios sobre exportações e importações, respectivamente; w , b 's, g 's, m_0 , d_0 , f 's e l , parâmetros estimados; e e_0 , erro aleatório, $e_0 \sim N(0, \sigma^2)$. As especificações das variáveis são detalhadas no Apêndice A.

Ao utilizar a análise de regressão com dados de séries temporais, pode-se incorrer em problemas de regressão espúria, em que as tendências comuns presentes nas séries elevam o poder de determinação das variáveis explicativas. Segundo GUJARATI (2000), esse problema ocorre porque, se as séries temporais envolvidas exibirem fortes tendências (movimentos ascendentes ou descendentes continuados), o alto coeficiente de determinação (R^2) observado dever-se-á à presença da tendência, e não à verdadeira relação entre as variáveis.

Portanto, seguindo procedimentos econométricos de séries temporais, foram realizados testes de raiz unitária e de co-integração, a fim de detectar se as séries são estacionárias e testar a possibilidade de utilização das séries em nível. Os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de co-integração Engle-Granger (EG) foram aplicados nas séries. Os resultados desses testes estão nos Apêndices B e C, respectivamente. De acordo com os testes ADF, as séries que compõem a equação (17) são não-estacionárias e integradas, de ordem um, $I(1)$. Já o teste EG, realizado nos resíduos da equação estimada com as variáveis em nível, demonstrou que as séries são não co-integradas, razão por que é necessário estimar o modelo com variáveis em primeira diferença.

O sumário do resultado da estimação é apresentado na Tabela 2. O coeficiente de determinação, R^2 , indica que 55% da variação do índice de taxa de câmbio real são explicados pelas variáveis independentes do modelo, e a estatística F demonstra que ao menos uma das variáveis independentes explica o comportamento desse índice. O teste de Durbin-Watson foi inconclusivo quanto à presença ou ausência de correlação serial nos resíduos da equação.

Tabela 2 - Estimativas dos coeficientes da equação de taxa de câmbio real, 1960 a 2001

Variável	Coeficiente	Coeficiente médio ^a
<i>Constante</i>	-0,09 (-2,82)***	-0,09
<i>Dln(Px/Pm)</i>	0,87 (3,43)***	0,87
<i>Dln(Y)</i>	-2,34 + 0,78 <i>ln(AC)</i> (-1,65)* (2,20)**	0,89
<i>Dln(Cg)</i>	2,59 - 0,67 <i>ln(AC)</i> (1,69)* (-2,00)**	-0,19
<i>Dln(m)</i>	0,04 (0,25)	0,04
<i>Dln(MDP)</i>	0,04 (0,26)	0,04
<i>Dln(F)</i>	0,66 - 0,14 <i>ln(AF)</i> (2,85)*** (-2,72)***	0,02
<i>Dln(1-t_x/1+t_m)</i>	0,28 (1,71)*	0,28
R^2	0,55	
$\bar{R}^2$	0,41	
F	3,72***	
DW	1,50	

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: A variável dependente é a taxa de câmbio real, $Dlog(Px/P3)$; Px/Pm = termo de troca; Y = taxa de crescimento da renda; C_g = consumo do governo; μ = estoque monetário; MDP = monetização do déficit público; F = fluxo de capital; t_x = tarifa sobre exportações; e t_m = tarifas sobre importações. Estatística t entre parênteses. ^a calculado no ponto médio.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

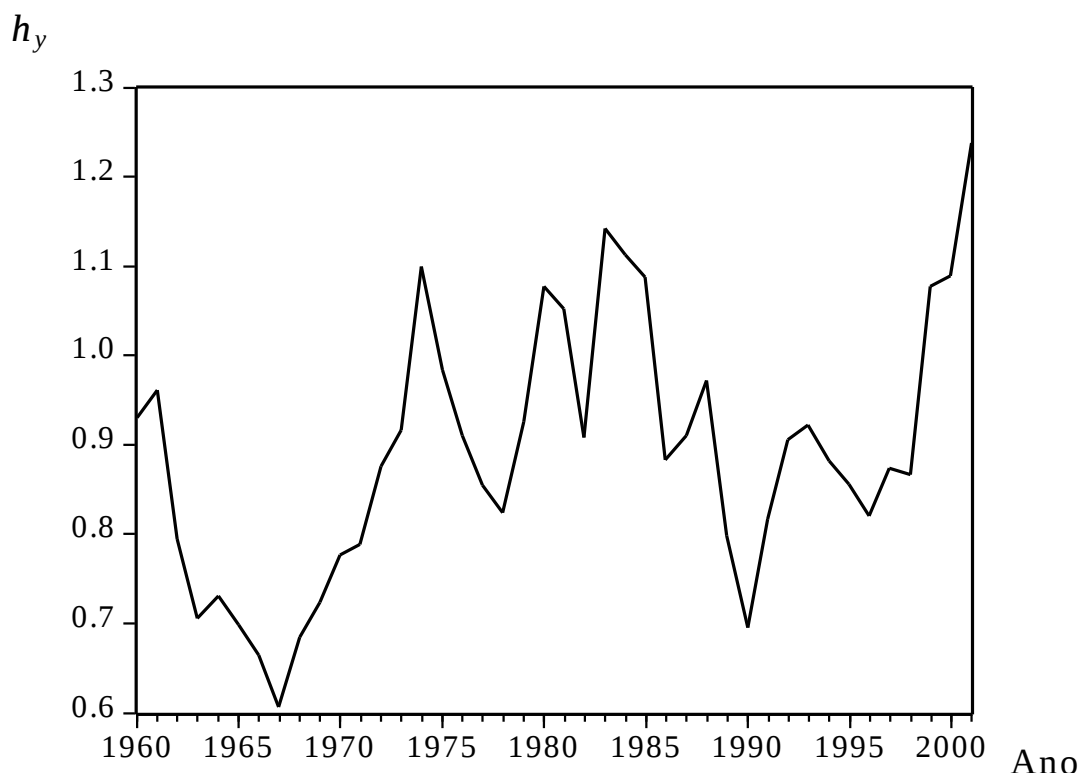
O coeficiente estimado da variável termo de troca (P_x/P_m) apresentou-se significativo a 1% e com sinal coerente com o esperado, o que demonstra a importância do termo de troca na determinação da taxa de câmbio real. Um aumento de 10% no termo de troca, tudo o mais permanecendo constante, elevaria a taxa de câmbio real em 8,7%. Esse coeficiente representa, também, o parâmetro de incidência (w) e indica que, no período estudado, os preços dos bens domésticos estavam mais relacionados com os preços dos bens importados do que com os dos exportados, refletindo elevado grau de substituição na produção e na demanda de bens domésticos e importados. Esse resultado, em parte, pode ser justificado pela participação do petróleo importado na formação dos custos de produção dos diversos setores produtivos no Brasil. A partir da década de 70, as crises externas elevaram sobremaneira os preços dessa matéria-prima básica, com impactos significativos nos preços domésticos. Por outro lado, a abertura comercial, no período do milagre econômico e a partir do início da década de 90, também contribuiu para esse relacionamento entre os preços doméstico e o dos bens importados. Particularmente a partir da implantação do Plano Real, as importações tiveram papel de destaque na política de manter a inflação sob controle. O câmbio foi mantido sobrevalorizado até 1999, incentivando portanto as importações e contendo a pressão sobre os preços domésticos.

A variável taxa de crescimento da renda real da economia (Y) foi incluída no modelo para sumarizar efeitos de longo prazo na economia, como acumulação de capital, tecnologia e renda. Conforme modelo proposto, o coeficiente dessa variável é influenciado pelo grau de abertura econômica (AC), cujos respectivos níveis de significâncias estão apresentados na Tabela 2. O coeficiente médio estimado, no período de 1960 a 2001, com sinal positivo, indica que o crescimento na economia e na renda reflete queda no nível dos preços domésticos, com conseqüente elevação na taxa de câmbio real e na competitividade da economia.

A elasticidade da taxa de câmbio real, em relação ao crescimento da renda real ($?_y$), levando em consideração o grau de abertura econômica no Brasil,

é plotada na Figura 2. Apesar do padrão pouco definido no período de 1960 a 2001, observa-se elevação dessa elasticidade, o que significa que houve maior influência do crescimento da renda na taxa de câmbio real, no período do milagre econômico brasileiro (1968-73), no qual predominou maior grau de abertura econômica. Na década de 80, o comportamento foi caracterizado pela volatilidade dessa elasticidade, em face do baixo grau de abertura econômica, principalmente no início da década (período da crise da dívida externa), e dos diversos planos econômicos na segunda metade desse período, sendo toda a década considerada perdida em termos de crescimento econômico. Apesar do baixo grau de crescimento da economia brasileira na década de 90, a elevação do grau de abertura econômica influenciou o comportamento da elasticidade da taxa de câmbio real, com relação ao nível de crescimento da renda, tornando-a mais elástica.

Os coeficientes estimados de estoque monetário (m) e monetização do déficit público (MDP), que representam a política monetária no modelo, não foram estatisticamente significativos, o que indica a pouca influência da política monetária na determinação da taxa de câmbio real. Esse resultado pode estar relacionado com o sistema de câmbio fixo, adotado em grande parte do período estudado na economia brasileira. No sistema de câmbio fixo, de acordo com o modelo Mundell-Fleming (ZINE JR., 1992), a política monetária torna-se endógena, visto que não apresenta influência significativa no nível de dispêndio global da economia e, conseqüentemente, não influencia o comportamento da taxa de câmbio real.

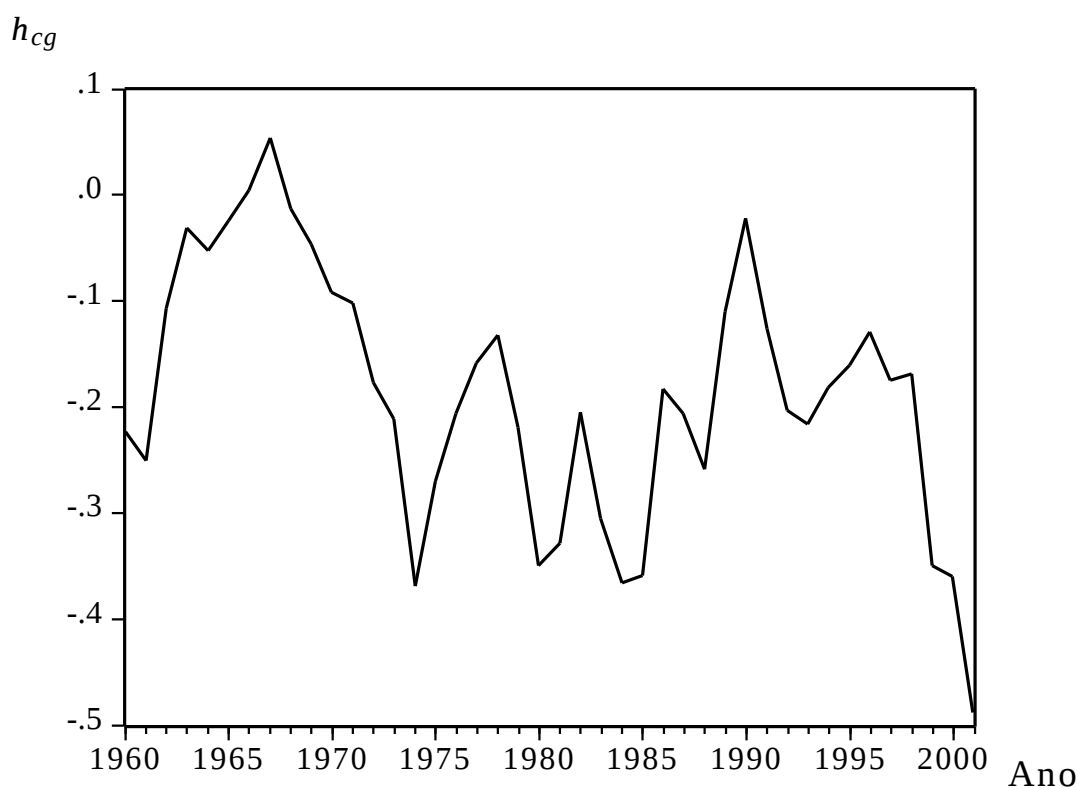


Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 2 - Elasticidade da taxa de câmbio real, com relação à taxa de crescimento do PIB, 1960 a 2001.

O coeficiente estimado do consumo do governo (C_g) é influenciado pelo grau de abertura econômica (AC), conforme níveis de significâncias mostrados na Tabela 2. A elasticidade cambial do consumo do governo (ϵ_{cg}) teve valor médio, no período estudado, de -0,19. O valor negativo está de acordo com o esperado, já que o setor do governo destina grande parte do seu consumo aos bens domésticos, pressionando os preços internos. Portanto, o aumento no consumo do governo tende a ter impactos maiores nos preços dos bens domésticos, elevando-os e fazendo com que a taxa de câmbio real diminua, reduzindo a competitividade da economia. Em média, no período, um aumento de 10% no consumo do governo diminuiu a taxa de câmbio real em 1,9%, tudo o mais permanecendo constante.

Na Figura 3, é mostrado o comportamento dessa elasticidade. Nos períodos de maior crescimento (milagre) e maior abertura econômica (década de 90), a elasticidade da taxa de câmbio real, em relação ao consumo do governo (η_{cg}), decresceu, tornando mais intensa a influência do consumo do governo na taxa de câmbio real. Os anos de maior impacto nessa elasticidade foram de 1974, cujo valor foi de -0,37, e de 2001, cuja elasticidade atingiu o valor de -0,49.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 3 - Elasticidade da taxa de câmbio real, com relação ao consumo do governo, 1960 a 2001.

O coeficiente da variável fluxo de capital (F) apresentou-se dependente do grau de abertura financeira da economia (AF). O valor desse coeficiente representa a elasticidade da taxa de câmbio real, com relação ao fluxo de capital externo na economia brasileira. O valor médio dessa elasticidade foi muito próximo de 0 (Tabela 2), o que indica reduzido impacto na taxa de câmbio real, decorrente de mudanças no fluxo de capital na economia brasileira, ou seja, elevação de 10% no fluxo de capital elevaria a taxa de câmbio real em apenas 0,2%, tudo o mais permanecendo constante.

O valor positivo dessa elasticidade não está de acordo com o esperado, já que o modelo pressupõe relação inversa entre o fluxo de capital e a taxa de câmbio real. Conforme ROCHA (2000), a razão inversa entre fluxo de capital e taxa de câmbio real se deve, basicamente, a dois fatores: a) Entrada de divisas externas na economia, seja no setor privado seja no público, com vistas no financiamento do consumo interno, que favorece a elevação dos preços internos e, conseqüentemente, promove a queda da taxa de câmbio real; e b) Aumento das reservas de divisas externas, mediante fluxo de capital, que proporciona ao governo maior margem para administração da cotação do câmbio nominal, no caso de uma taxa de câmbio administrada pelo governo. Portanto, se uma desvalorização no câmbio nominal fosse menor que o diferencial da taxa interna de inflação em relação à externa, haveria valorização da taxa de câmbio real. Entretanto, de acordo com estimativas obtidas, essa relação não ficou explícita, o que dificultou uma análise mais pormenorizada do comportamento desse coeficiente, ao longo do período estudado.

No modelo foi incluída uma variável para detectar a influência da política comercial na taxa de câmbio real. Instrumentos de política comercial, como restrições quantitativas, tarifas às importações e tarifas ou subsídios às exportações, influem no volume de comércio internacional e são conhecidas como distorções comerciais. As restrições quantitativas são difíceis de serem mensuradas, por isso, neste estudo, a política comercial é representada pela relação entre as tarifas à exportação e à importação $(1-t_x)/(1+t_m)$. O coeficiente de distorção no comércio teve valor de 0,28, sendo significativo a 10%. O sinal

positivo apresentado por essa variável está de acordo com o esperado, já que um aumento, por exemplo, nas tarifas de importação elevaria as distorções e reduziria o comércio, mediante elevação dos preços de importação, que, por conseguinte, aumentaria os preços domésticos, fazendo com que a taxa de câmbio real caísse e tornasse a economia menos competitiva. O valor absoluto dessa variável indica que uma queda de 10% nessa relação reduziria a taxa de câmbio real em 2,8%, tudo o mais permanecendo constante. Efeito oposto tendeu a ocorrer com a queda dos impostos às exportações, a qual elevaria a relação $(1-t_x)/(1+t_m)$, resultando em aumento na taxa de câmbio real e ganho de competitividade. A Lei Kandir, que desonerou as exportações dos produtos agrícolas e semi-manufaturados, é um exemplo característico desse efeito, ao produzir resultados favoráveis, em relação à competitividade internacional, para o setor agroindustrial brasileiro.

Os resultados empíricos do modelo de determinação da taxa de câmbio real, no Brasil, mostraram que os preços externos, o nível de renda combinado com a abertura comercial, a política fiscal e a política comercial afetaram, significativamente, a taxa de câmbio real, enquanto a política monetária teve seus efeitos minimizados pelo sistema de câmbio fixo, adotado no Brasil, em grande parte do período analisado. A próxima parte do capítulo investiga as ligações entre a taxa de câmbio real e os preços setoriais, possibilitando, a seguir, analisar e simular a influência das políticas adotadas nos setores e na economia.

3.2. Preços setoriais e abertura econômica

A análise anterior dividiu a economia em setores comercializáveis e não-comercializáveis, para verificar a taxa de câmbio real e seus determinantes. Agora, faz-se necessário dividi-la em setores para identificar, precisamente, quais estão sendo impactados. Para isso, dividiu-se a economia em três setores agregados: o agrícola (setor $j = 1$); o não-agrícola (setor $j = 2$); e o governo (setor $j = 3$).

A idéia central desta seção é mostrar como os preços internacionais, as taxas no comércio internacional e a taxa de câmbio real influenciam a determinação dos preços domésticos nos setores agrícola e não-agrícola, P_1 e P_2 , respectivamente, em relação ao preço dos bens e serviços do setor governo, P_3 .

Normalmente, os setores da economia produzem bens comercializáveis e não-comercializáveis, mas o governo é, aqui, considerado como predominantemente produtor de bens não-comercializáveis. Os demais setores, produtores de comercializáveis e não-comercializáveis, são heterogêneos, fato que será considerado na composição dos preços domésticos de cada setor.

Usando uma agregação geométrica, pode-se formar um índice de preços agregados para cada setor, composto pelos preços dos bens produzidos domesticamente e não-comercializados (P_h), dos bens produzidos domesticamente e exportados (P_x), e dos bens produzidos domesticamente e importados (P_m):

$$P_j = P_x^{b_1} P_m^{b_2} P_h^{(1-b_1-b_2)}, \quad (18)$$

em que $j = 1, 2$ e 3 representam o setor agrícola, o não-agrícola e o governo, respectivamente; b_1 e b_2 são proporções das quantidades em questão.

Os preços dos bens comercializáveis foram definidos, anteriormente, como função dos preços internacionais, da taxa de câmbio nominal e das distorções no comércio internacional, expressões (3) e (4), reproduzidas abaixo:

$$P_x = P_x^* e(1-t_x) \text{ e } P_m = P_m^* e(1+t_m).$$

Para o setor agrícola, a proporção dos bens importados é uma pequena parte da produção agrícola, e o setor pode ser considerado como de bens exportados e de bens não-comercializáveis. Portanto, seu preço é dado por

$$P_1 = P_{1T}^{b_1} P_{1h}^{(1-b_1)} \text{ e } P_{1T} = P_x^* e(1-t_x), \quad (19)$$

em que P_{1T} é o preço dos bens comercializáveis (exportados) do setor agrícola, em moeda doméstica; P_{1h} , preço dos bens não-comercializáveis do setor agrícola; e b_1 , parcela comercializada no total produzido pelo setor agrícola.

Para o setor não-agrícola brasileiro, é possível escrever seu índice de preços por

$$P_2 = P_{2T}^{b_2} P_{2h}^{(1-b_2)} \quad \text{e} \quad P_{2T} = [P_x^* e(1-t_x)]^{b_3} [P_m^* e(1+t_m)]^{b_4}, \quad (20)$$

em que P_{2T} é o preço dos bens comercializáveis do setor não-agrícola, em moeda doméstica; P_{2h} , preço dos bens não-comercializáveis do setor não-agrícola; e b_2 , parcela comercializada no total produzido do setor não-agrícola. O preço P_{2T} é composto pelos preços dos bens exportados e importados do setor 2, conforme as parcelas das quantidades exportada (b_3) e importada (b_4) no total produzido do setor 2. Observa-se que b_2 é a soma de b_3 e b_4 , da equação (20).

Reescrevendo as expressões (19) e (20), tem-se:

$$P_1/P_{1h} = \left(P_{1T}/P_{1h} \right)^{b_1} \quad \text{e} \quad P_2/P_{2h} = \left(P_{2T}/P_{2h} \right)^{b_2}. \quad (21)$$

Os preços setoriais dos bens não-comercializáveis (P_{1h} e P_{2h}) dependem em boa parte, dos preços do setor governo (P_3). A análise considera que a relação entre P_{1h} e P_{2h} seja influenciada pelas decisões do governo sobre salários e que a relação depende das políticas macroeconômicas monetária, fiscal e comercial que alteram a demanda de bens domésticos (MUNDLAK et al., 1989). Assim, os preços setoriais dos bens não-comercializáveis podem ser expressos por uma função de P_3 e de um vetor das variáveis macroeconômicas (MPI):

$$P_{jh} = f(P_3, MPI), \quad (22)$$

utilizando-se de uma especificação em termos de logaritmos, tem-se:

$$\ln\left(\frac{P_j}{P_3}\right) = H_j \ln(MPI), \quad (23)$$

em que H_j é um vetor de coeficientes das variáveis macroeconômicas.

Substituindo a expressão (23) em (21), obtém-se a expressão geral do preço setorial relativo ao preço do setor governo, como uma função do preço do bem comercializável de cada setor, em relação ao preço do setor governo e das variáveis macroeconômicas:

$$\ln\left(\frac{P_j}{P_3}\right) = b_j \ln\left(\frac{P_{jT}}{P_3}\right) + (1 - b_j) H_j \ln(MPI), \quad j = 1, 2. \quad (24)$$

As parcelas do produto comercializável de cada setor (b_j), bem como o vetor de coeficientes das variáveis macroeconômicas (H_j), dependem do grau de abertura comercial do setor (AC_j), como pode ser exemplificado pelo coeficiente do consumo do governo:

$$(1 - b_j) H_{jC} = H_{j0} + H_{j1} \ln AC_j. \quad (25)$$

Pelo exposto, o grau de abertura comercial torna-se uma variável fundamental na determinação dos preços setoriais, bem como da taxa de câmbio real. Entretanto, essa determinação do grau de abertura comercial depende de variáveis macroeconômicas (gastos do governo, déficits fiscais, fluxo internacional de capitais, oferta real de moeda) e comerciais (taxações sobre o comércio internacional).

Pode-se expressar o grau de abertura comercial por uma função da política comercial, do grau de abertura financeira (AF) e de variáveis macroeconômicas (MPI):

$$AC = f(\text{política comercial}, AF, MPI), \quad (26)$$

em que a política comercial pode ser expressa pelo quociente entre as distorções comerciais de exportação e importação, $(1 - t_x)/(1 + t_m)$; AF pode ser expressa pelo

quociente da taxa de câmbio oficial pela taxa de câmbio no mercado paralelo. As variáveis macroeconômicas foram definidas anteriormente, similarmente ao caso da taxa de câmbio real. Portanto,

$$\ln AC = l_0 + l_1 \ln \left[\frac{(1-t_x)}{(1-t_m)} \right] + l_2 \ln \hat{C}g + l_3 \ln \hat{d} + l_4 \ln \hat{F} + l_5 \ln \hat{m} + l_5 \ln AF, \quad (27)$$

em que o acento circunflexo simboliza taxa de crescimento; Cg , parcela dos gastos do governo na renda nacional; d , déficit fiscal financiado por empréstimos, como fração da renda nacional; F , fração do fluxo de capitais na renda nacional; m , parcela da oferta real de moeda na renda nacional; e AF , abertura financeira.

3.2.1. Estimativas do modelo de preços setoriais e abertura comercial

Como no caso das estimativas da taxa de câmbio real, quando muitos termos da expressão resultam de produtos cruzados de variáveis comuns incluídas na regressão, um problema de multicolineariedade é gerado. Portanto, as regressões estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários, reportadas na Tabela 3, para o setor agrícola, e na Tabela 4, para o setor não-agrícola, foram obtidas de um menor número de variáveis. Por tratar-se de dados de séries temporais, foi realizado teste de raiz unitária (ADF) e de co-integração (EG), para contornar problemas de regressão espúria. Conforme os resultados que constam no Apêndice B, todas as séries são não-estacionárias, $I(1)$ e não co-integradas, razões pelas quais o modelo foi reestimado em primeira diferença.

As equações estimadas, em diferença, para os preços setoriais foram:

a) preço relativo do setor agrícola

$$\begin{aligned} D\ln(P_1/P_3) = & c + b_1 D\ln(P_{1T}/P_3) + (1 - b_1)H_{Cg}D\ln C_g + \\ & + (1 - b_1)H_{MDP}D\ln MDP + (1 - b_1)H_f D\ln F + \\ & + (1 - b_1)H_{AC1}D\ln AC_1 + e_1 \end{aligned} \quad (28)$$

b) preço relativo do setor não-agrícola

$$\begin{aligned} D\ln(P_2/P_3) = & c + b_2 D\ln(P_{2T}/P_3) + (1 - b_2)H_{Cg}D\ln C_g + \\ & + (1 - b_2)H_{MDP}D\ln MDP + (1 - b_2)H_m D\ln F + \\ & + (1 - b_2)H_{AC2}D\ln AC_2 + e_2 \end{aligned} \quad (29)$$

em que D é o operador de diferença; ε_1 e ε_2 , termos erros aleatórios. Os demais termos foram definidos anteriormente.

Tabela 3 - Estimativas dos coeficientes da função de preços dos produtos do setor agrícola, em relação aos preços do setor governo, 1960 a 2001

Variável	Coeficiente	Estimativas
Constante	c	0,01 (0,37)
$D\ln(P_{1T}/P_3)$	b_1	0,36 (5,22)***
$D\ln(C_g)$	$(1 - b_1)H_{Cg}$	0,43 (1,48)
$D\ln(MDP)$	$(1 - b_1)H_{MDP}$	0,22 (1,77)*
$D\ln(F)$	$(1 - b_1)H_f$	0,01 (1,23)
$D\ln(AC_1)$	$(1 - b_1)H_{AC_1}$	0,24 (1,90)**
R^2	0,59	
$\bar{R}^2$	0,53	
F	10,14***	
DW	1,72	

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: A variável dependente é o preço relativo do setor agrícola, $D\ln(P_1/P_3)$; P_{1T}/P_3 = preço relativo dos produtos transacionáveis do setor agrícola; C_g = consumo do governo; MDP = monetização do déficit público; F = fluxo de capital; e AC_1 = abertura comercial do setor agrícola. Estatística t entre parênteses.

***significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Tabela 4 - Estimativa dos coeficientes da função de preços do setor não-agrícola, em relação aos preços do setor governo, 1960 a 2001

Variável	Coeficiente	Estimativas
<i>Constante</i>	c	0,01 (0,04)
$D\ln(P_{2T}/P_3)$	b_2	0,74 (11,69)***
$D\ln(C_g)$	$(1 - b_2)H_{Cg}$	0,09 (0,76)
$D\ln(MDP)$	$(1 - b_2)H_{MDP}$	-0,03 (-0,51)
$D\ln(F)$	$(1 - b_2)H_f$	-0,01 (-0,43)
$D\ln(AC_2)$	$(1 - b_2)H_{AC_2}$	0,10 (1,61)*
R^2	0,81	
$\bar{R}^2$	0,79	
F	30,24***	
DW	1,32	

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: A variável dependente é o preço relativo do setor não-agrícola, $D\ln(P_2/P_3)$; P_{2T}/P_3 = preço relativo dos produtos transacionáveis do setor não-agrícola; C_g = consumo do governo; MDP = monetização do déficit público; F = fluxo de capital; AC_2 = abertura comercial do setor não-agrícola. Estatística t entre parênteses.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Os resultados das estimativas mostraram ajustamento apenas razoável dos dados ao modelo de preços do setor agrícola, com um coeficiente de determinação, R^2 , igual a 0,59, portanto, apenas 59% das variações nos preços agrícolas foram determinadas pelas variáveis independentes. Já os resultados das estimativas do modelo de preços não-agrícola apresentaram bom ajustamento, visto que o coeficiente de determinação, R^2 , foi igual a 0,81, o que significa que 81% das variações do índice de preços do setor não-agrícola foram explicadas pelas variáveis independentes. Em ambas as estimativas, o valor da estatística F foi significativo a 1%, o que indica que ao menos uma das variáveis independentes explicou o comportamento da variável dependente. Quanto à

presença de auto-correlação serial nos resíduos, o teste de Durbin-Watson (*DW*) não foi conclusivo em ambas as regressões.

Os coeficientes do índice de preços de produtos transacionados em ambos os setores, agrícola e não-agrícola, foram significativos a 1% e tiveram sinais positivos, como era esperado, tendo em vista que os preços dos produtos transacionados compunham o índice de preços global dos setores.

Entretanto, apresentaram valores absolutos diferenciados, 0,36 para o setor agrícola e 0,74 para o não-agrícola, o que mostra, na média do período estudado, maior participação dos preços dos produtos transacionáveis na formação dos preços internos no setor não-agrícola do que no agrícola. Esses valores são elasticidades que indicam que elevação de 10% nos preços dos produtos transacionáveis do setor não-agrícola elevaria o índice interno de preços desse setor em 7,4%. No setor agrícola, a resposta a um aumento de 10% nos preços dos produtos transacionáveis seria elevação de 3,6% nos preços internos dos produtos agrícolas.

A maior dinâmica do setor não-agrícola no Brasil, em relação a produção, diversificação e agregação de valores na produção, pode ser uma justificativa razoável para esses resultados, visto que o setor agrícola, até meados da década de 70, praticamente estava voltado para atender ao mercado interno, mesmo levando em consideração a importância do café como produto de exportação no comércio internacional brasileiro. Ao final da década de 80, a forte política voltada à maior abertura econômica no Brasil teve efeitos mais significativos na produção industrial, que buscou se reestruturar para aumentar a eficiência, a produtividade e a competitividade.

Os coeficientes da variável abertura comercial, tanto no setor agrícola (AC_1) quanto no não-agrícola (AC_2), que foram significativos a 10% e tiveram sinal positivo, reforçam os resultados anteriores. A maior abertura comercial nos setores resultou em maior exposição dos produtos internos no mercado internacional e dos produtos externos no mercado doméstico, conseqüentemente, houve influência direta dos preços dos produtos transacionáveis na formação dos preços internos.

As demais variáveis independentes, ou seja, consumo do governo (C_g), monetização do déficit público (MDP) e fluxo de capital (FC), que, nos modelos, representam os vetores de políticas macroeconômicas, não foram estatisticamente significantes, o que indica a baixa influência dessas políticas na determinação dos preços dos setores agrícolas e não-agrícolas.

Na estimação da equação de abertura comercial utilizou-se o mesmo tratamento econométrico de séries temporais usado nas séries e equações de preços. Nesse modelo, as variáveis também se apresentaram integradas de ordem 1, $I(1)$, e não co-integradas, razão da necessidade de regredir as variáveis em primeira diferença. Com vistas em captar o efeito da abertura comercial em maior detalhe, foi incluída uma variável *dummy*, DM_1 , que teve valor 1, nos anos de maior abertura comercial, e 0, nos demais. O modelo de regressão usado foi o seguinte:

$$D\ln(AC) = l_0 + l_1 D\ln(TL) + l_2 D\ln(C_g) + l_3 D\ln(MDP) + \\ + l_4 D\ln(F) + l_5 D\ln(AF) + l_6 DM_1 + e_3, \quad (30)$$

em que D é operador de diferença; TL , tarifa legal de importação, que substitui a relação entre tarifas à exportação e tarifas à importação, por melhor ajustar-se ao modelo; C_g , consumo do governo; MDP , monetização do déficit público; F , fluxo de capital; AF , abertura financeira; DM_1 , variável binária que representa os períodos de maior abertura comercial; e e_3 , erro aleatório. Todas as variáveis estão descritas, com maiores detalhes, no Apêndice A.

Os resultados das estimativas, por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), são apresentados na Tabela 5 e discutidos a seguir.

O coeficiente de determinação, R^2 , de 0,43 mostra baixo nível de ajustamento do modelo, o que indica que apenas 43% das variações na abertura comercial brasileira, no período estudado, são explicadas pelas variáveis independentes. Apesar do baixo grau de ajustamento, a estatística F foi significativa a 1%, o que mostra que ao menos uma das variáveis independentes

explica a abertura comercial. O teste de Durbin-Watson (*DW*), conforme apresentado na Tabela 5, resulta em ausência de correlação serial nos resíduos.

Tabela 5 - Estimativa dos coeficientes da equação de abertura comercial no Brasil, 1960 a 2001

Variável	Coeficiente	Estimativas
Constante	l_0	-0,03 (0,19)
$Dln(TL)$	l_1	-0,42 (-0,77)
$Dln(C_g)$	l_2	-0,62 (-2,68)***
$Dln(MDP)$	l_3	-0,21 (-1,90)**
$Dln(F)$	l_4	0,01 (-1,10)
$Dln(AF)$	l_5	0,11 (1,00)
DM_t	l_6	0,09 (2,59)***
R^2	0,43	
$\bar{R}^2$	0,33	
F	4,24***	
DW	2,24	

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: A variável dependente é a abertura comercial, $Dln(AC)$; TL = tarifa legal de importação; C_g = consumo do governo; MDP = monetização do déficit público; F = fluxo de capital; AF = abertura financeira; DM_t = variável binária representando os períodos de maior abertura comercial; Estatística t entre parênteses.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

O coeficiente da variável independente tarifa legal (TL) mostrou-se não significativamente diferente de 0, o que indica, no modelo, a baixa influência dessa variável na determinação da abertura comercial brasileira. Esse resultado não era esperado, tendo em vista que, em grande parte do período estudado, o comércio exterior brasileiro esteve sob a égide das políticas de substituição de importações, em que a taxa de câmbio nominal e as tarifas sobre importações foram largamente utilizadas como forma de proteger o mercado interno da

concorrência internacional. Somente a partir do final da década de 80, houve reorientação na política de desenvolvimento brasileiro, tendo na abertura da economia um de seus principais pilares. Entretanto, o sinal negativo apresentado por esse coeficiente está de acordo com a teoria, visto que um aumento nas tarifas de importação tenderia a restringir a participação do país no comércio internacional, reduzindo a abertura comercial.

O coeficiente da variável independente monetização do déficit público, *MDP*, foi de -0,21, estatisticamente significativo a 5%. O sinal negativo desse coeficiente indica a existência de relação inversa entre monetização do déficit e grau de abertura comercial, não estando de acordo com o esperado. O aumento do nível de consumo na economia, devido a uma política monetária expansionista, tendeu a elevar as importações, que, por sua vez, elevou o grau de abertura comercial. Uma possível explicação para essa relação inversa é que a economia brasileira, em grande parte do período do estudo, manteve elevadas taxas de inflação, já que as políticas monetaristas adotadas estavam voltadas para redução da demanda agregada, que, aliada à forte restrição no balanço de pagamentos, principalmente no início dos anos 60 e a partir dos anos 80, afetou a abertura comercial via redução das importações.

A variável independente consumo do governo (*Cg*) apresentou coeficiente estimado de -0,62, sendo estatisticamente significativa a 1%. O sinal negativo indica relação inversa entre consumo do governo e abertura econômica no Brasil, no período estudado. Um aumento de 10% no consumo do governo contribuiu para menor nível de abertura econômica, 6,2%. Esse resultado não está de acordo com o esperado, tendo em vista que as políticas que aumentam o nível de absorção da economia tendem a aumentar as importações e, conseqüentemente, o grau de abertura econômica. ROCHA (2000), em estudo sobre políticas macroeconômicas e preços relativos na economia brasileira, obteve resultado semelhante e justificou-o pelo fato de que a metodologia do cálculo do consumo do governo não incluía as despesas com o serviço da dívida, como neste trabalho. Portanto, admitindo-se que a propensão do consumo do setor público por bens domésticos tenha sido superior ao do setor privado, o

aumento no consumo do governo predominantemente de bens domésticos, ao elevar seu preço, poderia estimular a transferência de recursos dos bens comercializáveis para sua produção, decrescendo as exportações e, conseqüentemente, o grau de abertura econômica.

A variável *dummy*, DM_1 , foi incluída no modelo, com o objetivo de testar se os períodos de maior abertura comercial diferiram efetivamente dos demais. Dois períodos foram selecionados como característicos daqueles em que a economia brasileira passou por crescimento da abertura comercial e, portanto, impôs o valor um à variável: o período do milagre econômico e os anos a partir do início da década de 90. O primeiro período selecionado (1967 a 1974) caracterizou-se pelas mais altas taxas de crescimento da economia brasileira, que elevaram o nível de absorção e que, para concretizar-se, necessitou de grandes investimentos em infra-estrutura, principalmente no setor industrial, tendo relevante papel a importação de máquinas e de bens de capital, elevando, assim, o grau de abertura comercial. O segundo período (1990 a 2001) foi marcado pela reorientação das políticas de desenvolvimento, com forte abertura econômica que determinou o fim das políticas voltadas para substituição de importações, as quais levaram a economia brasileira a crescer depois da chamada década perdida. Nos demais anos, impôs-se o valor 0 à variável DM_1 . O coeficiente estimado dessa variável foi estatisticamente significativo a 1%, como esperado, o que indica que os períodos selecionados, de maior abertura comercial, diferiram dos demais estatisticamente e caracterizaram-se, efetivamente, por períodos de forte abertura brasileira ao comércio internacional.

Os coeficientes das variáveis fluxo de capital (F) e abertura financeira (AF) não foram estatisticamente significativos, razão por que as variáveis citadas não apresentaram poder de explicação da variável dependente abertura comercial brasileira (AC).

4. PRODUÇÃO SETORIAL

Neste capítulo, o método de análise da função de produção agregada adotada no estudo é discutido, bem como sua aplicação empírica no Brasil, no período de 1960 a 2001.

A função de produção reflete a tecnologia disponível, ou seja, a tecnologia está implícita na maneira como transforma os fatores de produção em produto (MANKIW, 1997). A mudança tecnológica, portanto, desempenha papel fundamental na produção, visto que altera a relação entre fatores e produto final.

A tecnologia de produção tem papel de destaque nos diversos modelos de crescimento econômico desenvolvidos pelas diversas correntes de pensamento econômico. Até meados da década de 60, o crescimento, no longo prazo, era fundamentalmente atribuído ao progresso tecnológico exógeno. As possibilidades de as políticas econômicas explícitas gerarem crescimento econômico no longo prazo eram limitadas, o que, segundo PEREIRA e ARAÚJO (1997), deriva do modelo neoclássico de crescimento, que ficou notório a partir dos trabalhos de Solow. Nesse modelo, as taxas de crescimento da renda e consumo no longo prazo dependem da taxa de mudança tecnológica, a qual é determinada exogenamente. Da aplicação empírica desse modelo resulta o chamado *resíduo de Solow*, o qual mostra a influência dos fatores exógenos no crescimento do produto no longo prazo. A crítica fundamental ao modelo

neoclássico está no fato de que o principal fator gerador do crescimento econômico – a tecnologia – não ser explicado pelo modelo, dando origem ao chamado resíduo.

Os modelos de crescimento endógeno, surgidos a partir de 1980, depois de quase duas décadas de ostracismo nas pesquisas sobre crescimento econômico, em razão da ênfase dada aos problemas da inflação, é conhecido como a Nova Teoria do Crescimento. O termo endógeno refere-se ao fato de esses modelos serem capazes de explicar a taxa de crescimento no longo prazo, como resultado de um equilíbrio endógeno, incorporando os elementos da tecnologia da economia e as preferências dos consumidores, bem como os instrumentos de política econômica. Essa nova teoria teve nos trabalhos de Romer, Lucas e Rebelo os principais precursores (PEREIRA e ARAÚJO, 1997)⁵.

O modelo de Mundlak, adotado no estudo e desenvolvido no início dos anos 80, tem como pontos centrais a mudança tecnológica endógena e seus efeitos sobre a produção. Esse modelo apresenta um arcabouço teórico que permite analisar os fatores determinantes da mudança tecnológica. Sua adoção, portanto, deu-se pela facilidade de modelar, empiricamente, as variáveis de política econômica, que, juntamente com variáveis de restrições econômicas, são denominadas variáveis de estado e explicam a mudança tecnológica.

Na próxima seção, discute-se, com detalhes, o modelo, seguido da formulação empírica e da especificação econométrica, e apresentam-se os resultados da aplicação do modelo na economia brasileira, no período de 1960 a 2001.

4.1. Função de produção

Os conceitos de tecnologia, mudança tecnológica e funções de produção apresentados nessa seção, bem como todo o desenvolvimento teórico, são baseados nos estudos de CAVALLO e MUNDLAK (1986), MUNDLAK (1983)

⁵ PEREIRA e ARAÚJO (1997) e CASTILHO (2003) apresentaram uma discussão sumarizada dos diversos modelos desenvolvidos nos estudos da teoria do crescimento.

e MUNDLAK (1988), bem como nas aplicações desse modelo na economia argentina, feita por CAVALLO e MUNDLAK (1984), e na economia brasileira, feita por TEIXEIRA (1991) e GARCIA e TEIXEIRA (1991).

Segundo CAVALLO e MUNDLAK (1982), todas as firmas têm acesso a um grupo de técnicas, cada uma identificada como uma função de produção, que constitui a tecnologia de produção. Desse modo, a tecnologia é um conjunto de técnicas que estão disponíveis para serem implementadas.

Uma técnica particular é escolhida com base nas restrições das firmas e no ambiente econômico por elas vivenciadas. Esse procedimento na escolha de técnicas é considerado endógeno ao sistema econômico, pois as firmas tomam por base, para suas decisões, variáveis exógenas que captam os efeitos econômicos envolvidos no processo de escolha da técnica mais adequada ao processo produtivo. GARCIA e TEIXEIRA (1991) citaram, como exemplo de variáveis importantes nessa escolha, o volume do estoque de capital da economia, o nível do investimento, a taxa de retorno do capital investido e os preços dos fatores e dos produtos. Essas variáveis refletem o ambiente econômico que influencia as decisões sobre o produto e sobre o uso dos insumos.

Os agentes econômicos, quando deparam com uma oportunidade de investimento, preocupam-se com a rentabilidade do investimento, ou seja, como e onde aplicar seus recursos, com vistas em maximizar o retorno do capital investido ao menor risco possível. Portanto, maior taxa de retorno ao capital investido, ligado a uma nova técnica de produção, resulta em mudança tecnológica naquele setor produtivo onde a nova técnica é adotada. O volume de recursos destinado ao investimento no setor produtivo é reflexo das condições favoráveis da economia, o que possibilita a promoção da mudança tecnológica.

O estoque de capital acumulado na economia é também importante para promover o uso de atividades intensivas em capital, as quais contribuem para a mudança tecnológica. Logicamente, o inverso também é verdadeiro, dado que o maior nível de atividade intensiva em capital eleva a acumulação de capital na economia.

A implementação de novas técnicas também depende da razão salário-preço do capital, que representa a relação entre a remuneração do trabalho e do capital. Certamente, essa relação está relacionada com a abundância ou com a limitação desses fatores produtivos. O preço do produto é também outra variável importante. Quando não é homogêneo, o produto de cada técnica recebe um preço diferente. Um aumento nesses preços, associado à nova técnica, aumenta a taxa de retorno do investimento e, conseqüentemente, a velocidade da mudança tecnológica.

Portanto, o processo de escolha da técnica está relacionado com o progresso tecnológico, que relaciona o progresso com o investimento, com a abundância de capital e com um ambiente econômico favorável. Todos esses elementos podem ser aproximados por variáveis econômicas mensuráveis, denominadas, no modelo, como variáveis de estado, que tornam a escolha da técnica endógena ao sistema econômico.

Segundo GARCIA e TEIXEIRA (1991), mudanças nas variáveis de estado causam mudanças no conjunto de técnicas implementadas. Consideram-se, portanto, mudanças contínuas entre técnicas feitas pelas firmas, nas quais as principais mudanças que ocorrem, no tempo, são nos fatores e na produção, geradas de movimentos por meio de funções, em vez de ao longo de uma função de produção particular. A motivação para mudanças nas técnicas implementadas depende das mudanças não apenas no preço do fator, mas também, e mais importante, no nível de acumulação de capital na economia. O estoque de capital da economia limita a taxa de adoção de novas técnicas.

TEIXEIRA (1991) analisou melhor o papel da acumulação de capital na mudança tecnológica, considerando uma situação em que duas técnicas coexistem no setor agrícola. Considerou a técnica “a” como tradicional, intensiva em mão-de-obra, e a “b” como moderna e, portanto, intensiva em capital. As duas técnicas são definidas por suas funções de produção, representadas por

$$Y_a = F_a(K_a, L_a), \quad (31)$$

$$Y_b = F_b(K_b, L_b), \quad (32)$$

em que Y_i é função de produção agrícola para a técnica i ($i = a$ e b); K_i representa o capital; e L_i , trabalho. Admite-se que haja retorno constante à escala na produção por trabalhador, expressa por

$$y_a = l_a f_a k_a, \quad (33)$$

$$y_b = l_b f_b k_b, \quad (34)$$

em que y_i é produção *per capita* para a i -ésima técnica; $l_i = L_i/L$, proporção do trabalho agrícola empregado na técnica i ; $k_i = K_i/L_i$, razão capital/trabalho na técnica i ; e $f_i(k_i)$, produtividade média do trabalho na técnica i . Admite-se que cada função seja côncava e duas vezes diferenciáveis. As duas técnicas não necessitam ser empregadas simultaneamente. Para todos os valores da razão salário/preço do capital (w), supõe-se que a técnica b seja sempre mais intensiva em capital do que a técnica a .

$$k_a(w) < k_b(w). \quad (35)$$

Supõe-se que os produtores sejam maximizadores de lucro, em um sistema competitivo no qual os preços são dados. As condições de primeira ordem, com respeito ao capital e ao trabalho da função lucro setorial, são:

$$p f'_i(k_i) \leq r, \quad (36)$$

$$p[f_i(k_i) - f'_i(k_i)] \leq w, \quad i = a, b \quad (37)$$

em que p é preço do bem agrícola homogêneo, em relação a algum bem composto não-agrícola; w e r , salário rural e taxa de rendimento do capital, respectivamente. Para cada técnica, as expressões (36) e (37), em conjunto, implicam que

$$p f_i(k_i) \leq w + r k_i. \quad i = a, b \quad (38)$$

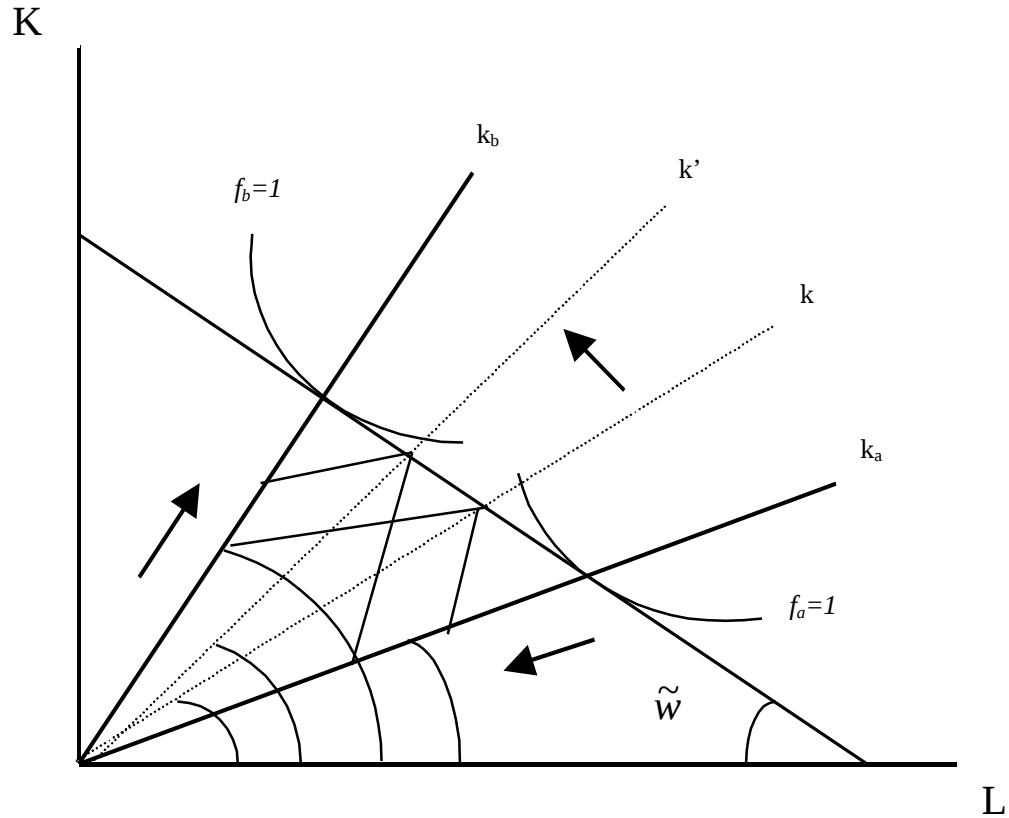
Como consequência das suposições de retorno constante à escala e competição perfeita, a equação (38) representa uma condição de lucro zero, quando uma técnica é usada. A igualdade nessa expressão significa que a receita unitária é igual ao custo unitário. Quando o custo de produção for maior que a receita, a técnica não será usada; este é o caso de uma desigualdade restrita em (38). Quando (38) representar uma igualdade para ambas as técnicas, estas serão usadas simultaneamente.

Danin e Mundlak (1979), citados por GARCIA e TEIXEIRA (1991), afirmaram que técnicas coexistem quando a economia tem mais capital do que o necessário para implementação de uma técnica intensiva em trabalho ou tradicional sozinha, mas não dispõe de capital suficiente para implementação de uma técnica intensiva em capital ou moderna sozinha.

A presente discussão é graficamente ilustrada na Figura 4. As isoquantas unitárias das duas técnicas disponíveis tangenciam a linha de isocusto, cuja inclinação é igual à razão salário/preço do capital ($\tilde{w}$). As razões capital/trabalho, requeridas pelas técnicas a e b , são k_a e k_b , respectivamente, e k é a razão capital/trabalho disponível. Observa-se que, quando $w \neq \tilde{w}$, a escolha de uma técnica é determinada pela razão salário/preço do capital, mas quando $w = \tilde{w}$, a escolha de uma técnica depende da razão capital/trabalho disponível.

Quando $k < k_a$, o fator trabalho será abundante; se a técnica a for intensiva em trabalho, será mais barato usar essa técnica sozinha na produção agrícola. Da mesma forma, quando $k > k_b$, será mais barato usar a técnica b . Portanto, quando um fator for encontrado em abundância, será mais eficiente usar uma técnica intensiva nesse fator. Observa-se também que, quando $k_a < k < k_b$, as técnicas coexistirão, isto é, ter-se-á mais capital do que o necessário para se adotar a técnica a sozinha, mas não haverá capital em quantidade suficiente para se adotar a técnica b sozinha, ficando a mudança de técnicas na dependência da acumulação de capital. As linhas, cujas inclinações são iguais às inclinações dos raios k_a e k_b e que se originam no ponto onde o raio k intercepta a linha de isocusto, indicam a contribuição relativa de cada técnica para a produção agrícola. Quanto mais intensivo em capital for o setor agrícola, mais perto estará

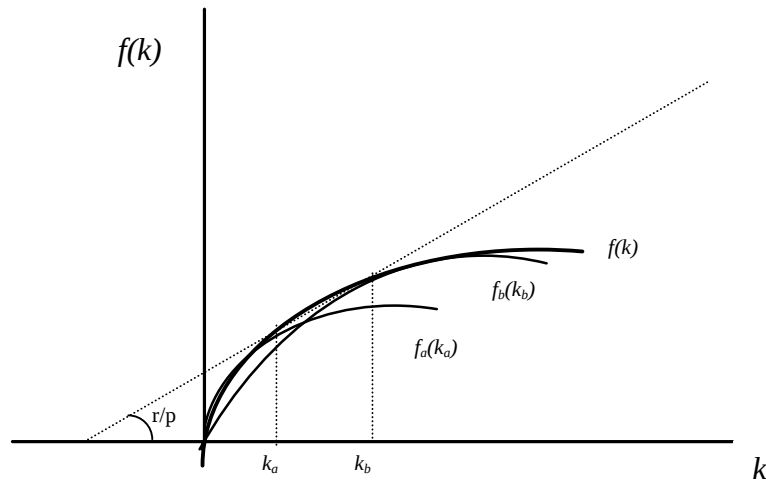
k de k_b e maior será a participação da técnica b na produção agrícola (como indicam as flechas sobre os raios k_a e k_b).



Fonte: TEIXEIRA (1991).

Figura 4 - Coexistência de técnicas de produção e mudança tecnológica.

A situação de coexistência de técnicas de produção também é ilustrada na Figura 5. A produtividade média do trabalho das duas técnicas, isto é, $f_a(k_a)$ tradicional e $f_b(k_b)$ moderna, é mostrada como funções da razão capital/trabalho. A linha pontilhada, cuja inclinação é igual a r/p , indica a taxa de retorno do capital agrícola. Para uma razão agregada capital/trabalho entre k_a e k_b , esta linha tangente às funções de produção reflete a produtividade média do trabalho na agricultura, como uma combinação convexa das duas técnicas.



Fonte: TEIXEIRA (1991).

Figura 5 - Função de produção com diferentes técnicas.

Para sumarizar, este capítulo se baseou na pressuposição que o setor produtivo da economia seja formado por variadas técnicas de produção. Cada técnica é identificada com uma função de produção. O produto da economia é obtido pela implementação de um subconjunto de técnicas disponíveis, o qual é determinado pelas várias restrições deparadas pelas firmas e pelo ambiente econômico, denominadas no modelo de variáveis de estado. Essas variáveis de estado, que são definidas juntamente com o modelo empírico, garantem que a mudança tecnológica seja determinada endogenamente.

4.2. Formulação do modelo

Na formulação metodológica desenvolvida por MUNDLAK (1988), o ponto central da análise origina-se do fato de que mais de uma técnica é usada no sistema produtivo. A decisão dos produtores, portanto, envolve o processo de escolha das técnicas produtivas a serem empregadas e que serão feitas com base em restrições da economia e da empresa, que, no modelo, são representadas pelas variáveis de estado (s) e pelos fatores de produção.

Os dados apresentados nos estudos das funções de produção de uma economia são agregados, e examinam-se as relações entre o produto agregado e os fatores de produção agregados. Para simplificar a discussão, MUNDLAK (1988) admitiu que todas as técnicas produzam o mesmo produto. Visto que x representa o vetor de insumos e $x^* = x(s)$ – o nível ótimo de utilização dos fatores, então o produto total ótimo é dado por

$$F(x^*, s) = \sum_j y_j^*(s). \quad (39)$$

Pode-se notar que a função de produção (39) é condicionada às variáveis de estado (s). Variações em s causam um conjunto de mudanças em x^* , bem como na função $F(x^*, s)$. Segundo MUNDLAK (1988), esta é a principal diferença da análise convencional das funções de produção agregadas. Nesta última, mudanças nos preços dos produtos e dos fatores geram expansão do conjunto de pontos sobre determinada função de produção e são importantes na sua identificação. No modelo, mudanças nos preços geram não apenas mudanças nas quantidades de fatores e de produtos, mas também um novo conjunto de diferentes funções de produção.

A função de produção agregada pode ser vista como uma aproximação da equação (39), em forma específica. Para que a equação (39) se torne uma função de produção, x^* deve ser desconectado do vetor de variáveis de estado (s). Isso pode permitir uma discrepância entre o vetor de fatores de produção observados (x) e o ótimo (x^*), que gera

$$\sum y_j \cong F(x, s). \quad (40)$$

Segundo MUNDLAK (1988), $F(x, s)$ não necessariamente precisa ser uma função, dado que x pode ser alocado em várias técnicas, em um uso arbitrário. Somente quando uma forma de alocação conduzir ao nível ótimo dos fatores (x^*), uma única técnica será alcançada. Entretanto, quando for mantido o vetor de variáveis de estado (s) constante, a tecnologia implementada será

determinada. Conseqüentemente, a diferença entre x e x^* produzirá informações sobre a tecnologia.

Fuss, MacFadden e Mundlak (1978), citados por MUNDLAK (1988), mostraram que $F(x,s)$ pode ser expressa por uma função aproximada, representada por

$$g(x,s) = G(x^*,s) + B(x^*,x,s), \quad (41)$$

em que $G(x^*, s)$ e $B(x^*, x, s)$ são, respectivamente, o intercepto e a inclinação da função de produção.

Observa-se que $g(x,s)$ pode ser vista como uma função do tipo Cobb-Douglas (se as variáveis forem originalmente logaritmizadas), com a diferença de que os coeficientes são funções, e não constantes. À medida que x^* ou s variam, também variam G e B .

Como expôs MUNDLAK (1988), a discrepância entre os valores observados e os valores ótimos das quantidades é relevante na estimação da função $g(x, s)$. Esse erro poderá ocorrer quando as firmas determinarem $x^*(s)$, ou, ainda, pelo fato de o modelo simplificar a realidade. A discrepância pode ser vista estatisticamente como um ruído branco, e a estimação de $g(x,s)$ requererá a estimação de $G(x^*, s)$, o intercepto, e $B(x^*, x, s)$, a inclinação da função, que são funções em s e x^* .

O procedimento sugerido por MUNDLAK (1988) é considerar G e B como funções das variáveis de estado. Para ilustrar a especificação da aplicação empírica do modelo, MUNDLAK (1988) sugeriu que se considerasse a função de produção Cobb-Douglas com retorno constante à escala:

$$\ln x = G(s) + B(s) \ln k + u, \quad (42)$$

em que x é produtividade média do trabalho; k , razão capital/trabalho; $G(s)$, intercepto; e $B(s)$, elasticidade da produção em relação ao capital. A dependência

de Γ e B das variáveis de estado (s) é também descrita na forma linear nos parâmetros:

$$G = p_{00} + p_{01}s_1 + w_0, \quad (43)$$

$$B = p_{10} + p_{11}s_1 + w_1. \quad (44)$$

Combinando a equação (42) com a (44), tem-se:

$$\ln x = p_{00} + p_{10} \ln k + p_{11}s_1 \ln k + p_{01}s_1 + e, \quad (45)$$

em que $e = u + w_0 + w_1 \ln k$. Então, pode-se facilmente observar que, quando $s_1 = 0$, a equação (45) tornar-se-á uma função Cobb-Douglas. Se s_1 for igual a $\ln k$, uma função semelhante à translog será obtida. A diferença entre as duas formulações está na presença e na natureza das variáveis de estado (s).

Segundo CAVALLO e MUNDLAK (1982), quando a função de produção apresentar muitos insumos e muitas variáveis de estado, é provável que a equação (45) conterà um desconfortável grande número de variáveis para uma estimação direta. Alternativamente na estimação da equação (44), pode-se regredir a parcela de capital sobre as variáveis de estado. Na estimação dos coeficientes do intercepto (G) utiliza-se a diferença $\ln x - B \ln k$. As estimativas de G e B podem ser feitas simultaneamente.

O problema da estimação indireta, em que se usam as condições de primeira ordem, é que as estimativas são tendenciosas, ou seja, a elasticidade de produção (B) e a participação dos fatores são sempre iguais no ponto ótimo econômico, enquanto, na realidade, isso pode não ocorrer. Esse problema pode ser evitado se adicionar $\ln k$ na equação (44) como uma variável a mais, com um coeficiente p_{1k} (CAVALLO e MUNDLAK, 1982). Portanto, se S_k for a participação do capital na produção total, obter-se-á:

$$S_k = p_{10} + p_{11}s_1 + p_{1k} \ln k + w_1. \quad (46)$$

Portanto, o intercepto e a inclinação são obtidos da seguinte forma:

$$B = S_k - p_{1k} \ln k, \quad (47)$$

$$\ln x = G(s) + S_k(s) \ln k + u. \quad (48)$$

O modelo agora consiste em três equações: equação do intercepto (43), equação da parcela de participação do capital na produção (46) e equação de produtividade média do trabalho (48).

A principal característica do modelo, aqui adotado, é ter a produção como função não só dos insumos, mas também das variáveis de estado. O efeito líquido das variáveis de estado sobre a produtividade do trabalho é obtido pelo cômputo da elasticidade da produtividade média de trabalho, com respeito às variáveis de estado. Espera-se que um crescimento na produtividade média do trabalho esteja positivamente relacionado com todas as variáveis de estado e com fatores de produção.

As variáveis de estado, conforme apresentadas por MUNDLAK et al. (1989), são definidas em quatro categorias maiores: *restrições*, *incentivos*, *tecnologia disponível* e *ambiente* (físico e institucional). As variáveis de estado, do tipo *restrições*, referem-se, principalmente, às que envolvem o volume e a composição do estoque de capital. O volume desse estoque determina a escolha de técnicas mais (ou menos) intensivas em capital, para maior (menor) razão capital-trabalho. Espera-se que países com volume mais elevado do estoque de capital adotem técnicas mais produtivas em relação ao trabalho; a razão capital-trabalho é a variável a ser utilizada para captar esse efeito sobre a produção.

O estoque de capital humano também é uma variável que determina a produção e está relacionado com a tecnologia disponível. Admite-se que técnicas mais modernas requerem maior qualificação da mão-de-obra. Para captar esse efeito da tecnologia disponível sobre a produção, utiliza-se a variável produção potencial, formada pelos valores passados da produção agregada, que capta os efeitos líquidos das várias formas de capital humano, instituições e organizações, ou ainda mudanças tecnológicas de difícil mensuração direta.

Com relação à questão das variáveis de estado, do tipo *incentivos*, medidas diretamente relacionadas são dadas pelos preços setoriais. Os preços seriam medidas mais eficientes, se expressos pela demanda de produto e pela oferta de fatores. No entanto, como este estudo requer uma estrutura de detalhamento mais específica, há possibilidade de se utilizarem preços obtidos no bloco de preços, como fizeram MUNDLAK et al. (1989).

Para trabalhar a questão da inter-relação dos setores, embora este estudo seja de elevado grau de agregação, introduziu-se a parcela de participação do capital em cada setor, como variável de estado explicativa da tecnologia ou produção do outro setor, não explicitando a questão dos insumos intermediários. Nas variáveis de estado, referentes ao ambiente físico ou institucional, introduziram-se as que representam os efeitos das políticas macroeconômicas adotadas e que evidenciam o papel institucional do governo no sistema econômico. Essas variáveis são representadas pelos gastos do governo, pelo déficit público, pelo fluxo de capital e pela emissão monetária, os quais afetam, diretamente, a demanda agregada e, indiretamente, o nível da produção.

4.3. Resultados empíricos

As equações, estimadas para o intercepto e para inclinação da função de produção de cada setor, conforme expressões (42) e (43), são as seguintes.

Para o setor agrícola:

a) Inclinação da função de produção do setor agrícola, medida pela parcela de participação do capital no setor

$$B_1 = c(1) + c(2)\ln k_1 + c(3)\ln(P_1/P_3) + c(4)\ln C_g + c(5)B_2 + c(6)\ln MDP + c(7)\ln AC_1 + e_1. \quad (49)$$

b) Intercepto da função de produção do setor agrícola

$$G_1 = c(8) + c(9)\ln k_1 + c(10)\ln(P_1/P_3) + c(11)\ln C_g + c(12)G_2 + c(13)\ln MDP + c(14)\ln AC_1 + e_2. \quad (50)$$

c) *Identidade que indica a função de produção do setor agrícola na forma de uma função Coob-Douglas*

$$Y_1 = \exp [G_1 + (1 - B_1) \ln L_1 + B_1 \ln KF_1], \quad (51)$$

em que B_1 é inclinação da função de produção agrícola, que pode ser medida pela parcela de capital no produto setorial agrícola; k_1 , razão capital-trabalho agrícola; P_1/P_3 , preço do setor agrícola em relação ao preço do setor governo; C_g , consumo do governo como percentual do PIB; B_2 , inclinação da função de produção não-agrícola, que pode ser medida pela parcela de capital no produto setorial não-agrícola; MDP , monetização de déficit público; AC_1 , abertura comercial do setor agrícola; Γ_1 , intercepto da função de produção agrícola, que pode ser medida pelo resíduo da identidade da função de produção adotada; Γ_2 , intercepto da função de produção não-agrícola, medido similarmente ao agrícola; $c(i)$'s, parâmetros a serem estimados; e e 's, erros aleatórios. A produtividade média do trabalho é Y_1 , e L_1 e KF_1 são as dotações de trabalho e capital no setor agrícola, respectivamente.

Para o setor não-agrícola:

a) *Inclinação da função de produção do setor não-agrícola*

$$B_2 = c(15) + c(16)\ln k_2 + c(17)\ln(P_2/P_3) + c(18)\ln C_g + c(19)B_1 + c(20)\ln AC + e_3. \quad (52)$$

b) *Intercepto da função de produção do setor não-agrícola*

$$G_2 = c(21) + c(22)\ln k_2 + c(23)\ln(P_2/P_3) + c(24)\ln C_g + c(25) G_1 + c(26)\ln AC + e_4. \quad (53)$$

c) *Identidade que indica a função de produção do setor não-agrícola, na forma de uma função Coob-Douglas*

$$Y_2 = \exp [G_2 + (1 - B_2) \ln L_2 + B_2 \ln KF_2], \quad (54)$$

em que k_2 é a razão capital-trabalho não-agrícola; P_2/P_3 , preço do setor não-agrícola, em relação ao preço do setor governo; AC, abertura comercial; Y_2 , produtividade média do trabalho do setor não-agrícola; e L_2 e KF_2 , dotações de trabalho e capital no setor não-agrícola, respectivamente. As demais variáveis foram definidas anteriormente.

Como os dados que se referem a cada variável do modelo são relativos a séries de tempo no período de 1960 a 2001 da economia brasileira, faz-se necessário realizar testes de raiz unitária (ADF) e de co-integração (EG), da mesma forma como foi feito no capítulo anterior, para o modelo de taxa de câmbio real. Os resultados desses testes evidenciaram que todas as séries envolvidas nesse modelo eram não-estacionárias e integradas de ordem um, ou seja, conforme notação econométrica $I(1)$ (Apêndice B). Entretanto, de acordo com o teste EG (Engle-Granger), aplicado a cada uma das equações, as séries eram co-integradas, isto é, havia relações de longo prazo entre elas. Conforme explicitado em GUJARATI (2000), se as séries fossem co-integradas, os resultados da regressão poderiam não ser espúrios, e os testes t e F usuais seriam válidos para as variáveis em nível. Conforme observado por Granger, citado por GUJARATI (2000), “um teste para co-integração pode ser pensado como um pré-teste para evitar situações de ‘regressão espúria’”.

O modelo estimado, como visto, é formado por quatro equações estocásticas, sendo duas para o setor agrícola e duas para o não-agrícola. Em virtude da presença de variáveis endógenas explicativas nas equações, ele exibe um caráter simultâneo, em que na estimação dos parâmetros de uma equação devem-se levar em consideração as informações fornecidas pelas outras equações do modelo, formando um modelo de equações simultâneas.

Segundo KMENTA (1988), essas variáveis endógenas explicativas, geralmente, estão correlacionadas com o termo erro da equação na qual elas aparecem, o que inviabiliza a utilização do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A aplicação desse método em uma equação, ou no sistema, leva a estimativas não apenas viesadas, mas também inconsistentes (GUJARATI, 2000; KMENTA, 1988).

Ao utilizar um modelo de equações simultâneas, deve-se estar atento ao problema de identificação. Dessa forma, aplicou-se a condição de ordem na identificação, conforme sugerido por GUJATATI (2000) e KMENTA (1988), e concluiu-se que as equações eram sobreidentificadas.

Portanto, com vistas em equacionar os problemas relativos à correlação entre as variáveis endógenas explicativas, ao termo erro e à sobreidentificação das equações, adotou-se o método sistêmico de estimação de Mínimos Quadrados de Três Estágios (MQ3E), conforme sugerido por KMENTA (1988). Esse método, na primeira fase, estima todos os parâmetros do modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), em cada equação. Na segunda fase, reestima os parâmetros por MQO em cada equação, mas utiliza as estimativas da variável endógena explicativa. Na terceira e última fase, aplica-se o Método dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) no sistema de equações, utilizando a matriz de variância-covariância dos erros como ponderação, de forma a considerar a correlação entre os erros das diferentes equações, obtidos na segunda fase.

Devido à presença de extensivo número de variáveis explicativas nas equações, um problema de multicolineariedade é observado, o qual foi contornado pela exclusão das variáveis com elevado nível de correlação e que também não se mostraram significativas.

Os resultados da estimação indireta dos parâmetros da função de produção para o setor agrícola e para o não-agrícola, feitas por MQ3E, são apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 - Parâmetros estimados das funções de produção dos setores agrícola e não-agrícola brasileiro, 1960 a 2001

Variável	Setor agrícola		Setor não-agrícola	
	B_1	Γ_1	B_2	Γ_2
Constante	-9,22*** (-5,21)	17,10* (1,84)	0,41 (1,38)	-8,31*** (-3,40)
$\ln(P_1/P_3)$	0,15*** (3,14)	-0,76* (-1,71)	----	----
$\ln(P_2/P_3)$	----	----	-0,01 (-1,35)	0,37*** (2,73)
$\ln(C_g)$	0,79*** (6,55)	-4,13*** (-5,91)	-0,06** (-2,31)	0,46 (1,43)
$\ln(MDP)$	-0,21*** (-3,96)	2,27*** (4,32)	----	----
$\ln(AC_1)$	0,53*** (3,59)	-2,42** (-2,44)	----	----
$\ln(AC)$	----	----	-0,06*** (-3,20)	0,99*** (4,21)
$\ln(k_1)$	0,04 (0,62)	-0,07 ^a * (-1,74)	----	----
$\ln(k_2)$	----	----	0,09*** (4,92)	-0,12 ^b *** (-9,91)
B_1	----	----	0,03 (0,97)	----
B_2	4,76*** (4,10)	----	----	----
G_1	----	----	----	0,18*** (4,50)
G_2	----	0,15 (0,52)	----	----
R^2	0,84	0,90	0,65	0,94
$\bar{R}^2$	0,81	0,88	0,60	0,92
DW	1,53	1,30	1,32	1,36

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: B_1 = parcela de capital no produto do setor agrícola; B_2 = parcela de capital no produto do setor não-agrícola; G_1 = intercepto da função de produção do setor agrícola; G_2 = intercepto da função de produção do setor não-agrícola; P_1/P_3 = preço relativo dos produtos do setor agrícola; P_2/P_3 = preço relativo dos produtos do setor não-agrícola; C_g = consumo do governo; MDP = monetização do déficit público; AC_1 = abertura comercial do setor agrícola; AC = abertura comercial da economia; k_1 = razão capital trabalho do setor agrícola; k_2 = razão capital trabalho do setor não-agrícola. Estatística t entre parênteses.

^a Refere-se ao coeficiente de $(\ln k_1)^2$;

^b Refere-se ao coeficiente de $(\ln k_2)^2$;

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Observa-se que os coeficientes de determinação (R^2), nas equações de parcela de capital e intercepto do setor agrícola, foram 0,84 e 0,90, respectivamente, o que indica que o modelo proposto explica, satisfatoriamente, as variações na participação do capital e no intercepto da função de produção do setor agrícola. Entretanto, no setor não-agrícola, o coeficiente de determinação (R^2) foi relativamente baixo, na equação de parcela de capital, com um valor de 0,65, o que indica um ajustamento apenas razoável, já que apenas 65% das variações na participação do capital foram explicadas pelas variáveis independentes do modelo. A equação do intercepto do setor não-agrícola apresentou um coeficiente de determinação de 0,94, o que indica bom ajustamento.

Os testes t , de Student, dos coeficientes das variáveis foram, de modo geral, estatisticamente significativos a 1%, 5% e 10% de probabilidade, conforme pode ser observado na Tabela 6.

A estatística de Durbin-Watson (DW), referente à autocorrelação serial nos resíduos, foi inconclusiva nas equações de parcela de capital e intercepto do setor agrícola e na equação de parcela de capital do setor não-agrícola.

Os sinais dos coeficientes, estimados para a equação da parcela de participação do capital no setor agrícola, estão de acordo com o que preconiza a teoria do modelo econômico, com exceção do efeito da monetização do déficit público (MDP), que foi negativo.

Observa-se que níveis mais elevados de preços dos produtos agrícolas aumentaram a participação do capital nesse setor, como esperado. Maiores níveis de preço aumentaram a lucratividade e, por conseguinte, a capitalização do setor, o que favoreceu a maior utilização do capital na agricultura. O consumo do governo estava diretamente relacionado com a participação do capital no setor agrícola, pois o aumento nos gastos do governo elevou a demanda agregada da economia, com efeitos que se transferiram para o setor agrícola, pela elevação dos preços e da lucratividade. A maior abertura econômica do setor agrícola (AC_1) também impactou positivamente a participação do capital no setor, ao aumentar as exportações de *commodities* agrícolas e permitir maior acesso a

novas tecnologias, máquinas e equipamentos e insumos modernos, o que foi consistente com o que ocorreu na modernização da agricultura brasileira a partir da década de 70. Os fatores de produção, representados no modelo pela razão capital-trabalho (K_1/L_1), estavam relacionados positivamente com a participação do capital, o que condiz com uma elasticidade de substituição maior que um, conforme demonstrado por GARCIA e TEIXEIRA (1991) e TEIXEIRA (1991). Segundo esses autores, aumento na razão salário-preço do capital gerou aumento mais que proporcional na razão capital-trabalho; desse modo, aumento na participação do capital deu-se por meio da substituição de trabalho por capital. O coeficiente da variável parcela de capital do setor não-agrícola (B_2), incluída no modelo do setor agrícola para mensurar as inter-relações dos setores, mostrou que maior participação do capital no setor não-agrícola tendeu a influenciar, positivamente, a utilização do capital no setor agrícola. O elevado valor desse coeficiente (4,76), conforme pode ser observado na Tabela 6, destacou a magnitude desse efeito, que se transferiu do setor não-agrícola para o agrícola.

Na equação de parcela de participação do capital no setor não-agrícola, o sinal dos coeficientes estimados das variáveis mostrou pouco aderente à teoria do modelo. Os coeficientes das variáveis preço agregado do produto desse setor (P_2/P_3) e abertura comercial apresentaram sinais negativos, o que indica que essas variáveis de estado tenderam a influenciar negativamente a parcela do capital desse setor, ou seja, reduziu a participação do capital na produção. O sinal contrário apresentado pelo preço do setor não-agrícola pode estar ligado às fortes distorções causadas pelo elevado nível de inflação, as quais estiveram presentes em praticamente todo o período do estudo e tenderam a não sinalizar corretamente os setores mais atrativos, por meio do sistema de preços, o que inibiu o investimento em bens de capital. Quanto à abertura da economia (AC), que, em boa parte do período, esteve fechada ao comércio com o resto do mundo, só foi mais ampla a partir da década de 90. O sinal negativo dessa variável pode, em parte, ser justificado pela baixa concorrência com produtos tecnologicamente mais avançados e que requerem maior participação do fator capital.

Os coeficientes das demais variáveis, presentes na equação de participação do capital na produção do setor não-agrícola, apresentaram sinais coerentes com o esperado. O sinal positivo do coeficiente de consumo do governo (Cg) foi justificado pela importância dessa variável na composição da demanda agregada da economia, com efeitos positivos na produção e, por conseguinte, na participação do capital na produção do setor. O coeficiente da variável razão capital-trabalho (K_2/L_2), que representa os insumos produtivos no modelo, indicou que ocorreu substituição no processo produtivo de trabalho por capital, no setor não-agrícola. Ao compará-lo com o agrícola, foi possível verificar que a substituição de trabalho por capital ocorreu, de forma mais significativa, no não-agrícola, tendo em vista o resultado do teste de significância t , de Student, e a magnitude apresentada pelos coeficientes da variável razão capital/trabalho, em ambas as equações. A variável participação do capital do setor agrícola (B_1) foi incluída nessa equação para mensurar as inter-relações dos setores, o que indica relação direta entre participação do capital no setor agrícola e participação do capital no não-agrícola. Entretanto, diferentemente da equação do setor agrícola, essa relação do capital entre os setores não foi significativa para o não-agrícola, o que pode ser justificado pelo tamanho do agrícola (relativamente menor), em relação ao não-agrícola. Outra explicação é que o não-agrícola, especificamente o subsetor de máquinas e equipamentos, fornece bens de capital para os demais setores da economia, razão por que essa relação tende a ser mais significativa na direção da participação do capital do setor não-agrícola, influenciando a participação do capital no setor agrícola, embora o inverso não necessariamente possa acontecer.

A equação de participação do capital foi usada, no modelo, para estimar os valores anuais da participação do capital nos dois setores, agrícola e não-agrícola (B_1 e B_2). Esses valores foram introduzidos na equação da função de produção dos setores para obter, como resíduo, os valores dos interceptos (G_1 e G_2), que constituem as variáveis dependentes nessas equações. Portanto, as equações do intercepto mostraram apenas como as variáveis de estado afetaram os interceptos das funções de produção, e os resultados das estimativas dos

coeficientes dessas equações, apresentados na Tabela 6, não tiveram maiores significados, uma vez que se referiam aos efeitos das variáveis de estado sobre os termos constantes das funções de produção.

Entretanto, as variáveis de estado estão presentes nas duas equações, na que se refere à inclinação e na que se refere ao intercepto da função de produção, e, mais importante, podem não ser independentes. A mudança de uma variável de estado poderá afetar o valor de outras variáveis de estado, o valor da razão capital-trabalho e, principalmente, contribuir para a mudança tecnológica, conforme discutido anteriormente.

Portanto, o efeito da variável de estado sobre a produtividade média do trabalho indica o impacto usado para mensurar a mudança na tecnologia, que é feito por meio do cálculo da elasticidade da produtividade do trabalho, com respeito a cada uma dessas variáveis. Esses efeitos ocorrem no longo prazo e mostram como as firmas se deslocam entre funções de produção que co-existem e que permitem um processo de mudança tecnológica. O cálculo da elasticidade da produtividade média do trabalho, com relação a determinada variável de estado (s_i), foi obtido da seguinte forma:

$$\frac{\partial \ln Y_t}{\partial s_i} = \frac{\partial G_t}{\partial s_i} + \left(\frac{\partial B_t}{\partial \ln s_i} \right) \ln k_t. \quad (55)$$

Os valores calculados para as elasticidades da produtividade média do trabalho, com respeito a cada variável presente nas funções de produção dos setores agrícola e não-agrícola, são apresentados na Tabela 7. Optou-se por apresentar as elasticidades que levam em consideração o valor mínimo, máximo e médio da variável capital físico por trabalhador ($\ln k$), em cada setor, o que permite observar melhor a magnitude das elasticidades no período do estudo.

As elasticidades médias das variáveis presentes na função de produção do setor agrícola foram condizentes com o esperado. Todas as variáveis de estado, que, no modelo, contribuíram para a mudança tecnológica, foram positivamente relacionadas com a produtividade média do trabalho, o que indica presença de mudança tecnológica do tipo poupadora de mão-de-obra.

Tabela 7 - Sumário das elasticidades da produtividade média do trabalho nos setores agrícola e não-agrícola, Brasil, 1960 a 2001

Variável	Setor agrícola			Setor não-agrícola		
	Mínima	Média	Máxima	Mínima	Média	Máxima
P_1/P_3	0,516	0,558	0,587	----	----	----
P_2/P_3	----	----	----	-0,107	-0,104	-0,100
C_g	0,316	0,529	0,675	1,001	1,021	1,033
MDP	0,077	0,127	0,198	----	----	----
AC_1	0,652	0,772	0,854	----	----	----
AC	----	----	----	-0,007	0,003	0,012
k_1	0,118	0,133	0,154	----	----	----
k_2	----	----	----	1,461	1,489	1,506

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Elasticidades calculadas a partir dos coeficientes estimados das funções de produção dos setores agrícola e não-agrícola apresentados na Tabela 6. P_1/P_3 = preço relativo dos produtos do setor agrícola; P_2/P_3 = preço relativo dos produtos do setor não-agrícola; C_g = consumo do governo; MDP = monetização do déficit público; AC_1 = abertura comercial do setor agrícola; AC = abertura comercial da economia; k_1 = razão capital trabalho do setor agrícola; k_2 = razão capital trabalho do setor não-agrícola.

Já no setor não-agrícola, o preço agregado dos produtos desse setor apresentou elasticidade média com sinal negativo, o que indica relação inversa entre preços e produtividade média do trabalho, resultado estranhamente obtido, pelo fato de o setor não-agrícola ser mais dinâmico e de responder mais prontamente a estímulos de preços. Entretanto, da mesma forma como discutido na análise dos coeficientes estimados da equação de participação do capital no setor não-agrícola, o coeficiente dessa variável não foi estatisticamente significativo, e as elevadas taxas de inflação, observadas em grande parte do período, criaram distorções no mecanismo de ajuste por meio dos preços que podem ter distorcido os resultados. Com relação às demais elasticidades calculadas para esse setor, elas apresentaram sinais positivos, como esperado.

A magnitude dessas elasticidades indica, por exemplo, que aumentos de 1% nos preços dos produtos agrícolas, em média, elevaram em 0,558% a produtividade média do trabalho no setor agrícola. Portanto, destaca-se no setor

agrícola a influência da abertura comercial do setor (AC_1), com uma elasticidade média de 0,772, o que indica que uma elevação de 10% no nível de abertura comercial aumentaria a produtividade média do trabalho em 7,2%, o que demonstra a importância do setor externo para a mudança tecnológica da agricultura brasileira. A soja é um exemplo claro de produto agrícola que se beneficiou do mercado externo e que obteve avanços tecnológicos, a tal ponto de o Brasil ser o segundo maior produtor mundial e, também, de ter uma das mais elevadas produções por hectare cultivado.

A elasticidade média da variável consumo do governo (C_g), para o setor agrícola e, mais fortemente, para o setor não-agrícola, apresentou-se como fator de mudança tecnológica, em razão da importante participação dessa variável na composição da demanda agregada.

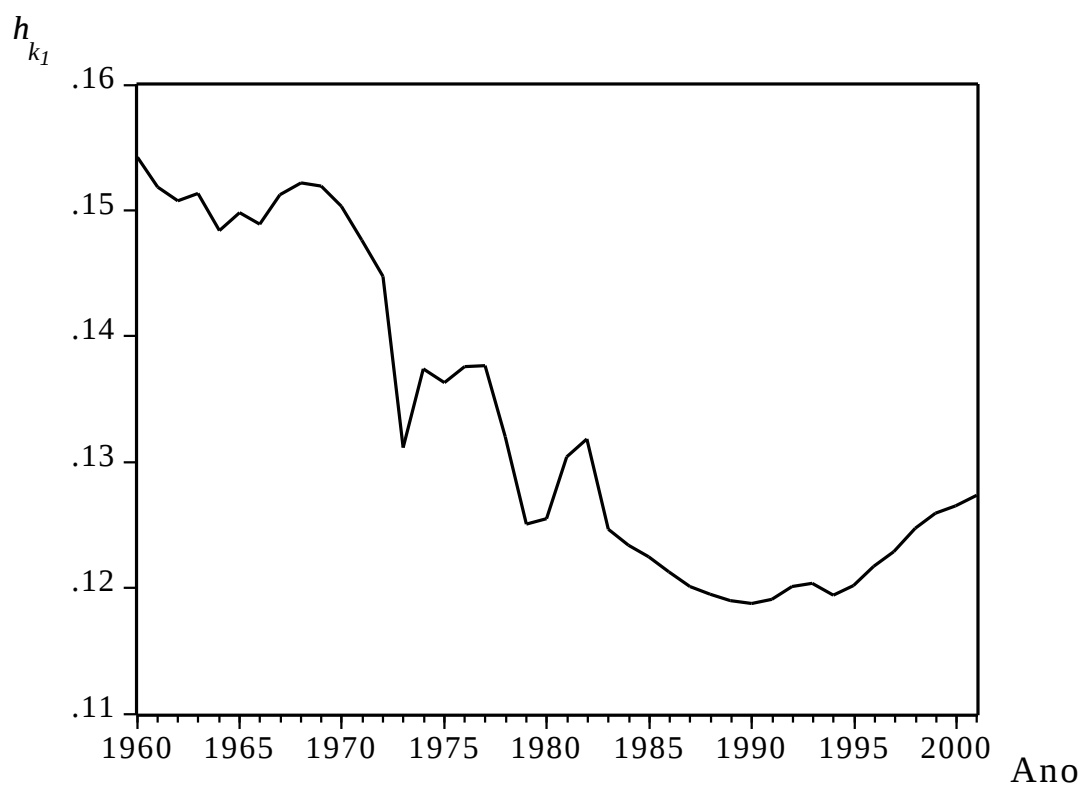
A variável razão capital/trabalho (k_1 e k_2) representa os fatores de produção. De acordo com o modelo adotado, o coeficiente estimado representa a inclinação da função de produção, sendo, portanto, responsável pelas mudanças ao longo da função. A elasticidade média dos setores agrícola e não-agrícola foram de 0,133 e 1,489, respectivamente, o que demonstra a importância do capital na determinação da produtividade do trabalho, principalmente no setor não-agrícola.

O setor não-agrícola tem o subsector da indústria como um de seus principais componentes e utiliza o capital de forma mais intensiva, razão pela qual é poupador de mão-de-obra.

Já o setor agrícola brasileiro pode ser dividido em dois subsectores: de produtos de exportação e de mercado doméstico. O primeiro pratica uma agricultura moderna e mais intensiva em capital, enquanto o segundo, uma agricultura considerada tradicional e intensiva em mão-de-obra. GARCIA e TEIXEIRA (1991) e TEIXEIRA (1991), ao realizarem estudo sobre a economia brasileira, constataram que a elasticidade da produtividade média do trabalho foi calculada para ambos os subsectores da agricultura, exportação e doméstico, sendo as elasticidades da produtividade média do trabalho da agricultura de exportação mais elevadas que as da agricultura doméstica.

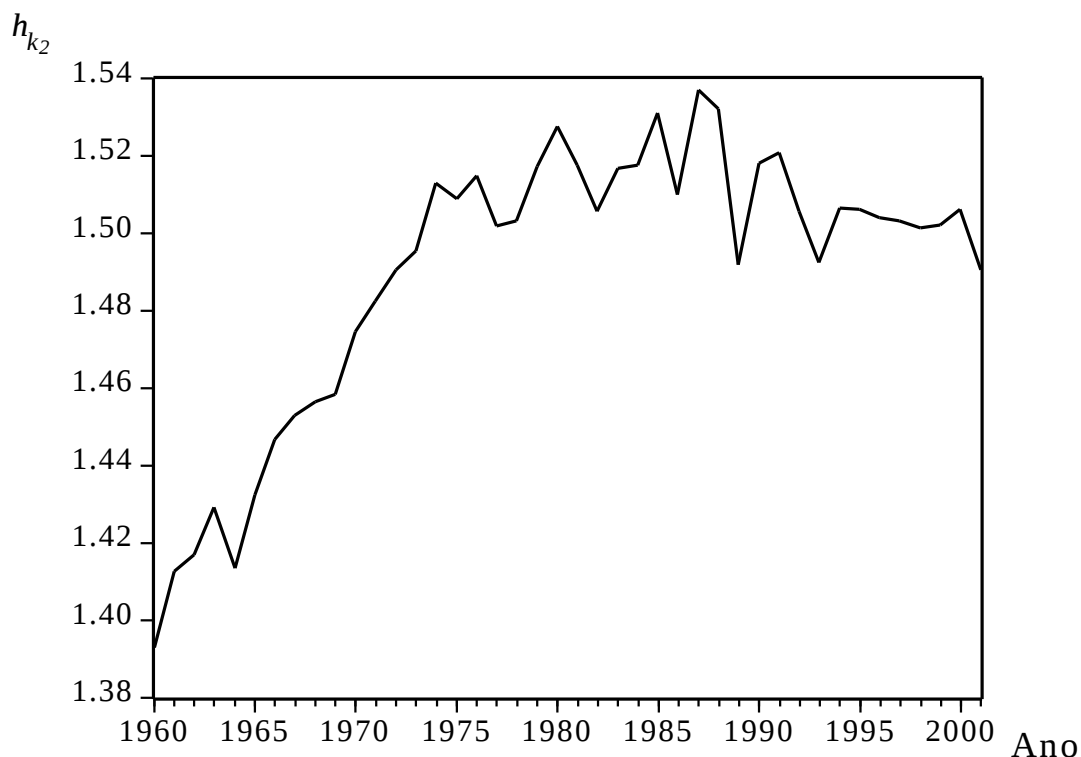
As Figuras 6 e 7 ilustram bem o desempenho da elasticidade da produtividade média do trabalho, com relação à razão capital-trabalho, dos setores agrícola (ϵ_{k1}) e não-agrícola (ϵ_{k2}), respectivamente, no período de estudo.

Observa-se que, no setor agrícola, a elasticidade média do trabalho, com relação à razão capital-trabalho (ϵ_{k1}), foi positiva, mas decrescente até a década de 90, quando houve pequena retomada ao crescimento (Figura 6). Entretanto, a variação no período foi pequena, visto que o valor máximo dessa elasticidade foi de 0,15 e o mínimo, de 0,12. O comportamento decrescente dessa elasticidade, até a década de 90, pode ser explicado pela crescente utilização de novas terras agricultáveis (expansão da fronteira agrícola), durante as décadas de 60 e 70, e pela estagnação e queda no produto do setor agrícola nos fins dos anos 80 e início dos anos 90. A descapitalização da agricultura, com menores investimentos em capital, nesse último período, contribuiu para o desempenho decrescente na elasticidade da produtividade média do trabalho, com relação à razão capital-trabalho no setor agrícola, como observado nesse período.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 6 - Elasticidade da produtividade média do trabalho, com relação à razão capital/trabalho do setor agrícola, Brasil, 1960 a 2001.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 7 - Elasticidade da produtividade média do trabalho, com relação à razão capital/trabalho do setor não-agrícola, Brasil, 1960 a 2001.

No setor não-agrícola, nas duas décadas em que a economia brasileira apresentou taxas de crescimento mais elevadas, ou seja, as décadas de 60 e 70, a elasticidade apresentou desempenho crescente, o que indica que sempre houve maior resposta da produtividade do trabalho à elevação da razão capital/trabalho. Os altos investimentos realizados, nesse período, em infra-estrutura e bens de capital na economia brasileira justificam o crescimento desse período. Entretanto, nas décadas consideradas perdidas, ou de baixíssimo crescimento econômico (80 e 90), o desempenho da elasticidade foi bastante irregular, com ciclos de baixos e altos, contudo, com tendência de longo prazo de estagnação, conforme pode ser observado na Figura 7. Esse desempenho, nessas duas décadas, pode ser explicado pelos desequilíbrios apresentados pela economia brasileira, como as

elevadas taxas de inflação, principalmente na década de 80, e os planos macroeconômicos mal sucedidos implementados para controlá-la. O problema da dívida externa, no início da década de 80, e a perda de confiança nas economias emergentes e portanto na brasileira, após as crises externas enfrentados por México (1995), pelos países asiáticos (1997) e pela Rússia (1998), e a crescente dívida interna brasileira, ao longo de toda a década de 90, afetaram o nível do investimento na economia brasileira e também explicaram a estagnação da produtividade média do trabalho nas décadas de 80 e 90.

5. CONSUMO, INVESTIMENTO E EXPORTAÇÕES LÍQUIDAS

A proposta deste capítulo é mostrar como os componentes da renda nacional, pelo lado do dispêndio - consumo, investimento e exportações líquidas, são modelados com o objetivo de obter as estimativas dos parâmetros necessários à simulação da economia brasileira, feita no capítulo 7.

De acordo com a tradicional identidade contábil da renda nacional, o valor do produto da economia é alocado em três componentes: consumo (privado e público), investimento (privado e público) e saldo líquido das transações com o exterior. Admite-se que o consumo e o investimento do governo sejam exógenos. Portanto, o consumo privado e o investimento privado são modelados, e o saldo das transações com o exterior é obtido pela diferença entre o produto e a soma do consumo mais o investimento. As exportações e importações podem ser obtidas, separadamente, por meio da equação que explica o grau de abertura comercial, discutida no capítulo 3. Nesse capítulo definiu-se a especificação desses modelos, bem como a aplicação empírica na economia brasileira, no período de 1960 a 2001.

5.1. Consumo privado

Nos estudos sobre crescimento econômico, as decisões de consumo e poupança são fundamentais para análise no longo prazo. A importância do consumo pode ser destacada pela sua participação na composição da renda. Segundo MANKIW (1998), em grande parte das economias, dois terços da renda são alocados para o consumo, e as suas variações são elementos-chave para explicar os picos de crescimento e as recessões.

A moderna análise de consumo e poupança foi iniciada por Keynes, que deu à função consumo um lugar de destaque na sua teoria das flutuações econômicas. Segundo SACHS e LARRAIN (1995), a função consumo foi a primeira tentativa formal de desenvolver um modelo que relacionava o consumo atual das famílias com a renda atual. Esse relacionamento pode ser expresso da seguinte forma:

$$C^p = a + cY, \tag{56}$$

em que C^p é consumo; Y , renda; e a e c , constantes que representam o consumo autônomo e a propensão marginal a consumir, respectivamente.

Essa função consumo contém as três propriedades postuladas por KEYNES (1982), quais sejam, a propensão marginal a consumir (c) situa-se entre 0 e 1, de modo que uma renda mais alta determina um consumo e também uma poupança maior; a propensão média a consumir é decrescente, ou seja, à medida que Y cresce, C/Y diminui; a taxa de juros não exerce papel importante na determinação do consumo e, portanto, não está incluída no modelo.

A análise keynesiana foi complementada pela abordagem intertemporal ao consumo e à poupança, desenvolvida por Irving Fischer. Nessa abordagem, afirma-se que as famílias dividem sua renda entre consumo e poupança, com o objetivo de atingir o máximo de utilidade possível. A escolha entre consumo e poupança é influenciada não apenas pela renda atual, como no modelo keynesiano, mas também pela renda futura esperada e pela taxa de juros.

A aplicação específica do modelo intertemporal de consumo e poupança, de Fischer, originou o modelo do ciclo de vida, de Modigliani. Segundo SACHS e LARRAIN (1995), a característica especial deste modelo é a ênfase no padrão regular de renda, no decorrer da vida da maioria das famílias. Como as famílias querem manter um padrão de consumo nivelado, despoupam quando jovens (quando a renda é mais baixa ou zero), poupam durante os anos produtivos (paga dívidas contraídas anteriormente e acumula riqueza), e despoupam quando ficam idosas. Nesse modelo, o consumo agregado depende tanto da renda quanto da riqueza. Na aplicação empírica do modelo de ciclo de vida, feita por Ando e Modigliani (1963), citados por SACHS e LARRAIN (1985), utilizou-se a seguinte formulação:

$$C^P = c_1 Y_d + k_1 W, \quad (57)$$

em que Y_d é renda disponível; W , riqueza financeira das famílias; c_1 e k_1 , propensão marginal a consumir a renda e a riqueza das famílias, respectivamente.

Segundo SACHS e LARRAIN (1995), as evidências empíricas apóiam várias implicações básicas do modelo do ciclo de vida, como, por exemplo, o fato de que a propensão marginal a consumir varia durante o ciclo de vida; entretanto, apresentam também algumas incoerências. As famílias realmente poupam mais nos anos produtivos do que quando são muito jovens ou velhas. Ao mesmo tempo, as pessoas idosas não despoupam muito, mantendo seus ativos intactos e, eventualmente, transferindo esses ativos aos seus herdeiros, em vez de consumi-los em vida. Portanto, não consumir completamente a riqueza é uma das incoerências da lógica do modelo de ciclo de vida.

O modelo da renda permanente, desenvolvido por Milton Friedman, também é uma aplicação da abordagem intertemporal (MANKIW, 1998). Baseia-se na observação de que as famílias preferem um padrão estável de consumo; como a renda pode sofrer flutuações de um período para outro, não é a renda atual que determina o consumo, mas sim a permanente, sendo esta um tipo de média da renda atual e da renda futura esperada. Caso haja redução temporária de

renda, a permanente alterar-se-á pouco e o consumo não cairá muito. Como o consumo diminuirá pouco, por causa de um declínio na renda atual, a poupança cairá. No caso de redução permanente na renda, o consumo cairá aproximadamente no mesmo valor da redução, e a poupança não mudará no mesmo valor. Como não se pode prever, com certeza, o valor da renda futura, a determinação das expectativas é uma questão crucial na aplicação do modelo de renda permanente.

Na breve referência aos trabalhos de Keynes, Fisher, Modigliani e Friedman, observa-se a progressão de concepções sobre o comportamento das famílias em relação ao consumo privado. Keynes postulou que o consumo depende, principalmente, da renda atual. Os demais, a partir do trabalho de Fisher, argumentaram que as famílias entendem que enfrentam uma decisão intertemporal. Portanto, a função consumo privado torna-se mais complexa do que a proposta por Keynes. Conforme citado por SIMONSEN e CYSNE (1995) e MANKIW (1995), trabalhos mais recentes sugerem que a função consumo privado seja função da renda disponível, da taxa de juros real e da riqueza. Assim, a expressão da função consumo, na forma de uma função implícita, é dada por

$$C^p = C^p(Y_d, r, W), \quad (58)$$

em que C^p é consumo privado; Y_d , renda disponível; r , taxa de juros real, e W , riqueza (ativos do setor privado).

A literatura econômica ainda não apresentou resultados conclusivos sobre a relação entre consumo e taxa de juros, o que reforça a hipótese de que o consumo não seja essencialmente uma função da taxa de juros, similarmente ao observado por Keynes, mas sobretudo uma função da renda.⁶

Em relação à riqueza, espera-se que o consumo seja crescente com esta, o que reflete a idéia de que as famílias desejarem consumir sua riqueza com o

⁶ Discussão mais detalhada sobre a função consumo pode ser obtida em SIMONSEN e CYSNE (1995), MANKIW (1995), ARGY (1994), KEYNES (1982), DORNBUSCH e FISCHER (1982) e BRANSON (1972).

passar dos anos, conforme modelo de Ando e Modigliani, citados por SACHS e LARRAIN (1998). Embora existam argumentos de que haja diferenças no comportamento relacionado com consumo conforme a idade, em que as pessoas mais idosas despovam menos com a intenção, por exemplo, de transferir heranças aos herdeiros, o raciocínio comum dos textos macroeconômicos é dirigido para a relação positiva entre riqueza e consumo privado.

5.2. Investimento privado

O investimento é o componente mais instável da identidade da renda nacional, visto que flutua bem mais do que o consumo. De acordo com os modelos que o explicam, vistos na seção anterior, as famílias que procuram a otimização da satisfação nivelam o consumo no tempo. Entretanto, as empresas, ao buscarem a otimização, têm menos motivos para nivelar os gastos com investimentos. KEYNES (1982), na *Teoria Geral*, afirmou que as grandes flutuações dos gastos com investimentos é que geram o ciclo de negócios.

A instabilidade do investimento, ainda segundo o pensamento keynesiano, é fruto das incertezas que provêm das mudanças de expectativas. Essas mudanças estão baseadas em evidências sobre as condições do negócio e sua taxa de retorno esperada, alterações tecnológicas, mudanças no comportamento do consumidor, ambiente macroeconômico e institucional ou, simplesmente, devido a uma onda de otimismo ou pessimismo na economia, sem nenhum motivo aparente. Portanto, quanto maior e melhor forem as expectativas de retorno ao investimento, maior tenderá a ser o nível de investimento privado.

A definição clássica de investimento, conforme DORNBUSCH e FISCHER (1991), é que este é o gasto destinado ao aumento ou à manutenção do estoque de capital. Nas contas nacionais, os gastos com investimento são divididos em três categorias. A primeira é o investimento em capital fixo das empresas, que consiste em gastos das empresas em máquinas, equipamentos e estrutura física e contribui para a maior parte do investimento. A segunda é o

investimento residencial, que consiste, na sua maioria, em investimento habitacional. A terceira é o investimento em estoques feito pelas empresas.

Para cada uma dessas categorias há diferentes modelos desenvolvidos que as explicam⁷. Entretanto, as teorias são essencialmente similares, dividindo uma visão comum da interação entre estoque de capital desejado e taxa à qual a economia se ajusta (DORNBUSCH e FISCHER, 1991). Assim, neste estudo, o investimento privado é, de forma agregada, aquele realizado pelas empresas para ampliação ou manutenção do estoque de capital fixo.

Uma diferença que se aplica a todos os tipos de investimento é entre o investimento bruto e o líquido. A maioria dos tipos de capital tende a sofrer um desgaste com o correr do tempo, processo conhecido como depreciação do capital. Para determinado investimento total na economia, uma parte serve para repor o capital em depreciação e o resto, para aumentar o estoque de capital. O total de investimento é o bruto, e a parte do investimento que aumenta o estoque de capital é o líquido. Portanto, o investimento bruto é igual ao líquido mais a depreciação do capital.

A abordagem neoclássica desenvolvida para explicar o investimento em capital fixo pelas empresas parte do princípio de que as empresas usam capital, juntamente com trabalho, para produzir bens e serviços, com o objetivo de maximizar o lucro. Na decisão de quanto capital usar na produção, as empresas têm de balancear a contribuição que mais capital traria aos seus retornos em relação ao custo de utilização deste. Portanto, segundo essa abordagem, o produto marginal do capital é definido como o aumento na produção pelo uso de uma unidade a mais de capital na produção. O custo de utilização do capital é o custo de utilização de uma unidade a mais de capital na produção.

Para derivar o custo do capital, deve-se pensar na empresa que obtém um financiamento para a compra do capital e, assim, paga um custo por isso, que corresponde ao juro sobre o capital. Para obter os serviços de uma unidade extra de capital, em cada período, a empresa deve pagar o juro para cada unidade

⁷ Esses modelos podem ser vistos, com detalhes, em DORNBUSCH e FISCHER (1991), MANKIW (1995) e SACHS e LARRAIN (1995).

monetária de capital que for comprada. Portanto, a medida básica do custo de uso do capital é a taxa de juros.

Ao decidir sobre o volume de capital a ser utilizado na produção, as empresas comparam o valor do produto marginal do capital com o custo de utilização ou uso do capital. Para uma empresa competitiva, o valor do produto marginal do capital é igual ao preço da produção vezes o produto marginal do capital. Quando o valor do produto marginal do capital estiver acima do custo de utilização, a empresa aumentará seu estoque de capital. Portanto, continuará investindo até que o valor da produção, por meio do aumento de uma unidade a mais de capital, seja igual ao custo de utilização deste capital. Em equilíbrio, tem-se que o valor do produto marginal do capital será igual ao custo de utilização do capital, o qual, por sua vez, será igual à taxa de juros.

Esse modelo simples mostra porque o investimento depende da taxa de juros. Um aumento na taxa de juros real aumentará o custo do capital; portanto, reduzirá tanto o lucro decorrente da posse do capital como o incentivo para aumentar o estoque de capital. De forma análoga, redução na taxa de juros real implicará redução no custo do capital e incentivo ao investimento.

Além dos efeitos das expectativas de retorno ao investimento e da taxa de juros, a literatura econômica aponta outras fontes de influência na decisão de investir, como a aceleração da mudança na produção, o investimento do setor público e os impostos.

O efeito da aceleração da mudança na produção é derivado do modelo do acelerador do investimento, que, segundo SACHS e LARRAIN (1995), baseia-se na idéia de que há relação estável entre o estoque desejado de capital e o nível de produção. Nessa hipótese, o investimento é proporcional à alteração da produção; portanto, o investimento aumentará quando a produção estiver acelerada. Essa relação pode ser expressa por uma forma algébrica bastante simples, em que o investimento é dado por

$$I^p = h(Y_t - Y_{t-1}), \quad (59)$$

em que I^p é investimento, igual ao aumento do estoque de capital, e $Y_t - Y_{t-1}$, variação no produto. Portanto, o investimento é proporcional à alteração na produção.

O investimento do setor público também é fator determinante do investimento privado, à medida que o investimento público, principalmente em infra-estrutura e pesquisa, provocar efeito positivo na produtividade do investimento privado. O investimento público gera, portanto, externalidade positiva sobre o investimento privado; assim, espera-se relação direta entre o investimento público e o privado (TEIXEIRA e MARTIN, 1988; GARCIA e TEIXEIRA, 1991; TEIXEIRA, 1991).

As empresas estão sujeitas a vários impostos que afetam a decisão ótima de investir. Estudo clássico de JORGENSEN e HALL (1967) mostrou o efeito dos impostos sobre a decisão de investir, indicando que maior carga de impostos tende a reduzir o investimento. Entretanto, esses mesmos impostos poderão, indiretamente, dar origem a investimentos privados, se forem usados para financiar gastos públicos que aumentem a produtividade do investimento.

Pode-se expressar algebricamente, na forma de uma função genérica, a função investimento de acordo com os fatores determinantes deste, na seguinte forma:

$$I^p = I^p(r, r_p^e, DY, I^g), \quad (60)$$

em que I^p e I^g são investimentos privados e do governo, respectivamente; r , taxa de juros real; r_p^e , taxa de retorno esperada ao capital privado; e DY , variação no produto da economia.

5.3. Exportações líquidas

Conforme citado na introdução deste capítulo, o produto da economia, pela ótica da despesa, é formado por três componentes: consumo (privado e público), investimento (privado e público) e saldo líquido das transações com o

exterior, sendo o consumo e o investimento do governo determinados fora do modelo. Portanto, pode-se representar a despesa da economia pela seguinte identidade básica da renda nacional:

$$Y = C^p + C^g + I^p + I^g + X - M, \quad (61)$$

em que Y é produto de bens e serviços da economia; C^p , consumo privado; C^g , consumo do governo; I^p , investimento privado; I^g , investimento do governo; X , exportação de bens e serviços; e M , importação de bens e serviços.

A soma dos quatro primeiros componentes, do lado direito da identidade (61), é a despesa interna em bens e serviços e os dois últimos, exportações líquidas ($NX = X - M$).

A identidade contábil da renda nacional (61) mostra como se relacionam as despesas com o produto da economia, a despesa interna e as exportações líquidas. Portanto, ao rearranjar os termos dessa identidade, tem-se:

$$NX = Y - (C^p + C^g + I^p + I^g). \quad (62)$$

Se o produto exceder a despesa interna, a diferença será exportada, sendo as exportações líquidas positivas. Se o produto for inferior à despesa interna, a diferença será importada, e as exportações líquidas terão valor negativo.

No modelo adotado, as exportações líquidas são obtidas do resíduo da identidade da renda nacional, como dado pela expressão (62), sendo o consumo e o investimento do governo obtidos exogenamente. A determinação do consumo privado e do investimento privado será feita conforme discutido nas seções anteriores deste capítulo.

Para decompor as exportações líquidas em seus componentes (exportações e importações), a equação que determina o grau de abertura comercial (AC) é escrita da seguinte forma:

$$AC = \frac{(X + M)/2}{Y}. \quad (63)$$

Portanto, as exportações e importações são obtidas pelas seguintes relações:

$$X = NX/2 + AC^*Y. \quad (64)$$

$$M = X - NX. \quad (65)$$

5.4. Aplicação empírica

O modelo proposto para estudar a renda nacional da economia brasileira, pelo lado do dispêndio, no período de 1960 a 2001, segue o padrão keynesiano e é formado pela função consumo privado (58), pela função investimento privado (60) e pela identidade básica da renda (61). O modelo, portanto, consiste de três equações, sendo duas estocásticas e uma identidade, com três variáveis endógenas – o consumo privado, o investimento privado e a renda. As demais são exógenas.

Na definição do formato explícito das funções estimadas, foram realizados testes de estacionariedade e de co-integração, como nos capítulos anteriores. O resultado do teste de raiz unitária (ADF) indica que todas as variáveis presentes no modelo são integradas de ordem um, ou seja, $I(1)$. Já o teste de co-integração (EG), realizado no resíduo das equações estimadas, indica que há equilíbrio de longo prazo entre as variáveis dessas equações. Os resultados desses testes são apresentados nos Apêndices B e C.

Entretanto, a presença de co-integração, que indica um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis endógenas e predeterminadas, nada revela sobre o comportamento de curto prazo entre as variáveis, podendo haver desequilíbrios. Portanto, um mecanismo de correção de erro (MCE) é usado para ligar o comportamento de curto prazo com o de longo prazo. Esse procedimento, usado na equação de consumo privado e na de investimento privado, segue a metodologia de Engle-Granger, conforme descrito em GUJARATI (1999).

A presença da renda, como variável endógena explicativa, poderá causar um viés de simultaneidade quando o modelo for estimado por Mínimos

Quadrados Ordinários (MQO). Isso ocorre porque a variável endógena explicativa pode estar correlacionada com o termo erro nessa equação, o que leva a estimadores inconsistentes. O teste de especificação de simultaneidade de Hausman, conforme indicado por GUJARATI (2000), realizado nas duas funções estocásticas do modelo, indicou ausência de simultaneidade. Portanto, o método de estimação usado foi o dos mínimos quadrados ordinários (MQO), aplicados em cada equação, o qual produziu estimadores consistentes e eficientes.

O modelo proposto, pelo qual a função consumo privado e a função investimento privado foram estimadas, é o seguinte:

$$D(C^p/N) = a_0 + a_1D(Y/N) + a_2D(Y/N*S_L) + a_3D(Y/N*C_g) + \\ + a_4D(r) + a_5D(TrD/N) + a_6MCE_1 + e_1, \quad (66)$$

$$D(I^p/N) = b_0 + b_1D(r_{p(-2)}^e) + b_2D(r_{(-1)}) + b_3(Y/N) + \\ + b_4D(I^g/N_{(-1)}) + b_5D(TrT/N) + b_6MCE_2 + e_2, \quad (67)$$

em que D é operador de diferença; C^p/N , consumo privado per capita; Y/N , renda per capita; S_L , parcela do trabalho na renda; C_g , parcela do consumo do governo na renda; r , taxa de juros real; TrD/N , tributo direto per capita; I^p/N , investimento privado per capita; $r_{p(-2)}^e$, taxa de retorno do investimento privado, defasado em dois anos; $r_{(-1)}$, taxa de juros real, defasada em um ano; $I^g/N_{(-1)}$, investimento do governo per capita, defasado em um ano; TrT/N , tributo total (tributos diretos mais indiretos) per capita; MCE_1 e MCE_2 , erros defasados, em um ano, das estimativas das equações de consumo privado e investimento privado, respectivamente, conforme mecanismo de correção de erros; a 's e b 's, parâmetros estimados; e_1 e e_2 , erros aleatórios. As variáveis são descritas, em detalhes, no Apêndice A.

O resultado da estimação dos parâmetros da função consumo é apresentado na Tabela 8. Como pode ser observado, o modelo apresenta bom ajustamento aos dados. O coeficiente de determinação (R^2), no valor de 0,75, indica que 75% das variações no consumo per capita no Brasil, no período do estudo, são explicadas pelas variáveis predeterminadas incluídas no modelo. A

estatística F foi significativa a 1%, o que demonstra que ao menos uma das variáveis predeterminadas foi estatisticamente diferente de zero, e o teste de Durbin-Watson (DW) não foi conclusivo quanto à presença ou ausência de correlação serial nos resíduos.

Na função consumo, optou-se por modelar a influência da renda no consumo, ou seja, a propensão marginal a consumir, levando em consideração a influência da participação do consumo do governo na renda e a participação do trabalho na renda, como feito por MUNDLAK et al. (1989). Nessa modelagem, haverá variação na propensão marginal a consumir da renda per capita, caso se alterem as parcelas do consumo do governo e do trabalho na renda total. Já a variável que representa a riqueza, medida pelo estoque de capital per capita da economia, não foi significativa, além de apresentar correlação elevada com a variável renda per capita, razão por que não foi incluída na função.

Conforme Tabela 8, os resultados empíricos da função consumo mostram que a propensão marginal a consumir da renda per capita variará, positivamente, com a parcela do trabalho na renda ($Y/N*S_L$) e, inversamente, com a parcela do consumo do governo na renda ($Y/N*C_g$). A parcela da renda do trabalho na renda per capita, ou seja, o salário per capita, elevará a propensão marginal a consumir, devido, principalmente, à baixa renda per capita de grande parte da população brasileira. Portanto, a elevação na renda per capita será quase totalmente direcionada ao consumo, e parcela menor, à poupança. O consumo do governo tenderá a elevar-se a partir de maiores níveis de impostos, ou de maiores taxas de juros, devido à necessidade do governo de financiar seus gastos, com efeitos significativos na redução do consumo. A significância estatística dos coeficientes estimados dessas variáveis confirma essa hipótese.

Tabela 8 - Estimativa dos coeficientes da função consumo privado no Brasil, 1960 a 2001

Variável	Coeficiente	Estimativa
<i>Constante</i>	a_0	6,95 (0,37)
$D(Y/N)$	a_1	0,63 (6,43)***
$D(Y/N * C_g)$	a_2	-1,34 (-3,40)***
$D(Y/N * S_L)$	a_3	0,47 (2,10)**
$D(r)$	a_4	-3,73 (-2,97)***
$D(TrD/N)$	a_5	0,65 (1,62)
MCE_1	a_6	-0,72 (-4,25)***
$PMgC$ Média	$a_1 + a_2 \bar{C}_g + a_3 \bar{S}_L$	0,56
R^2	0,75	
$\bar{R}^2$	0,70	
F	16,66***	
DW	1,38	

Fonte: Dados da pesquisa.

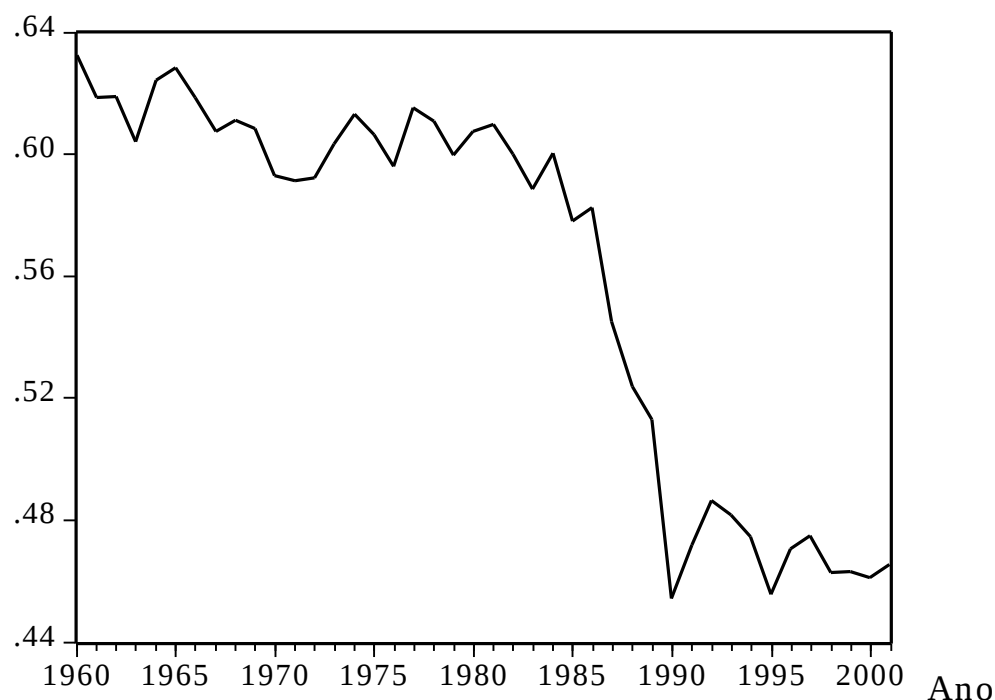
Nota: A variável dependente é o consumo privado per capita, $D(C^p/N)$; $Y/N * C_g$ = consumo do governo per capita; $Y/N * S_L$ = salário real per capita; r = taxa de juros real; TrD/N = tributo direto per capita; MCE_1 = mecanismo de correção de erro; $PMgC$ = propensão marginal a consumir. Estatística t entre parênteses.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

O valor médio da propensão marginal a consumir ($PMgC$), de 0,56, foi obtido a partir dos valores médios das variáveis parcela de trabalho e parcela do consumo do governo na renda (0,223 e 0,134, respectivamente), o que indica que aumento de R\$ 1,00 na renda per capita, no Brasil, elevaria o consumo privado em R\$ 0,56 (Tabela 8). O desempenho da propensão marginal a consumir da renda per capita no Brasil, no período estudado, pode ser observado na Figura 8. Nota-se que o valor da propensão a consumir teve tendência constante em torno de 0,62, até o início da década de 80, período caracterizado pelo crescimento econômico no Brasil. É bom destacar que a propensão marginal a consumir, semelhante ao consumo privado, tendeu a ter certa estabilidade ao longo do tempo, em virtude de ele se alterar somente devido a mudanças expressivas no

comportamento do consumidor, ao destinar parcela de sua renda para o consumo presente ou para o consumo futuro, ou seja, para poupar.

$PMgC$



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 8 - Propensão marginal a consumir da renda per capita no Brasil, 1960 a 2001.

A queda acentuada na $PMgC$ na década de 80, portanto, é reflexo de uma combinação de fatores econômicos que, certamente, afetaram a decisão do consumidor, como queda na renda em virtude da forte recessão, da crise cambial e da dívida externa, que levaram à desvalorizações no câmbio, e, principalmente, elevadas taxas de inflação, em um processo claramente hiperinflacionário, que, conjuntamente com os diversos planos e congelamentos de preços mal sucedidos, fizeram com que as famílias buscassem nas operações de curto prazo, como troca

da moeda nacional por dólares americanos, aplicações diárias em fundos de curtíssimo prazo e outras, objetivando proteger a renda real.

Cabe destacar que o valor mais baixo da propensão marginal a consumir da renda per capita, estimada pela função consumo, ocorreu com o confisco de liquidez na economia brasileira, realizado no Plano Collor I, no ano de 1990 (Figura 8). Um crescimento nessa propensão foi observado no início da década de 90, o qual pode ser explicado pelo fim do confisco de liquidez, entretanto, não foi sustentado, caindo em seguida e elevando-se novamente após a estabilização dos preços obtida com o Plano Real em 1994, mas sem retornar aos patamares dos anos 70. Com a estabilização dos preços, o imposto inflacionário deixou de existir, permitindo elevação da renda e, por conseguinte, o consumo da classe de renda mais baixa. Entretanto, a partir de 1997, a propensão marginal a consumir voltou novamente a decrescer, o que pode ser justificado pelo aumento da carga tributária, como necessidade de ajuste fiscal nas contas do governo.

O coeficiente estimado da variável taxa de juros real (r) foi significativo a 1% e apresentou sinal negativo coerente com a teoria. A significância estatística mostra a importância da taxa de juros real na determinação do consumo agregado na economia brasileira, o que corrobora com o pensamento neoclássico para a função consumo. A elevação da taxa de juros real encareceu o crédito ao consumidor, com impactos no consumo, e elevou o rendimento das aplicações financeiras, desviando recursos do consumo e do setor produtivo para o sistema financeiro da economia.

O coeficiente da variável tributo direto per capita (TrD/N) não apresentou sinal coerente com o esperado, o que indica relação direta entre esse tributo e o consumo privado per capita. Entretanto, esse coeficiente não foi significativo, conforme teste t (Tabela 8), sendo, portanto, estatisticamente igual a zero.

O mecanismo de correção de erro foi incluído na função, com vistas em corrigir os desequilíbrios de curto prazo, de acordo com a metodologia de séries temporais, de Engle-Granger. O termo de correção de erro (MCE_1) foi estatisticamente significativo a 1% e apresentou sinal negativo (Tabela 8). O

sinal negativo, associado ao termo de correção de erro (MCE_1), sugere que, se o valor do consumo privado per capita ultrapassar seu nível de equilíbrio de longo prazo (no período anterior), deveria cair em direção a esse nível de equilíbrio no período corrente. Isso quer dizer que o consumo privado per capita convergiu para o equilíbrio de longo prazo após a ocorrência de um choque, a uma velocidade média de 0,72 por ano, ou seja, a correção anual causada no consumo privado per capita em direção ao equilíbrio de longo prazo foi de, aproximadamente, 72% por período.

Com base em Castro e Cavalcante (1997), citados por ALMEIDA e BACHA (1998), pode-se ainda ter a seguinte interpretação para o coeficiente associado ao termo de correção de erro: um desvio de 10%, em determinado período, em relação aos valores de equilíbrio de longo prazo das variáveis consumo privado per capita, renda per capita, taxa de juros real e tributos diretos per capita, produziria (no período seguinte) uma variação compensatória no valor do consumo privado per capita de, aproximadamente, 7,2%. Portanto, percebe-se que as variáveis predeterminadas na função consumo privado poderiam ainda produzir efeitos sobre o consumo privado per capita no curto prazo, embora de forma indireta, por meio do mecanismo de correção de erros.

O resultado da estimação dos parâmetros da função investimento privado per capita é apresentado na Tabela 9. Como pode ser observado, o modelo apresenta bom ajustamento aos dados. O coeficiente de determinação (R^2), no valor de 0,70, indicou que 70% das variações no investimento privado per capita no Brasil, no período em estudo, foram explicadas pelas variáveis predeterminadas incluídas no modelo. A estatística F foi significativa a 1%, o que demonstra que ao menos uma dessas variáveis foi estatisticamente diferente de zero, e o teste de Durbin-Watson (DW), que não existia correlação serial nos resíduos.

Tabela 9 - Estimativa dos coeficientes da função investimento privado no Brasil, 1960 a 2001

Variável	Coeficiente	Estimativa
<i>Constante</i>	b_0	-2,82 (-0,20)
$D(r_{p(-2)}^e)$	b_1	17,74 (1,62)
$D(r_{(-1)})$	b_2	-2,33 (-2,58)***
$D(Y/N)$	b_3	0,35 (4,96)***
$D(I^g/N_{(-1)})$	b_4	0,82 (1,89)*
$D(TrT/N)$	b_5	-0,13 (-0,94)
MCE_2	b_6	0,29 (2,10)**
R^2	0,70	
$\bar{R}^2$	0,64	
F	11,90***	
DW	2,14	

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: A variável dependente é o investimento privado per capita, $D(I^p/N)$; $r_{p(-2)}^e$ = taxa de retorno ao capital do setor privado defasado em dois períodos; $r_{(-1)}$ = taxa real de juros defasada em um período; Y/N = renda per capita; $I^g/N_{(-1)}$ = investimento do governo per capita defasado em um período; MCE_2 = mecanismo de correção de erro. Estatística t entre parênteses.

* significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%.

A variável taxa real de juros (r), que apresentou melhor ajustamento quando foi defasada em um ano, apresentou coeficiente com sinal negativo, o que indica relação inversa com o investimento privado per capita, como esperado. Como descrito no desenvolvimento do modelo teórico, a taxa de juros foi a principal variável na determinação do investimento; no equilíbrio, o seu valor representou o produto marginal do capital igual ao custo do capital. O resultado empírico confirma a importância da taxa de juros na determinação do investimento, tendo em vista a significância do parâmetro estimado (Tabela 9).

A variação na renda per capita que determinou o efeito acelerador do investimento, conforme descrito na sessão anterior, não foi significativa na determinação do investimento privado. Portanto, com vistas em analisar o efeito da renda sobre o investimento, utilizou-se a variável renda per capita

contemporânea como variável endógena explicativa. O coeficiente dessa variável apresentou sinal condizente com a teoria, o que indica relação direta entre renda e investimento privado. Esse coeficiente foi estatisticamente significativo a 1%.

O efeito do investimento do governo ($I^g/N_{(-1)}$) na determinação do investimento privado, que gera externalidades positivas e que eleva a produtividade na economia, foi incluído na função investimento privado defasado em um ano. Essa defasagem indica que o investimento público em obras de infra-estrutura (estradas, portos, energia e outros) impactou o investimento privado um ano após a sua realização, ou seja, o incentivo ao investimento privado, devido a essa externalidade, ocorreu um ano após a realização do investimento público. Conforme Tabela 9, o coeficiente estimado dessa variável apresentou sinal positivo, o que indica relação direta entre investimento do governo e investimento privado, e foi significativamente diferente de 0, a 10% de significância.

A variável taxa de retorno esperada ($r_{p(-2)}^e$) ao investimento privado total (setor agrícola mais setor não-agrícola) ficou defasada em dois anos, em virtude do melhor ajustamento apresentado por essa defasagem. Portanto, o agente econômico optou por realizar o investimento baseado no conhecimento da taxa de retorno ao investimento privado, formada com dois anos de antecedência. Apesar de o modelo ajustar-se melhor a essa defasagem, o coeficiente estimado dessa variável foi significativo somente a 15% (estatística t igual a 1,62).

O coeficiente da variável tributo total (impostos diretos e indiretos) per capita (TRT/N) não se mostrou estatisticamente significante na determinação do investimento privado per capita no Brasil, no período estudado. Entretanto, apresentou sinal negativo, o que indica relação inversa entre impostos e investimento, como preconiza a teoria.

O coeficiente estimado do termo de correção de erro (MCE_2) foi significativo a 5%, e o seu valor de 0,29 indicou que o desvio do equilíbrio do investimento privado per capita, no curto prazo, foi corrigido em 29%, a cada ano. Portanto, o investimento privado per capita, ao sofrer um choque que desvie

de sua trajetória de equilíbrio, levará no mínimo três anos para retornar ao seu nível de equilíbrio no longo prazo.

Em uma avaliação geral, a função investimento privado apresentou bom ajustamento tanto econométrico quanto em resposta ao modelo teórico, o que certamente permitirá maior precisão no exercício de simulação, a ser apresentado posteriormente.

6. ALOCAÇÃO E DINÂMICA DOS RECURSOS PRODUTIVOS

Nos capítulos precedentes, verificou-se como preços e quantidades são determinados no tempo t . Neste capítulo, analisa-se o processo de crescimento dos fatores e sua alocação setorial, com vistas em determinar como a economia se moveu do tempo t para o tempo $t+1$. O modelo inclui uma função emprego e uma função que explica os fatores determinantes da migração setorial do trabalho. O emprego total foi alocado entre os setores, em resposta à diferença intersetorial na renda, e a acumulação do capital foi obtida pela adição do investimento líquido ao estoque de capital do período anterior.

6.1. Dinâmica do emprego setorial

Supondo que não exista desemprego no setor agrícola, a força de trabalho neste setor será obtida, no ano t , a partir da força de trabalho em $t-1$, acrescida da taxa de crescimento da população e decrescida da taxa de migração do setor agrícola para o não-agrícola. Pode-se expressar a força de trabalho agrícola da seguinte forma:

$$L_{1t} = L_{1(t-1)}[1 + n_t - m_t], \quad (68)$$

em que L_{1t} denota a força de trabalho agrícola no ano t ; n , taxa de crescimento da população; e m , taxa de migração intersetorial.

Supondo que a força de trabalho do setor público (L_{3t}) seja exogenamente determinada, a força de trabalho do setor não-agrícola (L_{2t}) poderá ser determinada pela diferença entre o total da força de trabalho (L_t) e as parcelas alocadas nos demais setores, ou seja,

$$L_{2t} = L_t - L_{1t} - L_{3t}, \quad (69)$$

em que L_{2t} é força de trabalho não-agrícola, no ano t , e L_t , força total.

Como pode ser observado em (68) e (69), a alocação setorial da força de trabalho foi perfeitamente identificada, após tratadas as questões do emprego e da migração da mão-de-obra.

6.1.1. Migração setorial da mão-de-obra

O crescimento econômico leva a mudanças na composição dos setores da economia e na alocação de recursos produtivos, como, por exemplo, a mão-de-obra, gerando uma “migração ocupacional”, uma vez que os trabalhadores procurarão aproveitar melhores oportunidades de trabalho.

A presente seção toma por base o trabalho de MUNDLAK (1979), no qual se fez uma formulação de um modelo explicativo da migração setorial em nível macro⁸. A postulação básica deste estudo indica que a taxa de migração intersetorial está ligada ao diferencial existente nos rendimentos entre os setores, à lucratividade da atividade e ainda à probabilidade de conseguir emprego.

Maiores rendimentos no setor não-agrícola, comparado com o agrícola, elevariam a migração da mão-de-obra para fora da agricultura. A taxa de migração da mão-de-obra é medida como uma porcentagem da força de trabalho agrícola que migra para o setor não-agrícola, em determinado ano. Nesse sentido,

⁸ Este modelo também foi utilizado em CAVALLO e MUNDLAK (1982), e MUNDLAK et al. (1989), ambos para a Argentina; em COEYMANS e MUNDLAK (1993) para o Chile; e em LARSON e MUNDLAK (1997), para 98 países.

MUNDLAK (1979) mostrou que outro fator explicativo da taxa de migração é o tamanho relativo de ambas as forças de trabalho (agrícola e não-agrícola). O maior tamanho relativo da força de trabalho não-agrícola eleva a taxa de migração gerada por dado diferencial de renda entre os setores. Pode-se expressar a migração setorial por

$$m = f(d, z)RL^{q_2}(1 + n)^{q_3}, \quad (70)$$

em que m é a migração setorial como proporção da força de trabalho agrícola; d , diferencial entre as rendas agrícola e não-agrícola; z , vetor de variáveis exógenas; RL , relação entre a força de trabalho não-agrícola e agrícola ($RL=L_2/L_1$); q 's, parâmetros; n , taxa de crescimento da força de trabalho.

CAVALLO e MUNDLAK (1986) mostraram que a forma básica da equação da migração é do tipo apresentado em (70), podendo ser linearizada e expressa como uma função tipo Cobb-Douglas logaritmizada:

$$\ln m = q_0 + q_1 \ln d + q_2 \ln RL + q_3 \ln (1+n) + q_4 \ln z + z, \quad (71)$$

em que z é um distúrbio aleatório, tal que $z \sim N(0, \sigma^2)$. Os demais termos foram definidos anteriormente.

Uma importante definição que aqui se coloca é a medida da migração setorial como proporção da força de trabalho agrícola (m). ALVES (1995) buscou evidenciar o êxodo rural ou migração rural-urbana, no Brasil, por meio do cálculo da dimensão dessa migração a cada década, a partir da década de 50. A partir de algumas pressuposições básicas, esse autor obteve a seguinte expressão que utilizou nos cálculos:

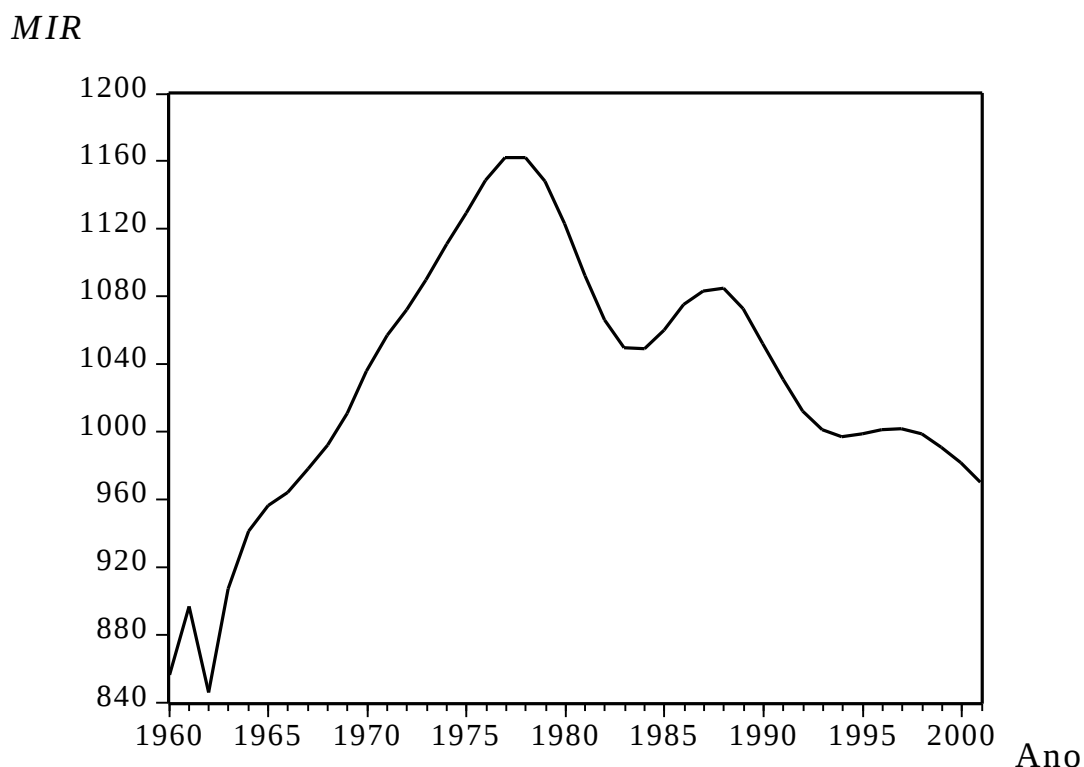
$$MIR = A_0(e^{ra} - 1)(b - a)/a, \quad (72)$$

sendo MIR a quantidade de pessoas que migraram na década; A_o , população no início da década; a e b , taxas de crescimento da população rural e do Brasil, respectivamente; e r , igual a 10, em todas as décadas.

Nesse estudo, ALVES (1995) observou que a migração rural-urbana cresceu, extraordinariamente, a partir da década de 50, atingindo o clímax na década de 70, com mais de 12 milhões de migrantes e com arrefecimento da migração a partir da década de 80. Em outro estudo, ALVES et al. (1999) concluíram que a migração no Brasil vem decrescendo nas regiões (Centro-Sul), visto que 80% da população reside nas áreas urbanas, e acelerou-se nas regiões mais rurícolas (Norte-Nordeste), já que nestas ainda há grande estoque de potenciais migrantes.

O cálculo da quantidade de migrantes, neste estudo, baseou-se na expressão (72), apresentada por ALVES (1995). A quantidade de migrantes foi obtida anualmente para o período de 1960 a 2001. Cabe ressaltar que esses dados são coerentes e compatíveis com os utilizados por ALVES (1995), em seu estudo.

Na Figura 9, pode-se observar o comportamento da migração rural-urbana (MIR) no Brasil, no período de estudo (1960 a 2001). Nota-se o crescimento na quantidade de migrantes até meados da década de 70, tendo o ápice ocorrido nos anos 77/78. Portanto, a década de 70 foi marcada pela maior quantidade de migrantes, em que aproximadamente 12 milhões de pessoas deixaram o meio rural em direção aos centros urbanos. Há sinais claros de arrefecimento da migração rural-urbana a partir dessa década, em consequência da redução do estoque de migráveis, da boa performance da agricultura e, sobretudo, da depressão que assolou os complexos urbanos industriais, como, por exemplo, o desemprego e a violência. Entretanto, em termos absolutos, a quantidade de migrantes ainda é elevada, já que aproximadamente 10 milhões de pessoas deixaram o meio rural na década de 90.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 9 - Migração rural-urbana no Brasil (em 1.000 pessoas), 1960 a 2001.

A migração, como proporção da força de trabalho agrícola, foi obtida pela seguinte razão:

$$m = \frac{MUR}{L_1}. \quad (73)$$

A melhor estimativa para a expressão (71) é reproduzida na Tabela 10. As estimativas obtidas foram feitas pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Todas as variáveis envolvidas são integradas de ordem 1 (I1) (conforme teste ADF, que pode ser observado no Apêndice B) e co-integradas (conforme teste EG, realizado nos resíduos da equação estimada, Apêndice C). Haja visto que a função de migração quando estimada com um termo de correção

de erro, conforme metodologia de Engle e Granger, não apresentou bom ajustamento, pressupôs-se ausência de regressão espúria. Essa pressuposição pode ser justificada pela presença de co-integração entre as variáveis, que indicou presença de relação de longo prazo entre as variáveis. Portanto, as estimativas foram feitas com as variáveis em nível.

Tabela 10 - Estimativa dos coeficientes da equação de migração no Brasil, 1960 a 2001

Variável	Coeficiente	Estimativas
<i>Constante</i>	q_0	-3,72 (-8,05)***
$\ln(W_1)$	q_1	0,01 (0,25)
$\ln(W_2)$	q_2	0,13 (2,15)**
$\ln(RL)$	q_3	0,14 (6,92)***
$\ln(U)$	q_4	-0,06 (-2,61)***
$\ln(PA)$	q_5	-0,05 (-3,59)***
R^2	0,85	
$\bar{R}^2$	0,82	
F	32,30***	
DW	1,43	

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: A variável dependente é a migração como proporção do trabalho agrícola, $\ln(m)$. W_1 = salário do setor agrícola; W_2 = salário do setor não-agrícola; RL = composição da força de trabalho; U = taxa de desemprego; PA = preço da terra. Estatística t entre parênteses.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

O modelo que explica a migração setorial como proporção da força de trabalho agrícola no Brasil apresentou bom ajustamento, como pode ser observado pelo coeficiente de determinação (R^2), no valor de 0,85. Portanto, 85% das variações na taxa de migração são explicadas pelas variáveis independentes do modelo. A estatística F foi significativa a 1%, como esperado, e o teste de

Durbin-Watson (*DW*), inconclusivo quanto à presença ou ausência de correlação serial nos resíduos.

No modelo adotado, optou-se por analisar separadamente os efeitos dos salários no setor agrícola e no setor não-agrícola sobre a migração rural-urbana, diferentemente do que foi proposto inicialmente e usado por MUNDLAK (1979). Isso foi feito tendo em vista o melhor ajustamento do modelo e a presença de correlação serial nos resíduos, quando da utilização da razão entre rendimento agrícola e não-agrícola. O salário pago no setor agrícola (W_1) apresentou sinal positivo, mas não foi estatisticamente diferente de zero (Tabela 10). No modelo adotado, apesar de os rendimentos setoriais serem importantes na determinação da migração da mão-de-obra, outros fatores não considerados no estudo podem ter distorcido a influência do salário pago na agricultura sobre a migração. Os atrativos que os centros urbanos proporcionam, como, por exemplo, melhores condições de educação, saúde, lazer, comunicação, serviços, presença do poder público e seus investimentos e outros, podem ter minimizado o poder de explicação que os salários agrícolas exercem sobre a decisão de migrar, ou não, para os centros urbanos.

Por outro lado, o coeficiente que se refere ao salário pago no setor não-agrícola (W_2) apresentou sinal positivo e foi significativo a 5%, conforme teste *t*, *de Student* (Tabela 10), o que indica que um aumento dos salários nesse setor poderia exercer forte atração sobre a mão-de-obra agrícola, levando a uma migração da mão-de-obra do setor agrícola para o não-agrícola.

O coeficiente da variável *RL*, composição da força de trabalho, que indica a influência do tamanho relativo das forças de trabalho agrícola e não-agrícola na migração setorial, apresentou sinal positivo e foi significativo a 1%, como esperado. A composição da força de trabalho foi dada pela razão entre a força de trabalho não-agrícola e a de trabalho agrícola (L_2/L_1). O tamanho do mercado de trabalho também determinou a migração, razão por que aumento na força de trabalho não-agrícola, em relação à força de trabalho agrícola, aumentaria a probabilidade de o migrante conseguir emprego no setor não-agrícola, elevando a migração da mão-de-obra no sentido rural-urbano.

Outras duas variáveis foram incluídas no modelo, a fim de melhor explicar a migração rural-urbana da mão-de-obra, a taxa de desemprego no setor não-agrícola (U) e o preço da terra (PA). Os coeficientes dessas variáveis foram significativos a 1% e apresentaram sinais coerentes com o esperado. O sinal negativo do coeficiente referente à taxa de desemprego indica que elevada taxa de desemprego no setor não-agrícola tende a diminuir o ímpeto da migração da mão-de-obra do campo para as cidades, tendo em vista a menor probabilidade de o migrante conseguir emprego nesse setor. Esse resultado é compatível com o obtido por TODARO (1969), em estudo sobre migração e desemprego em países menos desenvolvidos. O preço da terra foi incluído para captar o efeito da lucratividade do setor agrícola sobre a taxa de migração da mão-de-obra rural-urbana. Maior lucratividade no setor agrícola tende a elevar o preço da terra e, por conseguinte, reduzir a taxa de migração. Portanto, o sinal negativo do coeficiente referente a essa variável mostrou-se coerente, o que indica o efeito negativo exercido pelo preço da terra sobre a taxa de migração.

A extraordinária migração do meio rural para o meio urbano no Brasil, ocorrida de forma acelerada e em período relativamente curto de tempo, gerou (e gera) grandes desequilíbrios tanto econômicos quanto sociais. No início do processo de industrialização brasileira, o setor não-agrícola beneficiou-se da maior oferta de trabalho nas indústrias nascentes, com menor pressão sobre os salários e impactos no nível da inflação brasileira. Apesar da liberação da mão-de-obra, o setor agrícola brasileiro cresceu, de forma consistente, tanto no sentido de atender à demanda de alimentos e matéria-prima doméstica crescente quanto na geração de divisas e maior nível de renda, fruto principalmente de desenvolvimento tecnológico. Apesar desse bom desempenho, o crescimento do setor agrícola ocorreu de forma desigual, dada a sua composição, ou seja, um setor dinâmico ligado às grandes cadeias agroindustriais e exportadoras, que correspondem aos grandes e médios produtores, e outro grupo de produtores, denominados de agricultores familiares, que corresponde à maioria dos estabelecimentos agrícolas e que apresentam baixo nível de renda em função do nível tecnológico. Em termos sociais, a migração contribuiu sobremaneira para o

inchaço populacional da periferia dos grandes centros urbanos, com efeitos diretos nas altas taxas de desemprego, na pobreza da periferia desses centros e crescimento das favelas e na escalada da violência observada nos dias de hoje.

6.1.2. Emprego

O nível do emprego é determinado pela oferta e demanda de trabalho e, possivelmente, por alguns arranjos institucionais (políticas públicas voltadas para elevar o emprego). Ao adotar o mesmo raciocínio desenvolvido em MUNDLAK et al. (1989), postulou-se que a oferta de trabalho seja positivamente relacionada com o nível de salário real e com o tamanho da população economicamente ativa. Admitiu-se, também, que a oferta de trabalho dependa do custo para obter emprego, em relação inversa, ou seja, quanto maior o custo para encontrar emprego, menor a oferta de trabalho. Essa relação pode ser expressa da seguinte forma:

$$L = L(w_{+}^p, P_{+}^r, U_{-}), \quad (74)$$

em que L denota oferta de trabalho; w^p , salário real ponderado pelos setores agrícola e não-agrícola; P^r , proporção da população economicamente ativa; e U , medida do desemprego.

Espera-se que o salário real e a proporção da população economicamente ativa tenham relação direta com a oferta de trabalho total na economia. Assim, maiores salários no setor privado e maior participação da população economicamente ativa tenderão a elevar a oferta de trabalho total. Já a variável que mede o desemprego (U) deveria ter comportamento inverso à oferta de trabalho, pois atuaria como medida da probabilidade de encontrar emprego. Maiores taxas de desemprego elevariam o custo de obter emprego pelo trabalhador e, portanto, reduziria a oferta de trabalho.

Na análise empírica da função emprego, por meio do método de regressão dos Mínimos Quadrados Ordinários, admitiu-se dependência linear do

emprego total normalizado pelo total da população (L/N), em relação às variáveis independentes apresentadas em (74). A obtenção dessas variáveis é descrita, com detalhes, no Apêndice A.

O modelo proposto pode ser formalmente apresentado da seguinte forma:

$$L/N = r_0 + r_1 w^p + r_2 P^r + r_3 U_{-1} + r_4 DM_2 + e. \quad (75)$$

Em virtude do melhor ajustamento do modelo estimado, optou-se por utilizar a variável desemprego (U) defasada em um período e a variável proporção da população economicamente ativa no total da população (P^r), composta da população no grupo de idade entre 20 e 49 anos de idade. Além disso, incluiu-se uma variável *dummy* (DM_2), com vistas em testar a diferença estatística, no nível do emprego, entre o período em que a economia brasileira apresentou taxas de crescimento do PIB mais elevadas, que corresponde ao período de 1960 a 1980, e o posterior, em que a economia brasileira esteve estagnada.

Foi realizado teste de raiz unitária (ADF) nas variáveis, sendo todas elas estacionárias em primeira diferença (Apêndice B). O teste de co-integração de Engle-Granger (EG), realizado no resíduo da equação estimada, indica que houve equilíbrio de longo prazo entre as variáveis desse modelo (Apêndice C), ou seja, as variáveis co-integraram. Tendo em vista que a inclusão de um mecanismo de correção de erro não possibilitou bom ajustamento ao modelo, em termos de coeficiente de determinação e significância estatística das variáveis, optou-se pela estimação desse modelo com as variáveis em nível.

O resultado da estimação da função emprego é apresentado na Tabela 11. O coeficiente de determinação (R^2) indicou bom ajustamento dos dados e das variáveis à forma funcional proposta. A estatística F foi significativa a 1%, e o teste de Durbin-Watson (DW) indicou ausência de correlação serial nos resíduos, a 1% de significância.

Tabela 11 - Estimativa dos coeficientes da função emprego no Brasil, 1960 a 2001

Variável	Coeficiente	Estimativa
<i>Constante</i>	r_0	-0,125 (-2,500)**
w^p	r_1	0,001 (1,317)
P^r	r_2	1,358 (9,620)***
U_{-1}	r_3	-0,93 (-6,725)***
DM_2	r_4	0,030 (8,717)***
R^2	0,95	
$\bar{R}^2$	0,94	
F	175,17***	
DW	1,69	

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: A variável dependente é a população economicamente ativa normalizada pela população total, L/N ; w^p = salário ponderado; P^r = proporção da população economicamente ativa com idade entre 20 e 49 anos; U_{-1} = taxa de desemprego defasada em um período; DM_2 = variável dummy. Estatística t entre parênteses.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

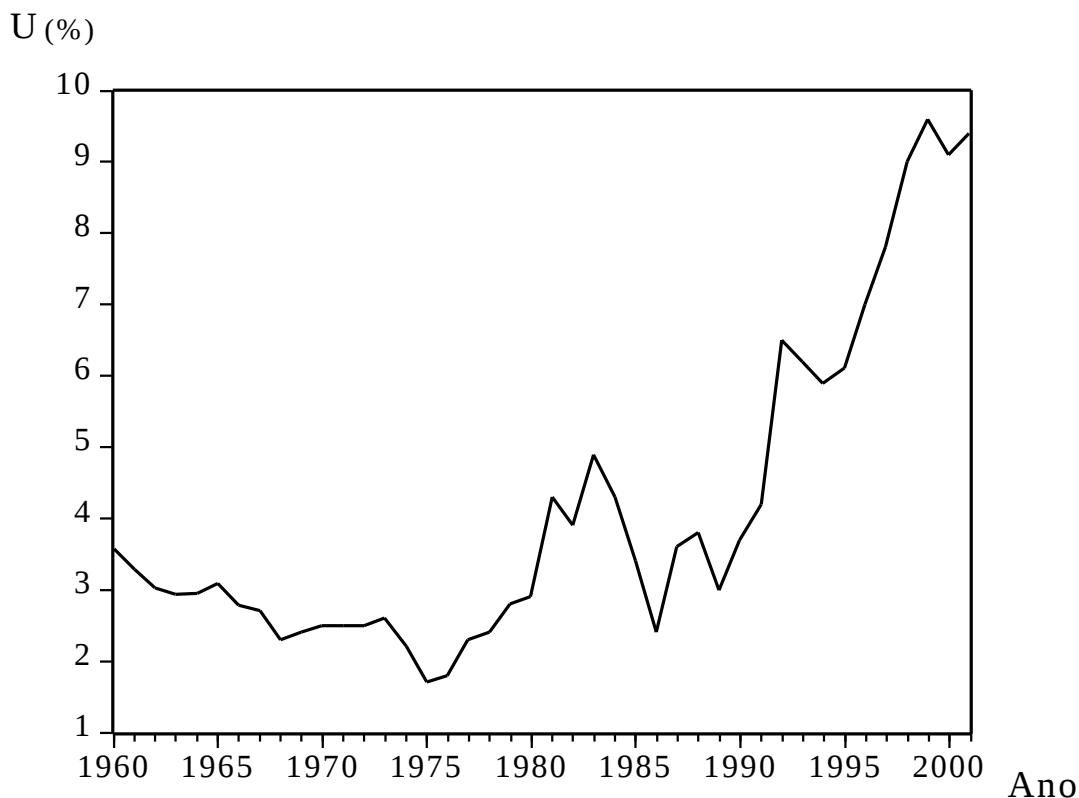
A expectativa do modelo era de influência dos salários no nível do emprego na economia, o que não se confirmou, conforme coeficiente estimado da variável salário ponderado (w^p), observado na Tabela 11. Esse coeficiente, apesar de sinal coerente com o esperado, foi estatisticamente igual a zero. A forma de agregação dessa variável, tendo como base os salários da construção civil, do setor não-agrícola e do trabalhador eventual, no setor agrícola, sendo estas as remunerações ao trabalho menos qualificado na economia brasileira, pode ter contribuído para a baixa influência dos salários no nível geral do emprego. Além disso, o salário pago no setor público, que poderia ter alguma influência no emprego, não foi computado na construção dessa variável.

O coeficiente da variável proporção da população economicamente ativa com idade de 20 a 49 anos (P^r), com sinal positivo, indicou relação direta desta com o nível de emprego na economia brasileira, no período do estudo. Esse

coeficiente foi estatisticamente significativo a 1%. A faixa de idade de 20 e 49 anos de idade correspondeu à mais produtiva do trabalhador, razão pela qual contribuiu para elevação no nível geral do emprego.

O coeficiente da variável taxa de desemprego defasada (U_{-1}), que foi incluído no modelo como uma *proxy* do custo do trabalhador para conseguir emprego, teve sinal negativo e foi significativa a 1%. O maior custo na busca de ocupação tendeu a retrain a oferta de trabalho. No Brasil, a taxa de desemprego manteve-se relativamente estável, durante o período de 1960 a 1990; a partir do início da década de 90, passou a crescer de forma contínua, aumentando de 3,7%, no ano de 1990, para 9,1%, no ano de 2001, conforme dados da Pesquisa Mensal do Emprego do IBGE. Pode-se observar, na Figura 10, que esse crescimento foi relativamente elevado, em curto período de tempo, e o efeito dessa variável no nível de emprego é intuitivamente claro.

A inclusão da variável *dummy* (DM_2), que representa os períodos de crescimento (1960 a 1979) e estagnação da economia brasileira (1980 a 2001), possibilitou melhor ajustamento do modelo, permitindo também inferir que houve diferença significativa nesses períodos, com relação ao nível geral de emprego na economia brasileira, sendo este significativamente maior no período de crescimento do PIB e menor no período em que a economia brasileira esteve estagnada.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 10 - Taxa de desemprego no Brasil, 1960 a 2001.

6.2. Investimento setorial

A questão da evolução do estoque de capital no tempo, entre os setores produtivos, relaciona-se com a alocação do investimento setorial e envolve aspectos da formação do investimento total e da distribuição deste total nos setores (COEYMANS e MUNDLAK, 1993). Portanto, o capital setorial variou do tempo t para o tempo $t + 1$, de acordo com a adição do investimento que foi alocado para o setor depois de descontada a depreciação. Essa relação pode ser expressa da seguinte forma:

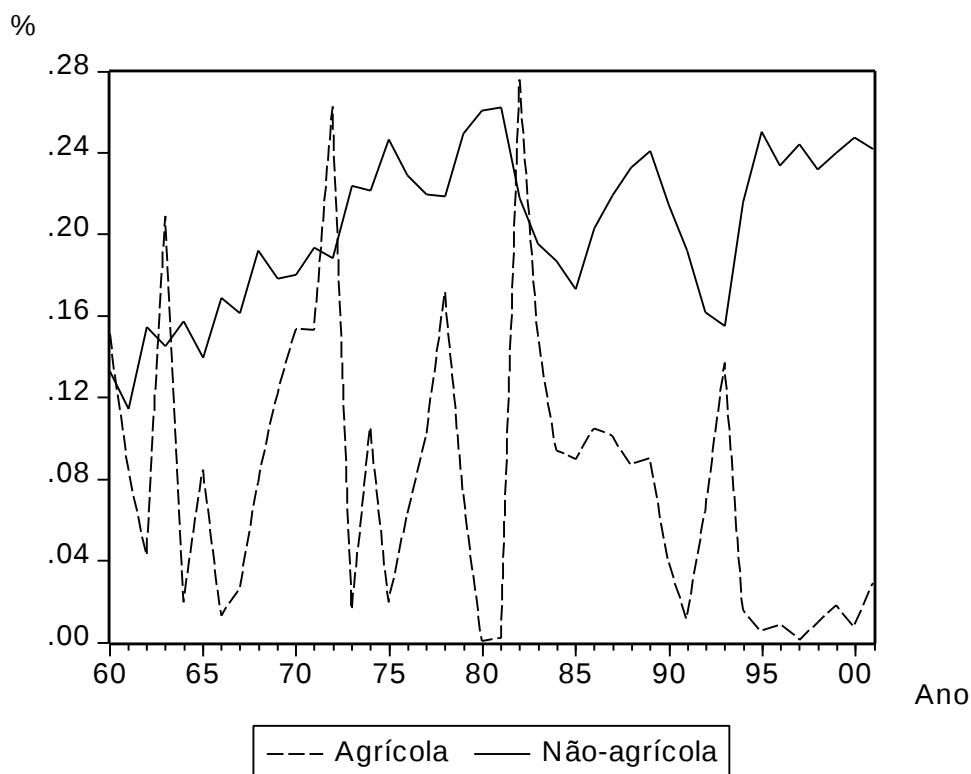
$$KF_{i(t)} = KF_{i(t-1)}(1 - y_i) + I_i, \quad (76)$$

em que KF_i é estoque de capital setorial ($i=1, 2$); y , taxa de depreciação; e I_i , investimento setorial. Portanto, para obter completa descrição da dinâmica da acumulação do capital, é necessário discutir como o investimento foi determinado nos setores agrícola e não-agrícola.

O investimento é dividido em público e privado, como já discutido no capítulo 5. Com a finalidade de determinar a alocação setorial do investimento, divide-se aqui o privado em agrícola (I_1^p) e não-agrícola (I_2^p). O público é considerado exógeno, bem como a taxa de depreciação (?).

A participação do investimento setorial no produto do setor agrícola (I_1^p / Y_1) e do não-agrícola (I_2^p / Y_2) no Brasil, no período em estudo, é plotada na Figura 11. Observa-se grande volatilidade dessas variáveis, principalmente do investimento no setor agrícola, que não apresentou tendência definida.

A participação do investimento no setor não-agrícola apresentou tendência de crescimento, apesar da volatilidade apresentada no curto prazo, que vai dos anos 60 ao início da década de 80, período caracterizado pelo forte crescimento do PIB no Brasil. A década de 80 e o início dos anos 90 são marcados por ciclos de queda e crescimento da participação do investimento do setor não-agrícola no produto desse setor, os quais refletiram a instabilidade econômica desse período, devido às altas taxas de inflação e aos choques econômicos advindos das diversas políticas heterodoxas praticadas. Observa-se que o nível do investimento do setor não-agrícola somente se estabilizou a partir da segunda metade da década de 90, com o advento do Plano Real (Figura 11). Apesar da estabilização, esse desempenho não refletiu na elevação da taxa de crescimento do PIB no Brasil.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 11 - Participação percentual do investimento setorial no PIB dos setores agrícola e não-agrícola no Brasil, 1960 a 2001.

No modelo de determinação da acumulação do capital setorial, pressupõe-se que a alocação do investimento seja resultante da competitividade, entre os setores, pelos recursos. Portanto, a taxa de retorno ao capital físico, em cada setor, é um componente importante no investimento setorial. Essa variável tem um componente de expectativa que pode ser incluída no modelo por um processo auto-regressivo (AR). O montante do estoque de capital em cada setor, como percentual do PIB setorial, também é uma variável determinante do investimento, pois quanto maior o estoque de capital, maior a necessidade de investimento para sua manutenção e ampliação. Outra variável que pode exercer efeitos na determinação do investimento é a taxa de juros da economia. Taxas de juros mais baixas tendem a incentivar o investimento privado, ao permitir

melhores condições de financiamento ao investimento em capital. Dessa forma, o modelo empírico de determinação do investimento setorial tem a seguinte expressão:

$$\ln(I_i^p/Y_i) = s_0 + s_1 \ln(r_i^e) + s_2 \ln(KF_i/Y_i) + s_3 \ln(r) + e, \quad (77)$$

em que I_i^p/Y_i é investimento no setor i , como proporção do PIB desse setor; r_i^e , taxa de retorno esperada, obtida por um processo auto-regressivo; KF_i/Y_i , estoque de capital físico do setor i ; r , taxa de juros real; e e , erro aleatório.

O modelo estimado para o setor agrícola não apresentou bom ajustamento, o que pode ser explicado pela grande volatilidade do investimento nesse setor, conforme foi citado anteriormente e visto na Figura 11. Essa volatilidade não permitiu relação estatística do investimento agrícola com nenhuma variável do modelo, por isso, optou-se por não apresentar seus resultados e por considerar que o investimento agrícola tenha sido determinado exogenamente.

No setor não-agrícola, o resultado da estimação do modelo de investimento, como proporção do PIB, é apresentado na Tabela 12. Tendo em vista que as variáveis incluídas no modelo são integradas de ordem um, ou seja, estacionárias em primeira diferença e co-integrem, conforme testes de raiz unitária e de co-integração (ADF e EG, respectivamente) aplicados a cada variável e no modelo em nível, aplicou-se um Mecanismo de Correção de Erro (MCE_3), conforme metodologia de Engle-Granger (GUJARATI, 2000). Considerou-se que a taxa de retorno ao investimento no setor não-agrícola (r_2^e) tenha um componente de expectativa que deva ser levado em consideração, razão pela qual se usou um processo auto-regressivo de primeira ordem, AR(1), em que a ordem foi determinada pelo critério de Schwarz. Além disso, incluiu-se a variável dependente proporção do investimento do setor não-agrícola no PIB desse setor (I_2^p/Y_2), defasada em um período, conforme Modelo de Expectativa, de Koyck (GUJARATI, 2000).

Tabela 12 - Estimativa dos coeficientes da função investimento do setor não-agrícola no Brasil, 1960 a 2001

Variável	Coeficiente	Estimativa
<i>Constante</i>	s_0	-0,001 (-0,214)
$D\ln(r_2^e)$	s_1	0,330 (2,302)**
$D\ln(KF_2/Y_2)$	s_2	0,053 (5,547)***
$D\ln(r)$	s_3	-0,001 (-1,340)
$D\ln(I_2^p/Y_2)_{-1}$	s_4	0,688 (8,919)***
MCE_3	s_5	-0,005 (-0,410)
R^2	0,75	
$\bar{R}^2$	0,72	
F	20,92***	
h	-0,55	

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: A variável dependente é a participação do investimento privado do setor não-agrícola no produto desse setor, $D\ln(I_2^p/Y_2)$; r_2^e taxa de retorno esperada do setor não-agrícola; KF_2/Y_2 = estoque de capital do setor não-agrícola; r = taxa de juros; MCE_3 = mecanismo de correção de erro. Estatística t entre parênteses.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Essa regressão, pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários, apresentou ajustamento razoável, com coeficiente de determinação (R^2) de 0,75, o que indica que 75% das variações na variável dependente foram explicadas pelas variáveis independentes incluídas no modelo. A estatística F , significativa a 1%, indicou que ao menos uma das variáveis independentes foi estatisticamente diferente de zero e o teste h , de Durbin, ausência de auto-correlação serial nos resíduos, a 5% de significância.

Os resultados mais importantes da estimativa foram a influência positiva da expectativa de taxa de retorno do setor não-agrícola (r_2^e) no nível de investimento desse setor e a forte participação do estoque de capital, como proporção do PIB não-agrícola (1% de significância, conforme Tabela 12), o que

influenciou positivamente o nível de investimento nesse setor e o baixo poder de explicação da taxa de juros real.

A expectativa de taxa de retorno ao capital no setor não-agrícola refletiu o aumento da lucratividade nesse setor, que proporcionou incentivos ao investimento. O volume de capital fixo, presente no setor, representa maior escala na participação do capital, o que, certamente, exige maiores investimentos no setor não-agrícola.

7. SIMULAÇÃO DE POLÍTICAS MACROECONÔMICAS ALTERNATIVAS

Nos capítulos anteriores, analisaram-se os conceitos de taxa de câmbio real, preços setoriais, produção, preços dos fatores, consumo, investimento, alocação e dinâmica dos recursos produtivos, e estimaram-se os parâmetros fundamentais que relacionam as diversas variáveis agregadas na economia brasileira no período 1960-2001. Neste capítulo, são feitas simulações a partir das funções estimadas e das identidades que representam a economia brasileira, com vistas em mensurar os impactos de mudanças nas políticas monetárias, fiscais e de abertura externa na economia brasileira.

O modelo é baseado em MUNDLAK et al. (1989), adaptado à economia brasileira, e vem subdividido em blocos que abrangem identidades e expressões estimadas, podendo o modelo geral ser representado por blocos de equações de preços, produção, dispêndio e alocação dos recursos produtivos. Na primeira parte, são apresentados os blocos de equações e as identidades básicas que compõem o modelo; em seguida, é descrito o exercício simulado, o qual envolve as variáveis básicas de política econômica; finalmente, são analisados os impactos das simulações na economia brasileira.

7.1. Síntese do modelo

7.1.1. Taxa de câmbio, preços e abertura comercial

Este bloco inclui quatro equações estocásticas e três identidades que permitem determinar a taxa de câmbio real, os preços setoriais relativos e absolutos, e o grau de abertura comercial na economia brasileira, que podem ser definidos por:

1. Equação que explica a taxa de câmbio real (expressão 17).
2. Equação para o preço relativo do setor agrícola (expressão 28).
3. Equação para o preço relativo do setor não-agrícola (expressão 29).
4. Equação para o grau de abertura comercial (expressão 30).
5. Identidade para obter o preço absoluto do setor governo (setor 3):

$$P_3 = \frac{PY}{Y_3 + Y_1(P_1 / P_3) + Y_2(P_2 / P_3)}.$$

6. Identidade para obter o preço absoluto do setor agrícola:

$$P_1 = (P_1/P_3)P_3.$$

7. Identidade para obter o preço absoluto do setor não-agrícola:

$$P_2 = (P_2/P_3)P_3.$$

7.1.2. Produção e preços dos fatores

Este bloco é composto por quatro funções estocásticas e oito identidades, em que são computados o total do produto e sua composição setorial, os salários e a taxa de retorno setorial. Portanto, incluem:

8. Equação para a parcela de capital no setor agrícola, B_1 (expressão 49).
9. Equação para o intercepto da função de produção do setor agrícola, G_1 (expressão 50).
10. Identidade para computar o produto do setor agrícola (expressão 51).
11. Equação para a parcela de capital no setor não-agrícola, B_2 (expressão 52).

12. Equação para o intercepto da função de produção do setor não-agrícola, Γ_2 (expressão 53).
13. Identidade para computar o produto do setor não-agrícola (expressão 54).
14. Identidade para computar o produto total da economia:

$$Y = Y_1 + Y_2 + Y_3, \text{ sendo } Y_3 \text{ produto do setor governo, considerado exógeno.}$$
15. Identidade que determina os salários do setor agrícola:

$$W_1 = (1 - B_1) \times (Y_1/L_1).$$
16. Identidade que determina os salários do setor não-agrícola:

$$W_2 = (1 - B_2) \times (Y_2/L_2).$$
17. Identidade que determina a taxa de retorno sobre o capital do setor agrícola:

$$r_1 = (Y_1 - W_1 \times L_1)/KF_1.$$
18. Identidade que determina a taxa de retorno sobre o capital do setor não-agrícola:

$$r_2 = (Y_2 - W_2 \times L_2)/KF_2.$$
19. Identidade que determina a taxa de retorno sobre o capital no setor privado:

$$r_{12} = (Y_1 + Y_2 - W_1 \times L_1 - W_2 \times L_2)/KF_1 + KF_2.$$

7.1.3. Dispêndio

Este bloco determina os componentes da renda nacional, pelo lado do dispêndio, formado pelo consumo, pelo investimento e pelas exportações líquidas. As equações que formam esse bloco são as seguintes:

20. Função que explica o consumo privado (expressão 66).
21. Função que explica o investimento privado (expressão 67).
22. Identidade que determina o investimento total:

$$I^t = I^p + I^g.$$
23. Identidade que determina o investimento do setor agrícola:

$$I_1 = I^p - I_2.$$
24. Identidade que determina as exportações líquidas (expressão 62).
25. Identidade que determina as exportações (expressão 64).
26. Identidade que determina as importações (expressão 65).

7.1.4. Fatores de produção

Neste bloco incluem-se funções e identidades que permitem determinar a alocação setorial dos fatores de produção trabalho e capital.

27. Função que explica a migração setorial da mão-de-obra (expressão 71).

28. Função que explica o emprego (expressão 75).

29. Identidade que determina o emprego no setor agrícola (expressão 68).

30. Identidade que determina o emprego no setor não-agrícola (expressão 69).

31. Função que explica o investimento no setor não-agrícola (expressão 77).

32. Identidade que determina o investimento no setor agrícola:

$$I_1 = I^t - I_2 - I_3.$$

33. Identidade que determina o estoque de capital no setor não-agrícola:

$$KF_{2(t+1)} = KF_{2t} [1 - d] + I_2.$$

34. Identidade que determina o estoque de capital físico da economia:

$$KF = KF_1 + KF_2 + KF_3.$$

7.2. Simulações

O exercício de simulação foi realizado com o objetivo de analisar como políticas econômicas alternativas, em substituição às implementadas em diversos períodos, poderiam alterar o desempenho do crescimento do produto da economia brasileira a partir da década de 70.

As políticas econômicas simuladas são constituídas pela política monetária, pela política fiscal e pela política de abertura da economia. A variável do modelo que representa a política monetária é o grau de monetização do déficit público (MDP), que é a proporção do déficit público que é financiado pela emissão monetária. A política fiscal é representada pelo consumo do governo (C^g), pelo investimento do governo (I^g) e pelos tributos diretos e indiretos (TrD e TrI). A abertura da economia ao exterior é representada pelas variáveis: abertura comercial (AC), abertura financeira (AF), tarifa legal de importação (TL) e a

relação entre as tarifas verdadeiras sobre exportação e sobre importação $(1-t_x)/(1+t_m)$.

Para efeito de simulação, a economia foi dividida em dois períodos específicos, nos quais foram feitos diversos choques nas variáveis do modelo que representam as diversas políticas.

O primeiro período corresponde aos anos de 1974 a 1983, no qual a economia pós “milagre” continuou crescendo, entretanto, a taxas relativamente menores do que no período anterior, em virtude da implantação do II PND, que caracterizou o crescimento forçado da economia brasileira. O resultado das políticas expansionistas e dos choques externos (choques do petróleo e da taxa de juros) foi uma grande recessão no início dos anos 80, concomitantemente com elevadas taxas de inflação. Nesse período, o choque simulado correspondeu a uma antecipação do ajuste na economia brasileira, em que foram aplicados choques e políticas restritivas, objetivando manter o equilíbrio nos fundamentos básicos da economia brasileira, como equilíbrio externo (balanço de pagamentos) e interno (controle inflacionário). O segundo período, 1984 a 2001, foi marcado pelos diversos planos heterodoxos de combate à inflação, que culminou com a implantação do Plano Real em 1994. Nesse período, partindo da hipótese de que os problemas do início da década de 80 estavam equacionados, conforme simulação anterior, foram simulados choques nas políticas econômicas, com vistas no crescimento para a economia brasileira.

No modelo efetuou-se pré-teste, buscando observar a consistência e a coerência dos resultados. Esse pré-teste consistiu em fazer uma avaliação entre os valores observados e os estimados e permitiu identificar problemas principalmente relativos à equação de abertura comercial. Conforme resultados apresentados no capítulo 3, essa equação teve baixo ajustamento aos dados e, também, presença de variáveis que representam as políticas monetária e fiscal, em que os sinais dos parâmetros eram não coerentes com a teoria. A presença dessa equação causou distorções em quase todas as variáveis do modelo, elevando a discrepância entre os valores observados e estimados. Portanto, na simulação, a equação de abertura comercial foi excluída do modelo.

Além disso, no pré-teste foi possível fazer uma avaliação geral do modelo, com vistas em testar sua eficiência e, assim, verificar a capacidade de fazer simulações e gerar informações coerentes e estatisticamente confiáveis. Com esse propósito, utilizou-se o coeficiente de desigualdade, elaborado por THEIL (1961), o qual, segundo INTRELIGATOR et al. (1996), é uma medida algébrica de precisão global dos modelos de previsão e simulação. Na média, os resultados apresentados na avaliação geral do modelo e das variáveis individualizadas foram satisfatórios. No Apêndice D, há breve explicação sobre fórmulas e relações que envolvem essa avaliação e na Tabela 1D, resultados da avaliação.

A simulação, bem como todas as demais análises estatísticas e econométricas envolvidas no estudo, foi feita pelo uso do programa EViews 4.1, desenvolvido pela Quantitative Micro Software, LCC.

7.2.1. Período de 1974 a 1983

Nesse período, a economia brasileira, que apresentava extraordinário nível de crescimento no produto e menores níveis da taxa de inflação desde a década de 50, como descrito no capítulo 1, deparou-se com o primeiro choque do petróleo no final de 1973. A elevação do preço desse produto no mercado internacional (quase quadruplicou) resultou em grandes déficits na balança comercial, haja vista que, nesse período, o Brasil importava mais de 80% do petróleo que consumia. O total das importações do país aumentou de US\$ 6,2 bilhões, em 1973, para US\$ 12,6 bilhões, em 1974, e o saldo da balança comercial passou de um leve superávit, em 1973, para um déficit de US\$ 4,7 bilhões, em 1974, e a conta corrente, de um déficit de US\$ 1,7 bilhão para US\$ 7,1 bilhões (MDIC, 2003). A economia mundial passou por um período de retração da atividade econômica, e o Brasil reagiu a essa conjuntura desfavorável, optando por políticas de manutenção do crescimento, a taxas elevadas (crescimento forçado).

Nos primeiros meses da administração Geisel (1974-1978), foram instituídas políticas monetárias e fiscais restritivas, com o objetivo de manter a demanda sob controle. Entretanto, essas políticas foram imediatamente substituídas pela implantação do Segundo Plano Nacional de Desenvolvimento (II PND), que consistia de um imenso programa de investimento, cujos objetivos eram exercer uma política contracíclica, que mantinha a taxa de crescimento e o aumento da demanda e do emprego. Apesar de não manter o mesmo nível de crescimento no produto dos anos do “milagre”, a taxa média de crescimento anual do produto foi de aproximadamente 7%, no restante da década de 70. No ano de 1979, houve o segundo choque do petróleo, que contribuiu para o grande declínio nas relações de trocas, que já vinham caindo devido ao primeiro choque e à fragilidade dos preços dos bens primários exportados. Além disso, aumentaram as taxas de juros mundiais, em virtude das rígidas políticas monetárias internas nos Estados Unidos.

O início da década de 80 foi marcado pelas elevadas taxas de inflação na economia brasileira e pelo desequilíbrio no balanço de pagamentos, o que exigiu uma forte política econômica de ajuste. Políticas contracionistas são adotadas, principalmente, por meio de uma política monetária progressivamente restritiva e de redução dos investimentos das empresas estatais. Esse programa, adotado no governo Figueiredo (1979-1984), procurou ajustar a economia brasileira por meio de um receituário ortodoxo próprio que evita uma saída via Fundo Monetário Internacional (FMI) e seus programas de ajustes. Entretanto, essas políticas não resolveram os problemas nas contas externas e nem corrigiram a forte pressão sobre os preços internos, o que levou o Brasil a recorrer ao FMI e a seus programas de austeridade, mediante uma política monetária restritiva no final de 1982. A economia brasileira entrou em recessão, e o PIB apresentou taxas de crescimento de -4,25%, 0,83% e -2,93% nos anos de 1981, 1982 e 1983, respectivamente (IBGE, 2002).

Em síntese, no período “pós-milagre”, a economia brasileira manteve políticas destinadas ao crescimento do produto, apesar do primeiro choque do petróleo e do processo de estagnação nas maiores economias do mundo. Em

decorrência do segundo choque do petróleo e da elevação das taxas internacionais de juros, não restou outra alternativa senão buscar o ajuste na estrutura da economia. Esse ajuste ocorreu na forma de grandes sacrifícios para a economia e para a sociedade, dada a forte recessão e dada a queda da renda per capita no início da década de 80. Além disso, refletiu nas prioridades de políticas dos anos posteriores, que culminaram nos diversos planos de combate à inflação, em detrimento de políticas voltadas ao crescimento da renda e do emprego.

Tendo em vista esse quadro da economia brasileira no período de 1974 a 1983, é importante analisar o comportamento da economia, caso um conjunto de políticas alternativas fosse adotado, com vistas em minimizar os problemas enfrentados no início da década de 80 e orientar a economia para um novo período de crescimento. Portanto, em vez de políticas voltadas à manutenção do crescimento, a partir de 1974 foi simulado um novo conjunto alternativo de políticas voltadas para maior controle das atividades econômicas do governo, redução da demanda interna e, por conseguinte, controle dos preços e maior equilíbrio nas contas externas.

Nessa simulação, propôs-se uma política monetária restritiva com redução na monetização do déficit público (MDP) em 3%, de 1974 a 1983. A redução dessa variável ocorreria pelo menor crescimento da dívida mobiliária federal emitida (H) e do estoque de moeda ($M1$). Uma nova política fiscal também foi simulada, com redução nos gastos do governo e nos investimentos do governo em 1% ao ano, de 1974 a 1983, além de elevação da carga tributária (TrT), nesse período, de 2% ao ano. Em relação à política de abertura da economia, foi simulada, no período de 1974 a 1983, uma queda na abertura comercial (AC , AC_1 e AC_2) de 3% ao ano, tendo em vista o aumento na tarifa legal sobre importações (TL) e a queda na relação entre as tarifas verdadeiras de exportação e importação $(1-t_x)/(1+t_m)$. Na abertura financeira também foi simulada uma queda de 3% ao ano, no período de 1974 a 1983.

Mediante simulação nesse primeiro período (1974 a 1983), pretendeu-se ajustar a economia brasileira aos choques externos advindos da elevação dos preços do petróleo e das taxas de juros internacionais, além de maior controle do

nível da inflação no início da década de 80. Portanto, essa simulação ajustaria a economia, evitando os graves problemas nas contas externas, equilibraria as contas do governo e teria impacto na demanda agregada, reduzindo a pressão sobre os preços.

O resultado da simulação das políticas alternativas, de 1974 a 1983, é apresentado na Tabela 13, na forma de médias geométricas anuais de crescimento. As Figuras 12, 13 e 14 mostram o comportamento do produto total da economia, do setor agrícola e do não-agrícola, nesse período.

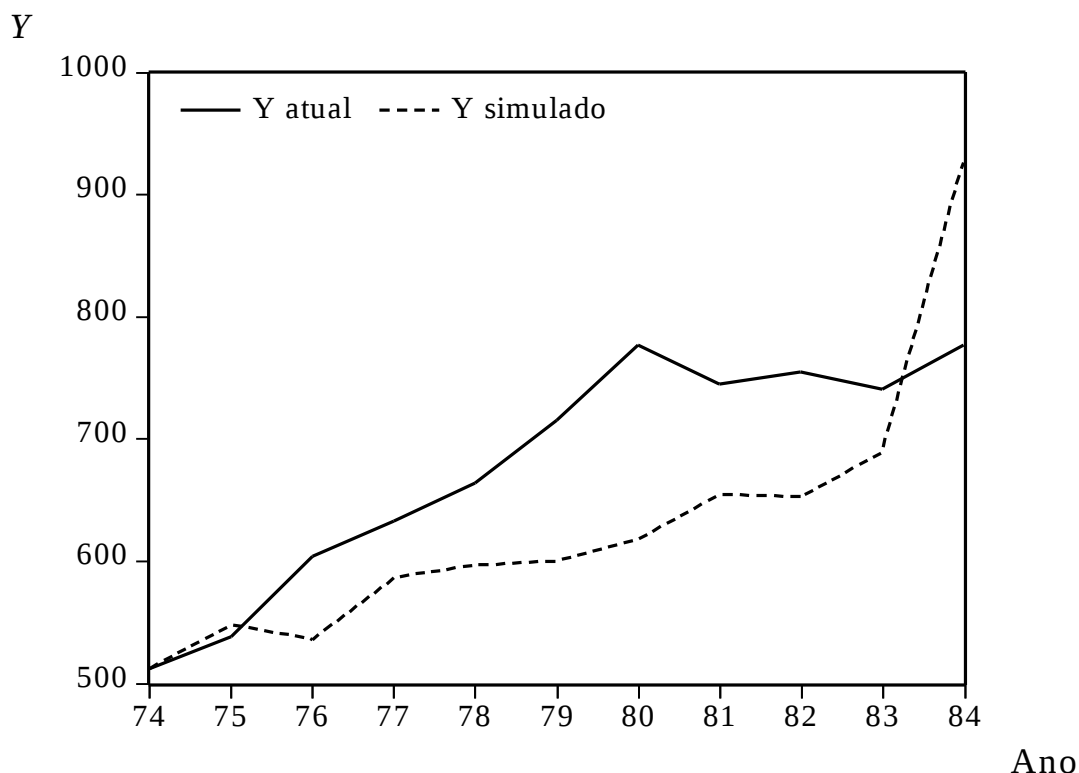
As políticas econômicas simuladas para o período de 1974 a 1983 tiveram cunho contracionista, e seus efeitos foram imediatamente observados nos anos que seguiram.

A Figura 12 compara o comportamento do produto total da economia no período em valores atuais, ou seja, os que efetivamente ocorreram, e em valores simulados. Pode-se observar que o produto manteve tendência de crescimento, entretanto, a taxas menores que as observadas na realidade. A taxa média geométrica anual de crescimento do produto, apresentada no período, foi de 4,51%, enquanto essa mesma taxa calculada para o produto na simulação foi de 3,07% (Tabela 13).

Tabela 13 - Efeitos das políticas macroeconômicas: fiscal, monetária e de abertura comercial, 1974 a 1983

Variáveis	Crescimento médio anual dos valores atuais	Crescimento médio anual dos valores simulados
Setor Agrícola		
Preço Real (P_1/P_3)	4,09	0,01
Trabalho (L_1)	0,63	0,60
Produto (Y_1)	3,25	-3,03
Salário (W_1)	-1,11	-5,00
Taxa de Retorno (r_1)	10,46	-2,62
Produto Médio (Pme_1)	2,62	-3,65
Parcela do Capital no Produto (B_1)	12,32	5,51
Setor Não-Agrícola		
Preço Real (P_2/P_3)	0,39	-3,29
Trabalho (L_2)	4,42	4,81
Produto (Y_2)	5,27	4,23
Salário (W_2)	0,78	-4,35
Taxa de Retorno (r_2)	-2,60	-3,03
Produto Médio (Pme_2)	0,86	-0,58
Parcela do Capital no Produto (B_2)	0,01	0,60
Economia Agregada		
Produto (Y)	4,51	3,07
Trabalho (L)	3,04	3,27
Taxa de Câmbio Real (P_x/P_3)	0,83	0,45
Consumo Privado (C^P)	3,80	2,58
Investimento Privado (I^P)	5,27	1,87
Exportações (X)	13,21	9,97
Importações (M)	6,70	3,45

Fonte: Dados da pesquisa.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 12 - Produto total atual e simulado da economia brasileira (bilhões de R\$ de 2001), 1974 a 1983.

O menor nível de investimento do governo e dos gastos do governo simulados, que não foi condizente com os observados no período, principalmente durante o governo Geisel, com o II PND, bem como o aumento da carga tributária, teve efeitos marcantes sobre o nível do consumo privado e do investimento privado simulado, que apresentaram taxas médias anuais de crescimento menores do que os efetivamente observados. O efeito sobre o investimento privado foi muito mais forte, visto que passou de uma taxa média anual de crescimento de 5,27% para 1,87%. O maior impacto nos investimentos privados é explicado também pela queda na taxa de retorno ao investimento no setor agrícola e no não-agrícola, sendo mais expressivo neste último, como

resultado da queda no nível real dos preços setoriais. O menor investimento público e privado na economia, devido à simulação, afetou, de forma marcante, a participação do capital agrícola no produto desse setor, cuja taxa média anual de crescimento, no período de 1973 a 1974, atingiu o valor de 12,32% e, com a simulação, caiu para um crescimento de apenas 5,51% ao ano. No setor não-agrícola, o pequeno efeito das políticas simuladas sobre a taxa interna de retorno ao capital investido e sobre o produto desse setor explicou a pequena variação na participação do capital no produto desse setor.

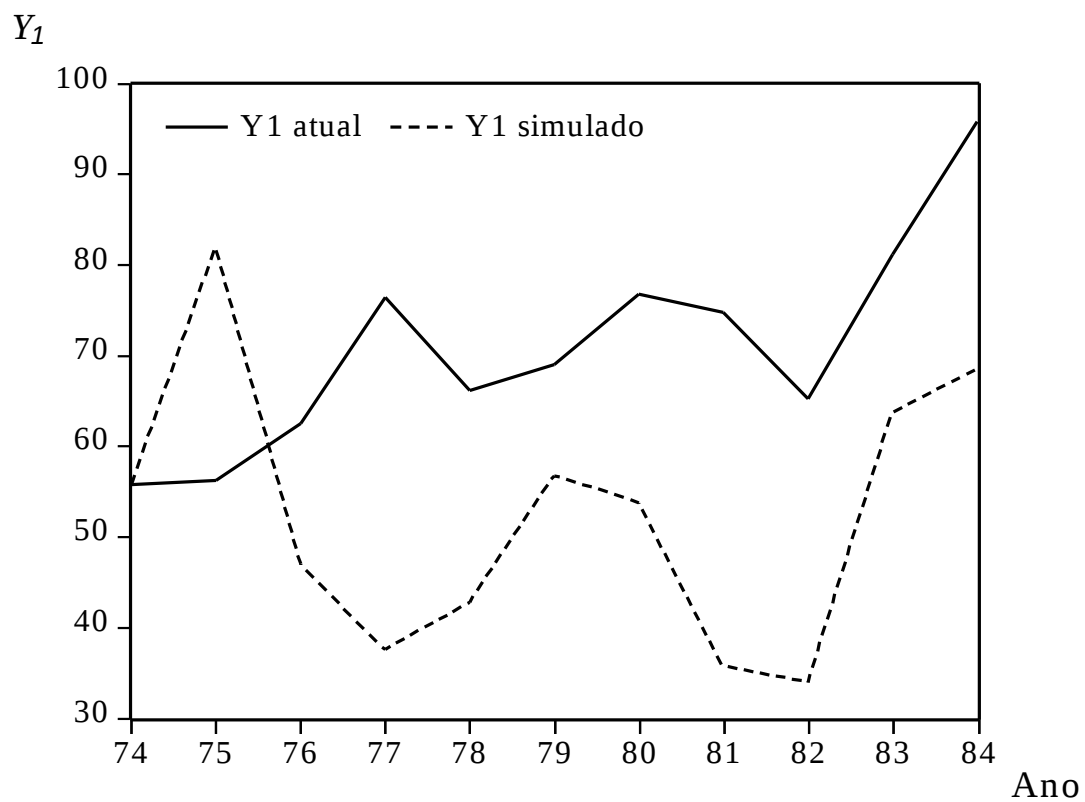
O nível de preço real do setor não-agrícola apresentou queda na taxa média anual de crescimento, e os preços do setor agrícola, que apresentavam crescimento médio anual no período de 4,09%, praticamente se estabilizaram com a simulação (Tabela 13). Esse comportamento pode ser explicado pelos fortes efeitos das políticas contracionistas, que se refletem em queda na demanda agregada. Essa queda nos preços reais do setor não-agrícola diminuiu os lucros dos empresários, a taxa de retorno do investimento e afetou, por conseguinte, o produto e o investimento do setor privado da economia. A menor pressão sobre o nível dos preços, exercida pela queda na demanda agregada, certamente refletiu em queda nas taxas de inflação. Isso não foi captado pelo modelo, entretanto, pode-se inferir que as políticas simuladas tiveram impactos no nível geral de preços, eliminando os sérios problemas inflacionários ocorridos na década de 80.

Apesar de pequeno impacto na oferta de trabalho, conforme pode ser observado na Tabela 13, a remuneração do trabalho, ou seja, os salários, foi fortemente afetada. Percebe-se que, no setor agrícola, os salários que apresentaram trajetória de queda em sua taxa média anual de crescimento de -1,11% passaram, com a simulação, a ter uma queda de -5,00%. Já o setor não-agrícola, que apresentou crescimento dos salários a uma taxa média anual de 0,78%, com a simulação, passou a ter uma queda nessa taxa de -4,35% ao ano. Esses resultados refletem os efeitos das políticas simuladas sobre o nível da atividade produtiva nos setores, com particular atenção ao maior nível dos impostos diretos e indiretos simulados na economia brasileira, no período de 1974 a 1983.

O produto do setor agrícola foi mais afetado pelas políticas simuladas do que o não-agrícola (Figuras 13 e 14). Enquanto o setor agrícola apresentou queda de -3,03% na taxa anual de crescimento do produto simulado, o não-agrícola apresentou crescimento de 4,23% ao ano, taxa menor do que a efetivamente observada (valores atuais) no período, que foi de 5,27% ao ano (Tabela 13). O menor grau de abertura comercial e a elevação das tarifas à importação e à exportação, conforme simulado, afetaram mais diretamente o setor agrícola, por ser este tradicionalmente dependente das exportações. O setor não-agrícola foi menos afetado por essa política, devido à sua baixa inserção no comércio internacional, dadas as políticas de substituição de importações praticadas no Brasil ao longo das décadas anteriores. Adicionalmente, o setor não-agrícola foi mais dinâmico e passou por um período anterior de forte crescimento no produto, apresentando, portanto, melhores condições de absorver os impactos negativos advindos das políticas restritivas continuamente simuladas no período de 1974 a 1983.

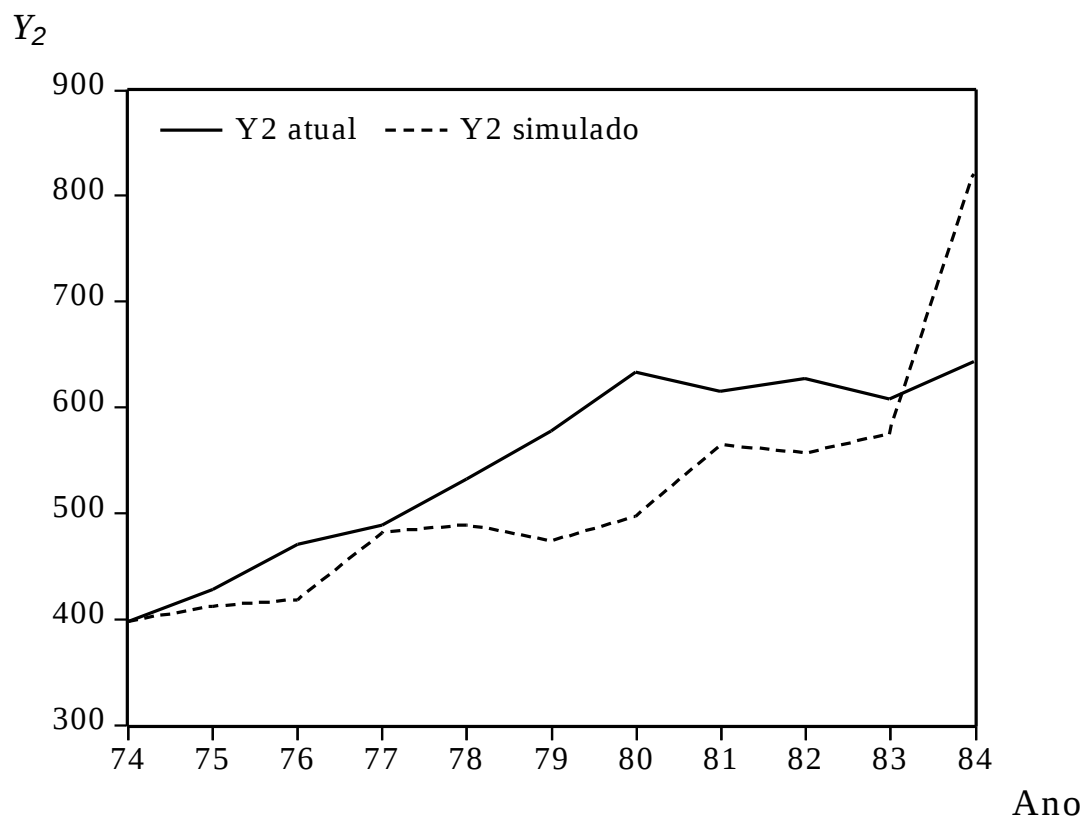
7.2.2. Período de 1980 a 2001

No Brasil, verificou-se significativo aumento da taxa de inflação a partir de 1973. Esse processo esteve relacionado com os sucessivos choques externos e internos na economia brasileira, como choques do petróleo (1973 e 1979), taxa de juro internacional, desvalorização cambial e políticas macroeconômicas adotadas posteriormente ao período do “milagre” econômico e sua propagação, devido aos mecanismos formais e informais de indexação existente na economia (GREMAUD et al., 2002).



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 13 - Produto do setor agrícola atual e do setor agrícola simulado da economia brasileira (bilhões de R\$ de 2001), 1974 a 1983.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 14 - Produto do setor não-agrícola atual e do setor não-agrícola simulado da economia brasileira (bilhões de R\$ de 2001), 1974 a 1983.

O início da década de 80 mostrou que a taxa de inflação na economia brasileira não estava relacionada com o nível de atividade econômica, visto que permanecia elevada mesmo em períodos de forte recessão. Portanto, não verificava a Curva de Phillips, quando a inflação se manifestava quer na expansão, quer na recessão. O quadro recessivo desse período contribuiu para reverter os desequilíbrios no balanço de pagamento e amenizar a crise externa, entretanto, não teve efeito sobre a inflação.

Segundo GREMAUD et al. (2002), a partir de 1984, a situação da crise externa estava praticamente equacionada, dados os amplos superávits comerciais, em decorrência da queda nas importações nos anos de recessão (81/83), e dada a expansão das exportações no ano de 1984, tanto em razão da recuperação da economia mundial como da resposta do setor exportador aos incentivos e à desvalorização cambial do ano anterior, além da maturação de uma série de projetos do II PND, que abriram novas frentes de exportação. A economia brasileira apresentou um crescimento, nesse ano, de 5,4%, liderada principalmente pelas exportações.

Esse novo período se iniciou com a economia em crescimento e o balanço de pagamento equilibrado, apesar de a inflação superar 200% ao ano. Portanto, o combate à inflação foi o principal objetivo das políticas econômicas adotadas nos anos seguintes.

Vários planos econômicos foram implantados e visavam à queda abrupta no nível da inflação, intercalados por períodos de controle ortodoxos. Os planos foram Cruzado (1986), Bresser (1987), Verão (1989), Collor I (1990), Collor II (1991) e Plano Real (1994). Percebe-se que, em todos os anos, houve planos de combate à inflação que se caracterizavam por diversas mudanças na condução da política econômica e nos seus resultados. Portanto, esse período foi marcado por grandes oscilações nas taxas de crescimento do produto real e de inflação, que acompanharam os períodos iniciais de sucesso e o fracasso posterior dos planos econômicos. Somente o Plano Real, em 1994, conseguiu definitivamente atingir, com sucesso, o objetivo de controlar o processo inflacionário que atuava na economia brasileira desde meados da década de 70, entretanto, sem conseguir dar

dinamismo à atividade econômica e levar ao crescimento de forma sustentável, pois a economia se manteve estagnada.

A partir desse quadro da economia brasileira na segunda metade da década de 80 e início da década de 90, e tendo como hipótese que a economia brasileira, após a realização da primeira simulação, conseguiu atingir um equilíbrio monetário, em que a inflação foi controlada pelas diversas políticas restritivas simuladas, é realizada a segunda simulação no modelo. Portanto, parte-se do princípio que a economia brasileira apresenta, a partir de 1984, equilíbrio tanto externo (balanço de pagamento equilibrado) quanto interno (inflação sobre controle). Dessa forma, foi possível simular políticas econômicas expansionistas que permitiram elevar a taxa de crescimento do produto da economia e analisar os efeitos sobre as variáveis endógenas do modelo.

A partir dos resultados da primeira simulação realizada no período de 1974 a 1983, um novo conjunto de políticas macroeconômicas expansionistas foi simulado no período de 1984 a 1994. Em relação à política monetária, foi simulado um aumento de 3% ao ano na base monetária ($M1$) e na dívida mobiliária emitida pelo Tesouro (H). A política fiscal foi menos restritiva, com queda de 1% ao ano na carga tributária e crescimento contínuo de 3% nos investimentos e nos gastos do governo, de 1984 a 1994. Em relação à abertura da economia, foi simulado aumento de 3% ao ano na abertura comercial (AC , AC_1 e AC_2), no período, queda de 3% ao ano na tarifa legal sobre importações, aumento de 3% ao ano na relação tarifa verdadeira sobre exportações e importações $(1-t_x)/(1+t_m)$ e aumento de 2% ao ano na abertura financeira, no período de 1984 a 1994. De 1994 a 2001, os valores das variáveis de choque foram mantidos constantes, em virtude das mudanças na economia advindas do Plano Real, que, em virtude do equilíbrio trazido na estrutura da economia, mediante controle do processo inflacionário, permitiu elevação da demanda agregada por meio do fim do imposto inflacionário. Além disso, a economia brasileira passou a ter maior integração no comércio internacional, em virtude do processo de abertura econômica iniciado no final da década de 80 e dos acordos comerciais com os países do Mercosul. Os impactos das rodadas de negociações da Organização

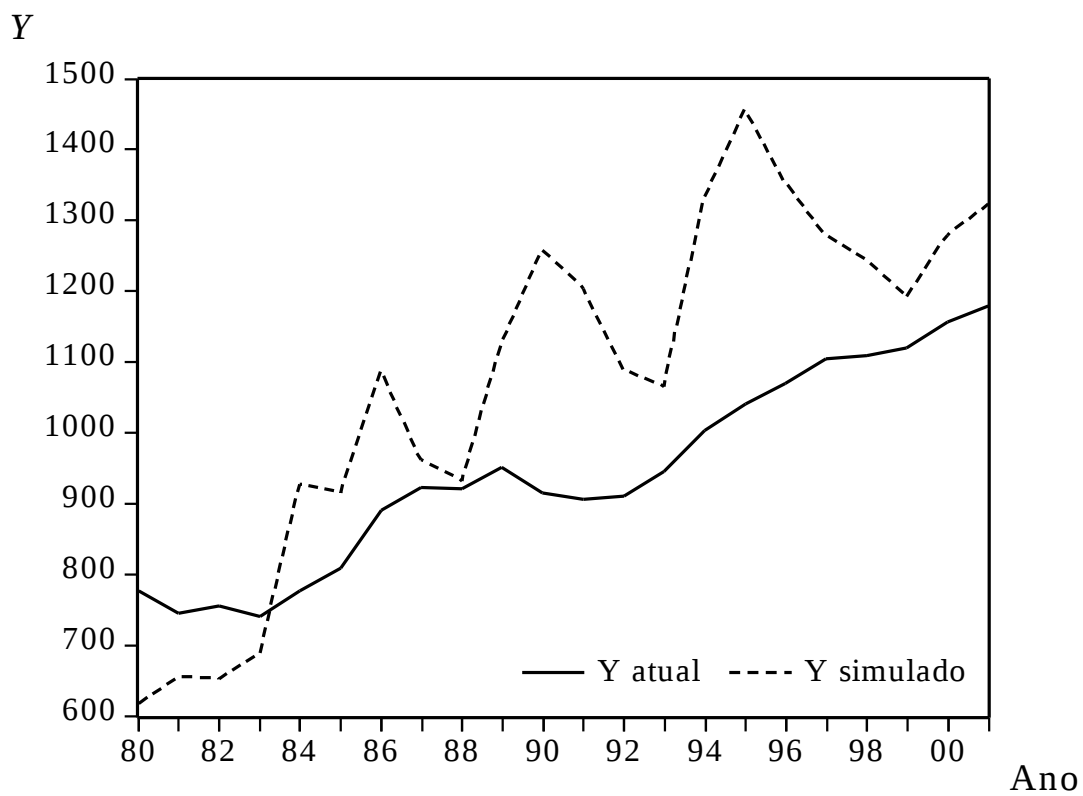
Mundial do Comércio (OMC) também possibilitaram maior integração da economia ao comércio internacional.

Da mesma forma que no período anterior, os resultados da simulação foram comparados aos valores atuais, ou seja, os observados e os simulados. Dessa forma, analisou-se melhor a magnitude dos efeitos das políticas simuladas sobre as diversas variáveis envolvidas no modelo. Com vistas em permitir a visão dos efeitos sobre as chamadas “décadas perdidas”, período que corresponde às décadas de 80 e 90, os resultados nesse período são apresentados para o intervalo correspondente a essas décadas, portanto, de 1980 a 2001.

Na Tabela 14 são apresentadas as taxas anuais médias de crescimento das variáveis endógenas atuais e simuladas e, nas Figuras 15, 16 e 17, o desempenho do produto total, do produto do setor agrícola e do setor não-agrícola da economia brasileira no período de 1980 a 2001. A simulação foi feita com base em políticas macroeconômicas expansionistas, como já descrito, as quais visam ao crescimento da economia após um período de ajuste.

O produto total da economia respondeu às políticas simuladas, de forma satisfatória, visto que apresentou crescimento a níveis maiores do que os observados. Entretanto, esse crescimento não ocorreu de forma contínua, como pode ser observado na Figura 15, comportamento que parece indicar que o modelo apresentou comportamento cíclico dessa variável. Outra explicação podem ser as diversas políticas ortodoxas e heterodoxas adotadas principalmente até 1994, dados os diversos planos de estabilização implementados sem sucesso, cujos efeitos, certamente, foram transmitidos ao modelo via base de dados. No entanto, foi nítida a tendência de crescimento no produto da economia, o que foi reforçado pela taxa anual média de crescimento do produto agregado simulado da economia brasileira de 3,49%, portanto, maior que a taxa observada, que é de 2,23% (Tabela 14), o que corresponde a um crescimento, em pontos percentuais, de mais de 1% ao ano em duas décadas.

Esse crescimento observado no produto ocorreu em razão do conjunto de políticas simuladas.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 15 - Produto total atual e simulado da economia brasileira (bilhões de R\$ de 2001), 1980 a 2001.

Tabela 14 - Efeitos das políticas macroeconômicas: fiscal, monetária e de abertura comercial, 1980 a 2001

Variáveis	Crescimento médio anual dos valores atuais	Crescimento médio anual dos valores simulados
Setor Agrícola		
Preço Real (P_1/P_3)	-0,45	0,61
Trabalho (L_1)	-1,56	-1,56
Produto (Y_1)	0,07	3,18
Salário (W_1)	-2,70	-0,11
Taxa de Retorno (r_1)	5,60	11,29
Produto Médio (Pme_1)	1,63	4,74
Parcela do Capital no Produto (B_1)	4,27	6,85
Setor Não-Agrícola		
Preço Real (P_2/P_3)	-3,42	-3,94
Trabalho (L_2)	3,44	3,48
Produto (Y_2)	1,49	2,80
Salário (W_2)	-0,21	2,22
Taxa de Retorno (r_2)	-2,07	0,92
Produto Médio (Pme_2)	-1,95	-0,68
Parcela do Capital no Produto (B_2)	-0,41	-0,56
Economia Agregada		
Produto (Y)	2,23	3,49
Renda Per Capita (Y/N)	0,59	1,85
Trabalho (L)	2,15	2,19
Taxa de Câmbio Real (P_x/P_3)	-0,66	0,45
Consumo Privado (C^P)	1,85	2,77
Investimento Privado (I^P)	1,55	4,10
Exportações (X)	5,18	7,74
Importações (M)	7,07	9,62

Fonte: Dados da pesquisa.

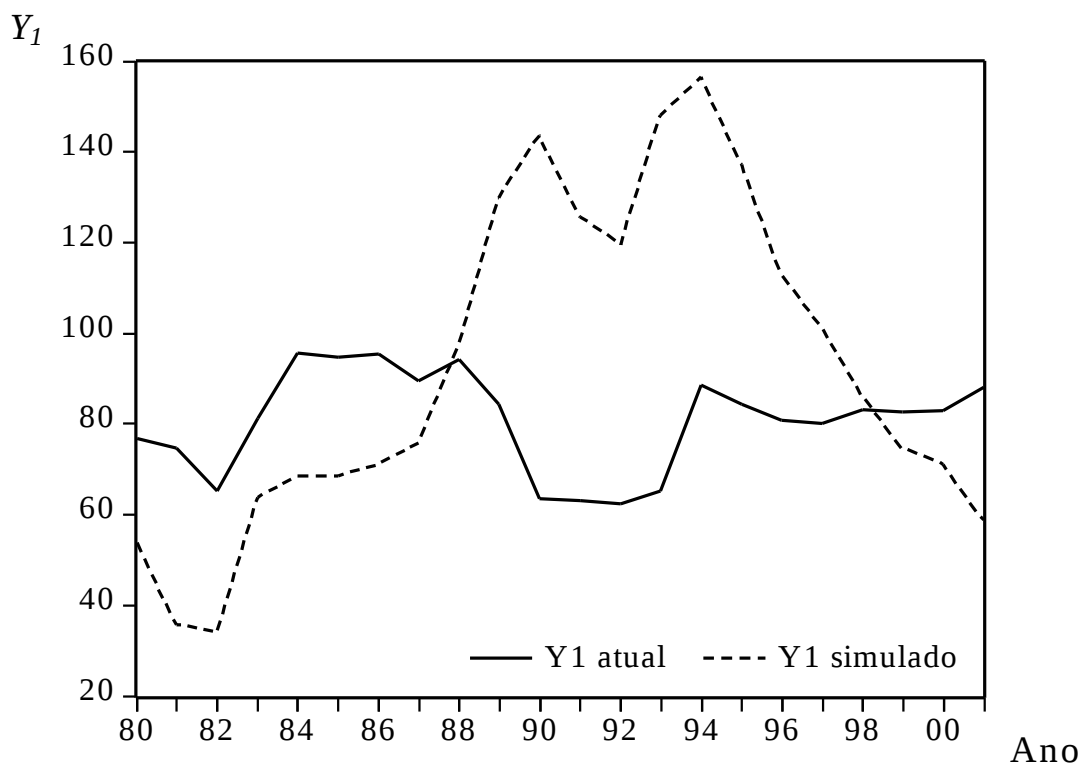
A política fiscal simulada, menos restritiva que no período anterior, elevou a renda agregada e o consumo privado, ao reduzir o nível dos impostos diretos e indiretos. A política monetária expansionista também teve efeitos sobre a demanda agregada, pressionando o consumo. Impactos, portanto, foram observados no consumo privado, cuja taxa média de crescimento anual aumentou de 1,85% para 2,77% ao ano. A redução no nível dos impostos não necessariamente significou queda na arrecadação do governo. Os preceitos da Curva de Laffer indicam que a arrecadação tributária poderia até aumentar com a queda nas alíquotas dos impostos, hipótese que foi levada em consideração, em virtude da elevação nos impostos simulados no período imediatamente anterior. Assim, acredita-se que haja margem para queda nos impostos sem queda no nível de arrecadação tributária do governo. O aumento simulado do consumo do governo e do investimento do governo também propiciou ambiente favorável ao investimento privado, devido à melhoria na infra-estrutura do país, a qual possibilitou maior retorno ao investimento privado.

A taxa de retorno ao investimento tanto no setor agrícola quanto no não-agrícola apresentou crescimento em suas médias geométricas anuais. No agrícola, com maior intensidade, ela dobrou, em razão do aumento nos níveis de preços reais (0,61% ao ano) e da maior abertura econômica simulada e do aumento dos preços das *commodities* no mercado internacional. O não-agrícola apresentou, no período de 1980 a 2001, queda na taxa de retorno ao investimento (-2,07% ao ano), a qual, com a simulação, passou a ter uma taxa de crescimento positiva de 0,92% ao ano. Enquanto esses resultados do setor agrícola possibilitaram incremento de 4,4% para 6,85% ao ano na participação do capital no produto desse setor, no não-agrícola essa participação do capital no produto praticamente não se alterou, mantendo-se decrescente a uma taxa média de variação negativa de -0,56% ao ano (Tabela 14).

Ocorreu relativa melhoria nos salários dos setores agrícola e não-agrícola. No agrícola, após a queda de -2,7% na taxa média anual observada, no período, com a simulação, essa queda passou para apenas -0,11% ao ano, portanto, com impactos menores nos salários agrícolas, dadas as políticas

simuladas. Já no não-agrícola, mediante políticas expansionistas que resultaram em aumento da demanda agregada e do nível da atividade econômica, como observado, houve aumento de 2,22% ao ano na taxa de crescimento médio dos salários desse setor, o qual reflete melhor condição social do trabalhador. O trabalho foi pouco afetado pelas políticas simuladas, talvez em virtude da estrutura do modelo, e manteve-se praticamente às mesmas taxas médias de crescimento nos valores atuais e nos valores simulados, em ambos os setores e na economia agregada.

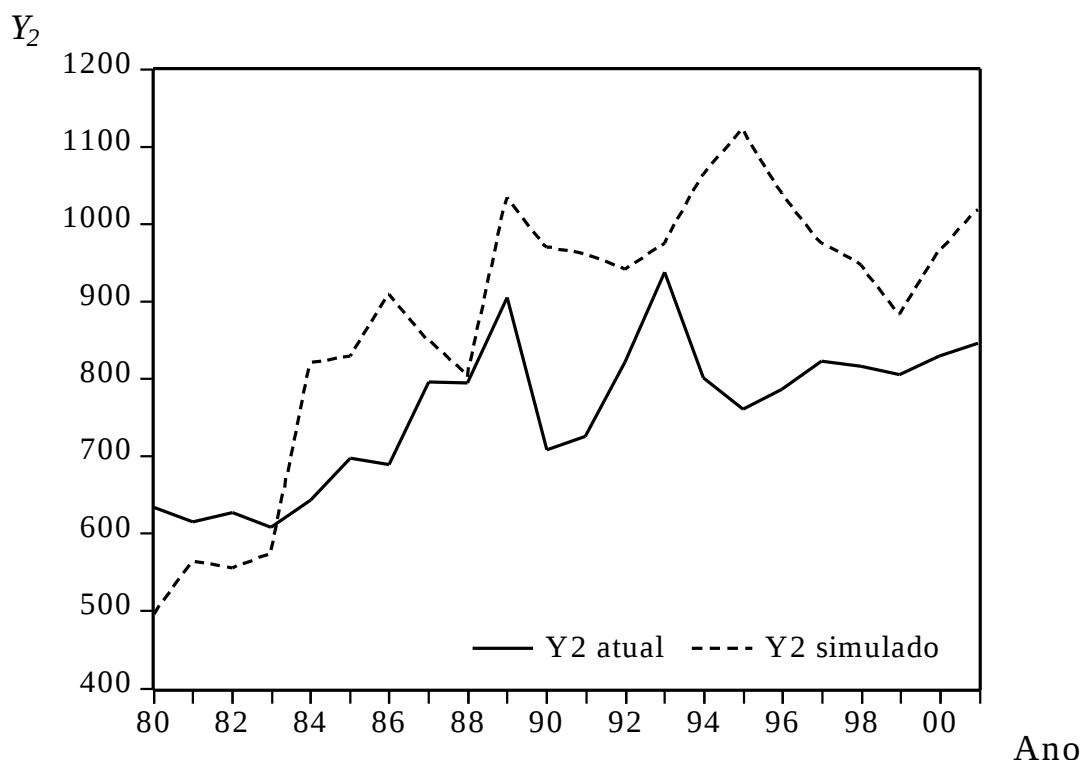
O produto do setor agrícola que se apresentou estagnado no período (crescimento de apenas 0,07% ao ano), mediante a simulação, passou a crescer a taxas médias anuais de 3,18%. O setor exportador, certamente, teve papel decisivo nesse desempenho, bem como a elevação no nível real dos preços simulados (0,61% ao ano). O aumento do investimento do governo teve impactos na pesquisa e no desenvolvimento de novas espécies e variedades, as quais elevaram a produtividade agrícola e a taxa de retorno ao investimento, com maior participação do capital, que elevou o produto final do setor. Conforme pode ser observado na Figura 16, o produto do setor agrícola cresceu desde o ano de 1982 até 1990, com queda até 1992, seguindo a tendência do produto observado, e voltando a crescer até 1994, quando caiu de forma abrupta até o final do período. Esse comportamento de queda, na segunda metade da década de 90, está relacionado com o fim das políticas expansionistas simuladas a partir de 1994, as quais, conjugadas com a taxa de câmbio sobrevalorizada, que prevaleceu após o Plano Cruzado, afetou, de forma direta, o setor agrícola exportador.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 16 - Produto do setor agrícola atual e simulado da economia brasileira (bilhões de R\$ de 2001), 1980 a 2001.

O setor não-agrícola, de acordo com a simulação, cresceu a uma média geométrica anual de 2,80% no período, em detrimento de um crescimento de apenas 1,49% ao ano nos valores atuais, e seu desempenho, conforme pode ser observado na Figura 17, foi muito parecido com o da economia como um todo (Figura 14), em virtude de sua maior participação no total produzido pela economia brasileira. A queda observada na taxa anual média de crescimento dos preços reais desse setor (-3,94%, Tabela 13) pode ser entendida como um aumento na competitividade da indústria, em virtude da maior abertura comercial obtida da simulação e da efetivamente observada a partir do final dos anos 80.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 17 - Produto do setor não-agrícola atual e simulado da economia brasileira (bilhões de R\$ de 2001), 1980 a 2001.

Esse aumento da competitividade também pode ser observado no comportamento da taxa de câmbio real. Observa-se que, nos valores atuais, essa variável apresentou taxa de crescimento média negativa de -0,66% ao ano, enquanto a partir dos valores simulados passou a ser positiva, 0,45% ao ano. O crescimento da taxa de câmbio indica que os preços reais internos estavam caindo em relação aos externos, o que elevaria a competitividade dos produtos nacionais no comércio exterior.

8. RESUMO E CONCLUSÕES

Este estudo analisou o desempenho da economia brasileira na segunda metade do século XX, com a preocupação central de entender o crescimento do produto da economia nas quatro últimas décadas.

A economia brasileira, até o final da década de 70, apresentou taxas de crescimento do produto condizentes com as de economias desenvolvidas, em razão da mudança na estrutura produtiva, ocorrida principalmente a partir do processo de industrialização. Essa mudança possibilitou, nesse período, diversificar o parque industrial, modernizar a agricultura e elevar a produtividade dos fatores de produção nos diversos setores da economia.

Entretanto, a partir da década de 80, a economia apresentou baixo crescimento do Produto Interno Bruto, de apenas 2,37% ao ano, de 1980 a 2001. Nesse período, a taxa média de crescimento da população brasileira foi de 1,64% ao ano, o que permitiu um crescimento na renda per capita muito próximo de zero.

O baixo nível de crescimento do produto originou problemas na economia, dado o menor nível de investimento produtivo, que contribuiu para alocação dos recursos não condizentes com a otimização, gerando desemprego dos fatores, principalmente trabalho, e redução da competitividade internacional.

Mesmo em períodos de crises externas, a adoção de políticas condizentes que permitam enfrentar os problemas para manter os indicadores macroeconômicos equilibrados possibilita, a partir da superação da crise, manter políticas sustentáveis de crescimento. Esse processo, quando ocorre devido a políticas não apropriadas, como oportunismo político, ideologias, ou mesmo ignorância dos agentes formuladores, tem efeito negativo no ajustamento e na realocação dos recursos. Gera desequilíbrios no sistema econômico, como inflação, desemprego, distorções no comércio internacional e carência de recursos para investimento na infra-estrutura e na pesquisa, que reduzem a taxa de retorno ao investimento, gerando um ciclo vicioso, cuja reversão é extremamente penosa para a economia e para a sociedade.

No Brasil, a partir da segunda metade da década de 70, os choques externos do petróleo, a forte recessão nos mercados mundiais e a elevação das taxas de juros internacionais, aliados a políticas não apropriadas de manutenção do crescimento econômico a taxas elevadas, levaram a um quadro de grandes desequilíbrios no início dos anos 80. Esses desequilíbrios podem ser resumidos em elevadas taxas de inflação e forte crise no balanço de pagamentos, que encaminharam o país a uma seqüência de planos e pacotes econômicos que visavam ao controle dos preços, sem sucesso, até o início dos anos 90, e uma moratória na dívida externa no ano de 1986. Todo esse quadro de crise resultou em sérios problemas na economia, como queda no fluxo internacional de comércio e de capital (menor abertura econômica), desemprego do trabalho e de outros fatores produtivos, e queda no investimento e no consumo, que culminou no baixo crescimento do produto no período de 1980 a 2001.

As políticas econômicas adotadas no Brasil não proporcionaram adequado crescimento econômico nesse período, o que leva a refletir se políticas econômicas alternativas, que se antecipariam às políticas de ajuste e que pudessem ser gradativamente efetivadas a partir do primeiro choque do petróleo (período de 1974 a 1983), não trariam resultados mais adequados à economia brasileira nos anos seguintes. Mesmo que essas políticas implicassem menores níveis de crescimento do produto, do que o ocorrido inicialmente, possibilitariam

a retomada do crescimento de forma sustentada, a partir de meados da década de 80 até hoje, levando o país a novos ciclos de crescimento virtuoso, ou seja, maiores níveis de investimento, de emprego, de equilíbrio nos preços e de maior competitividade internacional.

O modelo econométrico desenvolvido para simular políticas econômicas alternativas no Brasil segue uma estrutura de três setores: agrícola, não-agrícola e governo. Esse modelo foi dividido em blocos agregados, formados pela taxa de câmbio real, preços e abertura comercial; dispêndio da economia; e emprego e alocação dos recursos produtivos. Nessa estrutura, buscou-se contemplar todos os fatores determinantes do produto na economia brasileira. Portanto, o modelo parte da concepção de que o ambiente macroeconômico, que envolve a relação entre as diversas variáveis econômicas, determina os preços, os investimentos e a produção.

A estimativa do bloco de equações, que corresponde à taxa de câmbio real, preços setoriais e abertura comercial, buscou identificar as variáveis-chaves que influenciam a competitividade da economia brasileira. Os resultados mostraram que o termo de troca é importante componente da taxa de câmbio real, e o parâmetro de incidência (w) indica que os preços dos bens domésticos sofrem mais influência dos preços dos bens importados do que dos preços dos bens exportados pelo Brasil, no período do estudo. A importância do petróleo na pauta de importação e nos custos internos de produção, combinada com a maior abertura comercial no período do “milagre” e a partir do final da década de 80, e o concomitante aumento das importações, nesses períodos, justificaram esse resultado. Além disso, na maior parte do período, o setor exportador da economia foi representado, basicamente, por produtos do setor primário. A taxa de câmbio real mostrou-se sensível tanto às políticas comerciais, que afetam a abertura da economia, quanto à política fiscal praticada, representada no modelo pelo consumo do governo. Entretanto, as políticas monetárias, dadas pela participação do estoque monetário na renda e pela monetização do déficit público, não exerceram influência na taxa de câmbio real e, por conseguinte, no nível de competitividade da economia. Isso ocorreu em virtude da política de taxa de

câmbio fixa praticada na maior parte do período do estudo, o que tornou a política monetária endógena.

Os preços dos bens dos setores agrícola e não-agrícola foram influenciados pelos preços dos bens comercializáveis, em ambos os setores, sendo mais fortemente no preço do setor não-agrícola, por ser este mais dinâmico e ter maior participação no total do produto da economia. A abertura comercial corroborou esse resultado, ao apresentar influência significativa nos preços em ambos os setores.

A função de produção adotada no modelo tem como ponto central a mudança tecnológica endógena e seus efeitos sobre a produção. Essa função representa um modelo em que o arcabouço teórico permite analisar os fatores que determinam a mudança tecnológica, e sua adoção facilita modelar as variáveis de política econômica, que, juntamente com variáveis de restrições, são denominadas variáveis de estado que explicam a mudança tecnológica. O modelo composto de quatro equações estocásticas e duas identidades, para os setores agrícola e não-agrícola, foi estimado pelo Método dos Mínimos Quadrados, em três estágios, e apresentou bom ajustamento dos dados e variáveis ao modelo. A estimação dos parâmetros básicos das equações permitiu calcular a elasticidade da produtividade média do trabalho com relação às variáveis de estado, possibilitando mensurar o impacto na mudança tecnológica nos setores agrícola e não-agrícola.

No setor agrícola, as variáveis de estado foram representadas pelo preço composto do próprio setor, relativo ao preço do setor governo, pelo consumo do governo, pela monetização de déficit público, pela abertura comercial do setor agrícola e pela razão capital-trabalho desse mesmo setor. Essas variáveis mostraram-se positivamente relacionadas com a produtividade média do trabalho, o que indica presença de mudança tecnológica poupadora da mão-de-obra. Destacaram-se, em termos de magnitude da elasticidade, a abertura comercial, o preço relativo do setor agrícola e o consumo do governo, nessa ordem, como maiores determinantes da mudança tecnológica no setor agrícola. Esse resultado evidencia o papel principal do setor externo, dentre outras

variáveis, para a mudança tecnológica no setor agrícola brasileiro. Além da elasticidade da abertura comercial, o preço dos bens transacionáveis teve influência na formação dos preços agrícolas, como ficou evidente no modelo de determinação de preços.

Em relação ao setor não-agrícola, as variáveis de estado foram representadas pela razão capital-trabalho, consumo do governo, abertura comercial e preço do setor não-agrícola, relativo ao preço do setor público. A magnitude de suas elasticidades na determinação da mudança tecnológica ocorreu nessa ordem. Portanto, a elasticidade da razão capital-trabalho apresentada (1,489) demonstra a importância do capital na determinação da produtividade do trabalho e sua capacidade de gerar mudança tecnológica no setor não-agrícola. A utilização do capital, de forma intensiva, na indústria explica essa importância e demonstra, também, o papel do investimento no aumento do estoque de capital no setor não-agrícola e na geração de mudança tecnológica poupadora de mão-de-obra. O consumo do governo também apresentou elasticidade elevada, tendo em vista a influência na determinação da demanda agregada, que, por sua vez, tem efeitos sobre a produtividade do trabalho. A variável preço do setor não-agrícola, em relação ao preço do governo, foi estatisticamente igual a zero, o que indica a fraca influência dos preços dos bens não-agrícolas na produtividade do trabalho desse setor. As elevadas taxas de inflação no Brasil, no período em estudo, podem ter criado distorções no mecanismo de ajuste através dos preços, distorcendo, assim, os resultados.

A identidade básica das contas nacionais, pelo lado do dispêndio, foi modelada para determinar o papel desempenhado pelo consumo privado e pelo investimento privado na formação do produto da economia brasileira, no período do estudo. O modelo segue o padrão keynesiano e é formado pela função consumo, pela função investimento e pela identidade da renda. O modelo consiste, portanto, de três equações, sendo duas estocásticas e uma identidade. Admite-se que o consumo e o investimento do governo sejam exógenos e que as exportações líquidas sejam obtidas por diferença.

A estimação da função consumo permitiu estimar a propensão marginal a consumir (*PMgC*), que, da forma como foi modelada, foi influenciada pela parcela do trabalho e pela parcela do consumo do governo na renda. O valor médio da *PMgC* foi de 0,56 e indicou que o aumento de R\$ 1,00 na renda per capita, no Brasil, elevou o consumo privado em R\$ 0,56. O desempenho da *PMgC*, no decorrer dos anos de estudo, indicou mudança de comportamento das famílias a partir de meados da década de 80. O valor dessa propensão manteve-se estável, com valores em torno de 0,62, até o início dessa década, e queda vertiginosa até atingir novo patamar, em torno de 0,46, no início dos anos 90. Portanto, percebe-se claramente uma mudança no comportamento das famílias, em relação ao consumo, durante a segunda metade da década de 80. Essa mudança foi reflexo, principalmente, das taxas de inflação, em um processo hiperinflacionário que, conjuntamente com os diversos planos e congelamentos de preços mal sucedidos, durante a segunda metade da década de 80, fez com que as famílias buscassem proteger sua renda nas operações financeiras, no curto e curtíssimo prazo. Entretanto, com o fim do processo inflacionário, devido ao Plano Real, a *PMgC* da renda no Brasil não voltou a crescer, o que indica que as famílias mantiveram o mesmo comportamento em relação ao consumo, ao longo do restante do período.

A taxa de juros real, no Brasil, mostrou-se importante na determinação do consumo privado, e o sinal negativo apresentado indicou que o aumento na taxa de juros real encareceu o crédito e teve efeito de queda no consumo das famílias. Esse resultado é coerente com o pensamento neoclássico da função consumo. A variável participação do tributo direto na renda não foi estatisticamente significativa, o que minimizou os efeitos da política fiscal na determinação do consumo privado no modelo adotado.

Com relação à função investimento privado per capita, a variável taxa de juros real apresentou melhor ajustamento quando defasada em um período, em que o coeficiente estimado foi estatisticamente significativo e teve sinal negativo, como preconiza a teoria, ou seja, relacionou-se inversamente com o nível de investimento. De acordo com o modelo teórico desenvolvido, a taxa de juros é o

principal determinante do nível do investimento privado, e o resultado da estimação confirmou essa hipótese, tendo em vista a significância estatística do parâmetro dessa variável. A renda per capita também foi significativa e coerente com o esperado, relacionando-se diretamente com o nível de investimento. O investimento do governo, que foi considerado exógeno e representou a política fiscal, gerou externalidade positiva que elevou a produtividade da economia. Isso ocorreu em virtude da melhoria na infra-estrutura do país, à qual grande parte dos recursos investidos pelo governo era destinada. Os resultados confirmaram essa relação. O tributo total per capita, que representa também a política fiscal, apresentou relação inversa com o investimento privado per capita, entretanto, o parâmetro dessa variável não foi significativo, razão por que tem pouco poder para explicar o investimento privado.

A alocação dos recursos produtivos, trabalho e capital, na economia brasileira foi analisada por meio da função emprego e da função investimento setorial. Na análise da função emprego, foi levada em consideração a migração da mão-de-obra do setor agrícola para o setor não-agrícola, que, no Brasil, foi muito expressiva após o início do processo de industrialização. Para isso, incluiu-se a função de migração, com vistas em determinar seus condicionantes. Em relação ao capital, estimou-se a função investimento do setor não-agrícola, entretanto, a função investimento do setor agrícola apresentou baixo ajustamento, devido à grande dispersão do investimento desse setor ao longo do período de análise, não sendo possível definir nenhuma relação com as variáveis, que, portanto, foram excluídas do modelo, e o investimento do setor agrícola considerado exógeno.

O resultado da estimação da equação de migração indicou que os salários do setor não-agrícola, a composição da força de trabalho, a taxa de desemprego e o preço da terra exercem influência na determinação da migração rural-urbana no Brasil. O salário do setor agrícola não mostrou significância estatística na determinação dessa migração.

Em relação à função emprego, os salários da economia, ponderados pelo salário do setor agrícola e do setor não-agrícola, não foram significantes na

determinação do emprego. Entretanto, a proporção da população economicamente ativa em idade mais produtiva, entre 20 e 49 anos de idade, foi significativa na determinação do emprego, juntamente com a taxa de desemprego defasada, que representou no modelo o custo de conseguir emprego.

No Brasil, o investimento no setor não-agrícola foi influenciado pela taxa de retorno esperada e pelo volume do estoque de capital desse setor em relação ao produto não-agrícola. Já a taxa de juros real, que, no modelo de investimento privado (com maior agregação), demonstrou forte influência na determinação do nível do investimento, nesse caso desagregado para o setor não-agrícola, não foi determinante para o investimento do setor.

Na estimação das equações que compõem o modelo encontraram-se resultados que são consistentes com o que preconiza a teoria macroeconômica convencional. Como exemplos, têm-se resposta da competitividade da economia, via taxa de câmbio real, às alterações no termo de troca, conforme observado no modelo de taxa de câmbio real; consumo e investimento do governo sobre a demanda agregada, observada indiretamente nas equações de produção; e taxa de juros e consumo e investimento privado agregados.

Mediante determinação de todas as relações funcionais que reproduzem o comportamento das variáveis macroeconômicas na economia brasileira do período de 1960 a 2001, foi possível modelar a relação conjunta de todas as funções e observar o comportamento das variáveis endógenas, ao alterar os valores das variáveis exógenas. Assim, simularam-se mudanças nas políticas econômicas e analisaram-se seus efeitos sobre as principais variáveis relacionadas com crescimento total e setorial do produto no Brasil.

As simulações objetivaram avaliar os impactos no produto, no investimento, no consumo, no emprego e nos salários dos setores agrícola e não-agrícola brasileiro, mediante a adoção de políticas econômicas restritivas que antecipassem o ajuste econômico do início dos anos 80 para após o primeiro choque do petróleo, sendo feita gradualmente a partir de 1974. Objetivaram também avaliar esses mesmos impactos, mediante adoção de políticas monetária

e fiscal menos restritivas, e de políticas de maior abertura na economia, gradualmente, a partir de 1984.

As políticas simuladas no período de 1974 a 1983 envolveram as variáveis de política monetária, de política fiscal e de abertura comercial, e os choques foram no sentido contracionista. O resultado foi menor crescimento no produto do que o observado na economia brasileira no período de 1974 a 1983. A política fiscal restritiva simulada foi composta de menor investimento e do consumo do governo, aumento da tributação, queda gradual na emissão monetária e na dívida mobiliária do tesouro, que reduz a monetização do déficit público, e menor abertura da economia. Em termos de economia agregada, essas políticas tiveram impactos que levaram a menores taxas de crescimento do consumo privado, do investimento privado, das exportações e das importações, no período de 1974 a 1983.

Em termos setoriais, o setor agrícola foi mais impactado nesse período, com queda de -3,03% ao ano no produto; de -5% nos salários; de -2,62% na taxa de retorno ao investimento e -3,65% ao ano e no produto médio do trabalho. A parcela do capital no produto que apresentou taxa de crescimento médio anual, observado no período, foi de 12,32%; com a simulação, essa taxa caiu para 5,51% ao ano. O setor não-agrícola também foi afetado negativamente, com queda de -3,29% ao ano na taxa anual média de crescimento dos preços; de -4,35% ao ano nos salários; de -3,03% ao ano na taxa de retorno; e de -0,58% ao ano no produto médio do trabalho. Entretanto, o setor não-agrícola continuou crescendo, embora a taxas menores do que as observadas, 4,23% ao ano. O maior impacto no setor agrícola ocorreu em razão de sua tradicional dependência externa, já que as exportações foram mais seriamente impactadas pelas políticas de menor abertura comercial, e o subsetor exportador agrícola teve importante participação no produto desse setor. Já o setor não-agrícola foi menos dependente das exportações e também mais dinâmico e, nas décadas anteriores, já se praticava uma política de baixa abertura comercial marcada pela forte política de substituição de importações. Além disso, esse setor vinha de um período de

grande crescimento no produto, período do “milagre econômico”, o que o possibilitou crescer, entretanto, a taxas ligeiramente menores.

A menor pressão sobre a demanda agregada da economia, advinda principalmente do aumento dos impostos, queda no consumo do governo e política monetária restritiva, teve impactos marcantes sobre o nível de preços reais. No setor agrícola, o crescimento dos preços praticamente não se alterou entre os valores observados e os simulados, no período de 1974 a 1983, enquanto no setor não-agrícola houve queda substancial. Esses efeitos foram sentidos no cômputo da inflação, o qual não foi captado pela estrutura do modelo. Entretanto, pode-se inferir que as políticas adotadas poderiam ter impactos no nível geral dos preços, podendo até eliminar os graves problemas inflacionários ocorridos nos anos subseqüentes. Grande parte dos problemas relativos ao balanço de pagamentos, que culminou com a crise da dívida externa no início dos anos 80, também seria contornada pelo menor crescimento da economia no período.

Com a simulação nesse primeiro período, um novo quadro se desenhou a partir de 1984. Com o equacionamento dos principais desequilíbrios da economia brasileira (inflação e dívida externa), apesar do sacrifício do setor agrícola, políticas expansionistas foram simuladas gradualmente, no sentido de levar a um crescimento permanente e sustentável da economia. Assim, no período de 1984 a 1994, políticas de menor restrição monetária e fiscal e de maior abertura econômica foram simuladas, e os resultados compreenderam o período de 1980 a 2001, permitindo comparações com as denominadas “décadas perdidas”.

O produto total da economia respondeu às políticas simuladas de forma satisfatória, apresentando crescimento do produto a níveis maiores do que os observados. Impactos foram percebidos nos seguintes agregados: na renda per capita, que, no valor observado no período, foi praticamente nula e passou a uma taxa de crescimento médio anual de 1,85% ao ano com a simulação; na taxa de câmbio real, que, com queda inicial da competitividade, passou a apresentar aumento de competitividade com a simulação; aumento do consumo privado e do investimento privado, esse último de forma mais significativa; e aumento das exportações e importações.

O setor agrícola novamente respondeu, de forma mais contundente, às políticas expansionistas simuladas do que o não-agrícola. Os preços agrícolas cresceram em virtude de maior abertura e dos melhores preços praticados no mercado internacional. A taxa de retorno, que já crescia positivamente a 5,60% ao ano, com a simulação, passou a crescer 11,29% ao ano, como resultados das políticas e dos efeitos indiretos advindos do aumento dos preços reais, do maior produto médio e da maior participação do capital no produto agrícola. Os salários agrícolas, que apresentavam taxas médias de crescimento de -2,70% ao ano, continuaram a cair, entretanto, a apenas -0,11% ao ano.

No setor não-agrícola, os impactos dos choques expansionistas nas políticas econômicas também foram positivos, entretanto em menor magnitude do que no setor agrícola. A maior queda na taxa anual de crescimento dos preços reais, observada com a simulação, indicou maior competitividade da economia brasileira no mercado internacional, haja vista a maior abertura da economia, conforme simulado. A taxa média anual dos salários aumentou, expressivamente, na magnitude de 2,22% ao ano (os salários observados tiveram taxa de crescimento negativa de -0,21% ao ano). Tendo em vista a maior participação desse setor na composição do trabalho, esse resultado indica que houve melhoria das condições sociais do trabalhador no Brasil, com as políticas simuladas.

Pelos resultados da simulação, foi possível perceber que as políticas macroeconômicas afetaram, com diferente intensidade, o setor agrícola e o não-agrícola. O fato de o setor agrícola, no Brasil, ter nas exportações uma grande participação no produto desse setor, advindo da elevada produtividade e da competitividade dos produtos no mercado internacional, certamente possibilitou maior resposta quando da implementação de políticas que permitam, ou não, maior abertura comercial. O setor não-agrícola no Brasil, até meados da década de 90, sempre foi muito protegido da concorrência internacional, que se traduziu em baixa produtividade dos fatores e, por conseguinte, baixa competitividade. Portanto, políticas que conduzam a uma maior abertura econômica tendem a ter efeitos menores nesse setor, quando comparado com o setor agrícola, em virtude de sua baixa inserção no mercado internacional.

Os resultados permitem concluir que políticas econômicas mal conduzidas resultam em sérias conseqüências no sistema econômico e na sociedade, as quais podem perdurar por longo período de tempo até o ajuste completo. A simulação mostrou que políticas voltadas para a consecução do equilíbrio em variáveis-chaves da política econômica, como orçamento do governo, estoque de moeda, volume da dívida emitida pelo governo e tarifas sobre o comércio internacional, em momentos de crise externa (ou mesmo numa crise política interna), em uma economia apenas parcialmente aberta ao comércio internacional, são fundamentais para que a economia possa manter seus indicadores de crescimento. O exemplo da política expansionista adotada no II PND, que levou a economia brasileira a crescer forçadamente, mas sem o devido controle sobre as variáveis citadas, culminou em sérios problemas inflacionários e de dívida externa, que resultaram em duas décadas de baixo crescimento no produto. Os impactos na sociedade podem ser mensurados pelo aumento da taxa de desemprego e pela estagnação da economia.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBUQUERQUE, M.C.C., NICOL, R. **Economia agrícola**. São Paulo: McGraw-Hill, 1987.

ALVES, E. Migração rural-urbana. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, ano 4, n. 4, p. 15-29, 1995.

ALVES, E., CONTINI, E. A modernização da agricultura brasileira. In: BRANDÃO, A.S.P. (Ed.). **Os principais problemas da agricultura brasileira: análise e sugestões**. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1988. p. 49-98.

ALVES, E., LOPES, M., CONTINI, E. O empobrecimento da agricultura brasileira. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, ano 8, n. 3, p. 5-19, 1999.

ALMEIDA, C.O., BACHA, C.J.C. Determinantes da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil: 1961/95. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 1, p. 95-128, 1998.

ARGY, V. **International macroeconomics: theory and policy**. London: Routledge, 1994. 654 p.

ARIDA, P. Austeridade autotelia e autonomia. In: ARIDA, P. **Dívida externa recessão e ajuste estrutural: o Brasil diante da crise**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1983. p. 189-206. (Coleção Estudos Brasileiros, 64).

BACHA, E.L. Crescimento econômico, salários urbanos e rurais: o caso do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 3, p. 585-628, 1979.

BACHA, E.L. Por uma política econômica positiva. In: ARIDA, P. (Org.). **Dívida externa e ajuste estrutural: o Brasil diante da crise**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1983. p. 171-188. (Coleção Estudos Brasileiros, 64).

BACHA, E.L. Choques externos e perspectivas de crescimento: o caso do Brasil – 1973/89. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 3, p. 583-622, 1986.

BACHA, E.L. O Plano Real: uma avaliação. In: MERCADANTE, A. (Org.). **O Brasil pós-Real: a política econômica em debate**. Campinas: UNICAMP, 1998. p. 11-69.

BAER, W. **A economia brasileira**. São Paulo: Nobel, 1996. 416 p.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. [28 jun. 2002]. (www.bcb.gov.br).

BARBOSA, F.H. Plano Collor: um golpe de mestre contra a inflação? In: FARO, C. (Org.). **Plano Collor: avaliações e perspectivas**. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 1990. p. 64-78.

BAUTISTA, R.M., VALDÉS, A. The relevance of trade and macroeconomic policies for agriculture. In: BAUTISTA, R.M., VALDÉS, A. (Eds.). **The bias against agriculture: trade and macroeconomic policies in developing countries**. San Francisco: ICEG/IFPRI, 1993. p.3-24.

BONELLI, R., MALAN, P. Os limites do possível: notas sobre balanço de pagamentos e industriais nos anos 70. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 6, n. 2, p. 353-407, 1976.

BRANDÃO, A.S.P. **The Brazilian agricultural policy experience: rationale and future directions**. Knoxville, Tennessee, 1988. (Mimeogr.).

BRANDÃO, A.S.P., CARVALHO, J.L. **Trade exchange rate, and agricultural pricing policies in Brasil**. Washington, D.C.: World Bank, 1991. 164 p. (World Bank Comparative Studies, 2).

BRANSON, W.H. **Macroeconomic theory and policy**. New York: Harper and Row, 1972. 460 p.

CASTRO, A.B., SOUZA, E.P. **A economia brasileira em marcha forçada**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1985. 217 p. (Coleção Estudos Brasileiros, 91).

CASTILHO, M.L. **Educação e crescimento econômico no Brasil**. Viçosa: UFV, 2003. 117 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, 2003.

CAVALLO, D., MUNDLAK, Y. **Agriculture and economic growth in an open economy: the case of Argentina**. Washington: IFPRI, 1982. 162 p. (Research Report, 36).

CAVALLO, D., MUNDLAK, Y. **On the nature and implications of factor adjustment – Argentina 1913-1984**. Delhi, 1986. 24 p. (Mimeogr.). (Trabalho preparado para apresentação no Congresso Mundial da International Economic Association).

COEYMANS, J.E., MUNDLAK, Y. **Sectoral growth in Chile: 1962-82**. Washington: IFPRI, 1993. 152 p. (Research Report, 95).

COSTA, M.H. **Modelo de simulação de choques externos e internos para o mercado brasileiro e de exportação do complexo soja**. Viçosa: UFV, 1991. 90 p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, 1991.

CYSNE, R.P. Brasil: bases para a retomada do crescimento. In: FONTES, R.M.O. (Ed.). **Inflação brasileira**. Viçosa: UFV, 1993. p. 79-84.

DAVIDSON, R., MACKINNON, J.G. **Estimation and inference in econometrics**. New York: Oxford University Press, 1993. 874 p.

DORNBUSCH, R., FISCHER, S. **Macroeconomia**. 2.ed. São Paulo: McGraw-Hill do Brasil, 1982. 687 p.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995. 433 p.

FISHLOW, A. A economia política do ajustamento brasileiro aos choques do petróleo: uma nota sobre o período 1974/84. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 3, p. 507-550, 1984.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS - FGV. Centro de Estudos Agrícolas. Instituto Brasileiro de Economia. **Agropecuária - índices e preços médios de arrendamentos, vendas de terras, salários, empreitadas, transportes: 1.º sem. de 1966 a 1.º sem. de 1988**. Rio de Janeiro, 1988.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL - FMI. [28 jun. 2002]. (www.imf.org).

GARCIA, S.A. **Investimento e mudança tecnológica: uma aplicação do modelo de Mundlak**. Viçosa: UFV, 1990. 110 p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, 1990.

GARCIA, S.A., TEIXEIRA, E.C. Investimento e mudança tecnológica na economia brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 45, n. 4, p. 565-591, out./dez. 1991.

GREMAUD, A.P., VASCONCELOS, M.A.S., TONETO JÚNIOR, R. **Economia brasileira contemporânea**. 4.ed. São Paulo: Atlas, 2002. 626 p.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. [28 jun. 2002]. (www.ibge.gov.br).

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. [28 jun. 2002]. (www.ipeadata.gov.br).

INTRILIGATOR, M.D.; BODKIN, R.G.; HSIAO, C. **Econometric models, techniques, and applications**. Upper Saddle River: Prentice Hall, 1996. 654 p.

JORGENSEN, D., HALL, R. Tax policy and investment behavior. **American Economic Review**, New York, v. 57, n. 3, p. 391-414, 1967.

KEYNES, J.M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda**. São Paulo: Atlas, 1982. 328 p.

KMENTA, J. **Elementos de econometria: teoria econométrica básica**. 2.ed. São Paulo: Atlas, 1988. v. 2, 696 p.

KOPPSCHITZ, E. Inflação pós-plano Real. In: FONTES, R. (Ed.). **Estabilização e crescimento**. Viçosa: UFV, 1997. p. 55-76.

KRUGMAN, P.R., OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. 4.ed. São Paulo: Makron Books, 1999. 809 p.

LARSON, J.E., MUNDLAK, Y. On the intersectoral migration of agricultural labor. **Economic Development and Cultural Change**, Chicago, v. 45, n. 2, p. 297-319, jan. 1997.

MADDALA, G.S. **Introduction to econometrics**. 2.ed. New York: Macmillan Publishing Company, 1992.

MALAN, P.S. O problema da dívida externa. In: TAVARES, M.C., DAVID, M.D. (Orgs.). **A economia política da crise: problemas e impasses da política econômica brasileira**. 4.ed. Rio de Janeiro: Vozes/Achiamé, 1982. 141 p.

MANKIW, N.G. **Macroeconomia**. São Paulo: LTC, 1995. 356 p.

MENDONÇA DE BARROS, A.L. **Capital, produtividade e crescimento da agricultura: o Brasil de 1970 a 1995**. Piracicaba: ESALQ, 1999. 149 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1999.

MERCADANTE, A. Plano Real e neoliberalismo tardio. In: MERCADANTE, A. (Org.). **O Brasil pós-Real: a política econômica em debate**. Campinas: UNICAMP, 1998. p. 131-167.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR – MDIC. [24 jul. 2003]. (www.mdic.gov.br).

MOREIRA, A., URANI, A., WILLCOX, L. Política macroeconômica e distribuição de renda no Brasil. In: FONTES, R. (Ed.). **Estabilização e crescimento**. Viçosa: UFV, 1997. p. 316-367.

MUNDLAK, Y. **Intersectoral factor mobility and agricultural growth**. Washington: IFPRI, 1979. 138 p. (Research Report, 6).

MUNDLAK, Y. Endogenous technology and the measurement of productivity. In: CAPALBO, S.M., ANTLE, J.M. (Eds.). **Agricultural productivity: measurement and explanation**. Washington: Resources for the Future, 1988. p. 316-331.

MUNDLAK, Y., CAVALLO, D., DOMENECH, R. **Agriculture and economic growth in Argentina, 1913-84**. Washington: IFPRI, 1989. 139 p. (Research Report, 76).

NEVES, R.B. **Os ciclos da indústria de transformação: um estudo da utilização da capacidade – Brasil – 1955/1975**. Rio de Janeiro: BNDES, 1978. 137 p. (Prêmio BNDES de Economia – 1978).

PAIVA, R.M., SCHATTAN, S., FREITAS, C.F.T. **Setor agrícola do Brasil: comportamento econômico, problemas e possibilidades**. Rio de Janeiro: Forense-Universitária, 1976. 480 p.

PEREIRA, C.M., ARAÚJO, J.T. Crescimento econômico uma resenha de literatura. In: FONTES, R. (Ed.). **Estabilização e crescimento**. Viçosa: UFV, 1997. p. 113-138.

PINHEIRO, A.C., MATESCO, V. Relação capital/produto incremental: estimativas para o período 1948/87. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 3, p. 597-612, 1989.

ROCHA, L.E.V. **Determinantes da taxa de câmbio real e seu efeito sobre os preços agrícolas.** Viçosa: UFV, 1995. 198 p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, 1995.

ROCHA, L.E.V. **Políticas econômicas alternativas e o comportamento dos preços na economia brasileira - 1980-1995.** Viçosa: UFV, 2000. Tese (Doutorado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, 2000.

SACHS, J.D., LARRAIN, F. **Macroeconomia.** São Paulo: Makron Books, 1998. 904 p.

SADOULET, E., DE JANVRY, A. **Quantitative development policy analysis.** London: The Johns Hopkins University Press, 1995. 397 p.

SAYAD, J. **Crédito rural no Brasil: avaliação das críticas e das propostas de reforma.** São Paulo: FIPE/Pioneira, 1984. 125 p. (Estudos Econômicos).

SILVA, J.G. **A nova dinâmica da agricultura brasileira.** Campinas: UNICAMP, 1996. 217 p.

SIMONSEN, M.H., CYSNE, R.P. **Macroeconomia.** 2.ed. São Paulo: Atlas, 1995. 696 p.

SUZIGAN, W. **Indústria brasileira: origem e desenvolvimento.** São Paulo: Hucitec, 1986. 421 p.

SUZIGAN, W., BONELLI, R., HORA, M., LODDER, C. **Crescimento industrial no Brasil: incentivos e desempenho recente.** Rio de Janeiro: INPES/IPEA, 1974. (Coleção Relatórios de Pesquisa, 26).

TAVARES, M.C. **Da substituição de importações ao capitalismo financeiro: ensaios sobre a economia brasileira.** 11.ed. Rio de Janeiro: Zahar, 1983. 263 p.

TAVARES, M.C. **Ciclo e crise: o movimento recente da industrialização brasileira.** Campinas: UNICAMP, 1998. 190 p. (30 Anos de Economia – UNICAMP, 8).

TAVARES, M.C. A economia política do Real. In: MERCADANTE, A. (Org.). **O Brasil pós-Real: a política econômica em debate.** Campinas: UNICAMP, 1998. p. 101-129.

TEIXEIRA, E.C.M MARTIN, M.A. Retorno aos investimentos no setor não-agrícola e agrícola da economia brasileira. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 2, p. 73-92, 1988.

TEIXEIRA, E.C. **Investment policy and agricultural growth in Brazil**. New York: Garland Publishing, 1991. 177 p.

THEIL, H. **Economic forecasts and policy**. Amsterdam: North Holland, 1961. 567 p.

TODARO, M.P. A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries. **The American Economic Review**, New York, v. 59, n. 1, p. 138-148, 1969.

TWEETEN, L. The economic degradation process. In: TEIXEIRA, E.C. (Ed.). **A política agrícola na década de 90**. Viçosa: UFV, 1991. p.10-17.

VIEIRA, W.C. Agricultura e estabilização econômica. In: FONTES, R. (Ed.). **Estabilização e crescimento**. Viçosa: UFV, 1997. p. 99-111.

ZINE JR., A.A. **Taxa de câmbio e política cambial no Brasil**. São Paulo: FEA/USP, 1992. 200 p.

APÊNDICES

APÊNDICE A

GLOSSÁRIO DE VARIÁVEIS E SÍMBOLOS USADOS NA ANÁLISE EMPÍRICA

Esse glossário de símbolos apresenta a definição e o detalhamento das variáveis usadas na análise empírica e, no caso de transformação das variáveis, as fórmulas envolvidas. No detalhamento da variável, sempre que possível, serão apresentados a simbologia usada, o nome da variável, o formato da variável (índice, unidade monetária, variação percentual, etc.), a formulação para obtê-la, a fonte dos dados e a data de obtenção dos dados. O período compreendido pelos dados é de 1960 a 2001, e os índices, de 2001. Os valores, em unidades monetárias, foram deflacionados tendo como base o ano de 2001.

- TCR = índice de taxa de câmbio real, calculado pela fórmula: $TCR = EP^*/P_3$.
- E = taxa de câmbio nominal. Dólar Comercial - Cotação de Venda - Média Mensal. Convertida para anual por meio da média, em R\$/US\$, obtida de www.fgvdados.fgv.br, em 29.09.2002.
- P_3 = índice de preços do setor governo. IPC – serviços setor público – RJ. Média anual, obtida de www.ipeadata.gov.br, em 29.09.2002.
- P^* = índice de preço externo. Producer Price Index (PPI_{usa}). Média anual (U.S. Department of Labor), obtido de www.bls.gov/ppi, em 25.09.2002.

- TT = índice de termo de troca. Período de 1960 a 1985, obtido de www.ipeadata.gov.br, em 25/09/2002. Período de 1974-2001, obtido de www.fgvdados.fgv.br, em 25/09/2002. No período comum, foi calculada a média aritmética simples, tendo em vista que, por inspeção visual, as séries não apresentaram grandes disparidades no comportamento.
- Y = produto total. Produto Interno Bruto (PIB), corrigido para o ano de 2001, pelo Deflator Implícito do PIB. Obtido de www.ipeadata.gov.br, em 25.09.2002.
- Y_1 = produto setorial agrícola. PIB agropecuário – valor adicionado – preços básicos. Corrigido para o ano de 2001, pelo Deflator Implícito do PIB. Obtido de www.ipeadata.gov.br, em 25.09.2002.
- Y_2 = produto setorial não-agrícola, obtido por diferença por meio da fórmula:
$$Y_2 = Y_1 - Y_3.$$
- Y_3 = produto setorial do governo. PIB – serviços – administração pública – valor adicionado – preços básicos. Corrigido para o ano de 2001, pelo Deflator Implícito do PIB.
- AC = abertura comercial, calculada por meio da fórmula: $AC = (X+M)/2/Y$.
- DM_1 = variável *dummy* com valor igual a 1, nos anos de maior abertura comercial (1967 a 1974 e 1990 a 2001), e valor igual a 0, nos demais.
- DM_2 = variável *dummy* com valor igual a 1, no período de 1960 a 1979, e com valor 0, no período de 1980 a 2001.
- X = total das exportações de bens e serviços, corrigido para o ano de 2001, pelo Deflator Implícito do PIB. Obtido de www.ibge.gov.br, em 02.06.2003.
- M = total das importações de bens e serviços, corrigido para o ano de 2001, pelo Deflator Implícito do PIB. Obtido de www.ibge.gov.br, em 02.03.2003.
- C_g = participação do consumo do governo na renda, calculado por meio da fórmula: $C_g = C^g/Y$.
- C^g = consumo final – administração pública. Corrigido para o ano de 2001, pelo Deflator Implícito do PIB. Obtido de www.ibge.gov.br, em 16.10.2003.
- m = participação da oferta real de moeda na renda, calculada, conforme ROCHA (2002), por meio da fórmula: $m = \hat{M}1/(\hat{E} + \hat{P}^* + \hat{Y})$.

- “ $\wedge$ ” denota a taxa de crescimento da variável.
- $M1$ = estoque de moeda. Depósitos a vista mais papel moeda em poder do público. Obtido de www.ipeadata.gov.br, em 13.12.2002.
- MDP = monetização do déficit público, calculada, conforme ROCHA (2002), por meio da fórmula: $DH/(DH + DM1)$.
- H = dívida mobiliária federal emitida - responsabilidade do Tesouro Nacional – fim de período – anual. Obtida de www.ipeadata.gov.br, em 05.07.2003.
- F = participação do fluxo de capital na renda, calculada por meio da fórmula: $F = SCC/Y$.
- SCC = saldo da conta capital mais conta financeira do balanço de pagamentos. Obtido de www.bcb.gov.br, em 25.03.2003.
- AF = abertura financeira. Corresponde ao inverso do prêmio do mercado paralelo sobre o câmbio oficial. Calculada pela fórmula: $AF = E/E^p$.
- E^p = taxa de câmbio paralelo – venda – fim de período – mensal – transformada para anual pela média. Obtida de www.ipeadata.gov.br, em 20.03.2003.
- t_x = tarifa verdadeira sobre exportações. Cálculo conforme BRANDÃO e CARVALHO (1991)⁹.
- t_m = tarifa verdadeira sobre importações. Cálculo conforme BRANDÃO e CARVALHO (1991).
- P_1 = índice de preços do setor agrícola. IPA-OG – Grupo I: produtos agrícolas – anual. Obtido de www.ipeadata.gov.br, em 20.03.2003.
- P_2 = índice de preços do setor não-agrícola. IPA-OG – Grupo II: produtos industriais – anual. Obtido de www.ipeadata.gov.br, em 20.03.2003.
- P_{1T} = índice de preços dos bens domésticos comercializáveis do setor agrícola. Período de 1960 a 1969, obtido em BRANDÃO e CARVALHO (1991). Período de 1970 a 2001 refere-se ao IPA-OG – lavouras de exportação –

⁹ A metodologia de cálculo da tarifa verdadeira sobre exportações e importações, que envolve o cálculo do parâmetro distribucional (w) e da tarifa equivalente uniforme ($\bar{t}$), pode ser visto, com detalhes, em BRANDÃO e CARVALHO (1991).

mensal, transformado para anual por meio da média. Obtido de www.ipeadata.gov.br, em 20.03.2003.

- P_{2T} = índice de preços dos bens domésticos comercializáveis do setor não-agrícola. Período de 1960 a 1969, obtido em BRANDÃO e CARVALHO (1991). Período de 1970 a 2001, calculado conforme metodologia apresentada nesse mesmo texto.
- AC_1 = abertura comercial do setor agrícola, calculada por meio da fórmula:

$$AC_1 = (X_1 + M_1)/2/Y.$$
- AC_2 = abertura comercial do setor não-agrícola, calculada por meio da fórmula:

$$AC_2 = (X_2 + M_2)/2/Y.$$
- X_1 = exportações do setor agrícola, calculadas a partir de dados obtidos no Anuário Estatístico do Brasil (diversos volumes). Período de 1960 a 1970, no qual foram considerados os itens: animais vivos; matérias-primas em bruto e preparadas (origem animal, vegetal, têxtil e óleos); e gêneros alimentícios. Período de 1960 a 2000, animais vivos; produtos do reino animal; produtos da ind. alimentícia; borracha e suas obras; peles e couros; madeira carvão vegetal e suas obras; pastas de madeira ou outras; lã, pelos fino ou...; algodão; e outras fibras têxteis. Para 2001, estimado a partir do percentual de crescimento das exportações e importações agrícolas da CNA, obtidas de www.ipeadata.gov.br.
- M_1 = importações do setor agrícola, calculadas conforme X_1 .
- X_2 = exportações do setor não-agrícola, calculadas por meio da fórmula: $X_2 = X - X_1$.
- M_2 = importações do setor não-agrícola, calculadas por meio da fórmula: $M_2 = M - M_1$.
- TL = tarifa legal de importação. Importações – tarifa legal – anual. Obtida de www.ipeadata.gov.br, em 08.04.2003.
- B_1 = parcela de capital no produto setorial agrícola, obtida por exaustão do produto em termos de capital e trabalho. Calculada por meio da fórmula: $B_1 = 1 - (W_1L_1/Y_1)$.

- B_2 = parcela de capital no produto setorial não-agrícola, obtida por exaustão do produto em termos de capital e trabalho. Calculada por meio da fórmula: $B_2 = 1 - (W_2L_2/Y_2)$.
- W_1 = salário no setor agrícola. Usado como *proxy* o salário do trabalho eventual na agricultura. No período de 1960 a 1966, foi calculado a partir da variação do salário dos trabalhadores diaristas residentes, obtido em BACHA (1979)¹⁰. No período de 1966 a 1976, obtido da publicação “Índices e preços médios de arrendamentos, vendas de terras, salários, empreitadas e transportes”, 1.º semestre de 1966 a 1.º semestre de 1988 (IBRE-FGV). No período de 1977 a 2001, obtido de www.fgvdados.fgv.br. O salário diário foi transformado em salário-ano, supondo uma jornada 44 horas semanais. Os valores correntes foram deflacionados pelo IPC-RJ.
- W_2 = salário no setor não-agrícola. Usado como *proxy* o salário do servente na construção civil. No período de 1960 a 1968, foi calculado a partir da variação dos salários medianos-mensais de empregados no setor industrial, obtido de BACHA (1979) (para os anos de 1960 e 1964, que não constam na série, foi feita uma interpolação). No período de 1969 a 1971, os dados referem-se aos salários dos serventes da indústria da construção, obtidos de BACHA (1979). Período de 1972 a 2001, dados referem-se ao salário de servente na construção civil do Índice Nacional da Construção Civil (INCC), obtido de www.fgvdados.fgv.br. Cada série foi transformada em índice de variação e unificada a base. A partir do dado de 1969, foi aplicado esse índice e obteve-se a série completa. O salário diário foi transformado em salário ano, supondo uma jornada de 44 horas semanais. Os valores correntes foram deflacionados pelo IPC-RJ, obtido de www.ipeadata.gov.br.
- d = diferencial entre as rendas agrícola e não-agrícola, calculado por meio da fórmula: $d = W_1/W_2$.

¹⁰ BACHA, E.L. Crescimento econômico, salários urbanos e rurais: o caso do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 3, p. 585-628, 1979.

- w^p = salário real da economia. Soma do salário no setor agrícola e no setor não-agrícola, ponderado pela força de trabalho agrícola e pela força de trabalho não-agrícola.
- L = população economicamente ativa do Brasil. Obtido de www.fao.org.
- L_1 = força de trabalho agrícola. Parte-se do pressuposto que não existe desemprego no setor agrícola. População economicamente ativa no setor agrícola, obtida de www.fao.org. A força de trabalho agrícola foi transformada em equivalente-homens multiplicado por 0,80, conforme feito por MENDONÇA DE BARROS (1999). Calculada por meio da fórmula: $L_{1(t)} = L_{1(t-1)}(1 + n_t - m_t)$.
- L_2 = força de trabalho não-agrícola, calculada por meio da fórmula: $L_2 = L - L_1 - L_3 - U$.
- L_3 = força de trabalho no setor governo. Corresponde ao funcionalismo público. Anuário Estatístico do Brasil (diversos volumes). Para a década de 60, foi feita uma interpolação linear entre os anos censitários de 1960 e 1970. No período de 1971 a 1975, também foi feita interpolação linear usando os dados da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (PNAD). No restante do período, foram usados os dados da PNAD.
- n = taxa de crescimento da população, calculada pela fórmula: $n_t = (N_t/N_{t-1}) - 1$.
- N = população residente em 1.º de julho. Obtida de www.ipeadata.gov.br, em 26.04.2003.
- m = migração setorial como proporção da força de trabalho agrícola, calculada pela fórmula: $m = MUR/L_1$.
- MUR = migração rural-urbana. Calculada conforme metodologia apresentada por ALVES (1995)¹¹.
- RL = composição da força de trabalho, calculada pela relação $RL = L_2/L_1$.
- U = taxa de desemprego. No período de 1960 a 1967, não existem dados sobre desemprego no Brasil, portanto, usa-se uma *proxy* calculada de acordo com a variação da capacidade instalada na indústria no Rio de Janeiro e em São

¹¹ ALVES, E. Migração rural-urbana. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, ano 4, n. 4, p. 15-29, 1995.

Paulo (corresponde a, aproximadamente, 83% da indústria brasileira no período), obtida da revista Conjuntura Econômica (diversos números). Período de 1968 a 1979, dados da PNAD divulgados em www.oit.org. Período de 1980 a 2001, dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE referente ao desemprego aberto, obtida de www.ipeadata.gov.br, em 21.05.2003.

- P^r = proporção da população residente com idade de 20 a 49 anos. Dados dos diversos censos do IBGE. Os dados inter-censos foram estimados a partir de uma análise de tendência usando um modelo de regressão cúbico e estimado pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários.
- PA = preço da terra. Usado com *proxy* o valor de venda da terra – lavouras e pastagens. Foi feita uma ponderação dos preços, de acordo com a área ocupada com lavouras e pastagens, obtido de www.fao.org em 02.03.2003. Os preços foram obtidos, no período de 1960 a 1965, de GARCIA e TEIXEIRA (1991); no de 1966 a 1971, da FGV (1988); e no de 1972 a 2001, de FGVDADOS (www.fgv.br, consultado em 02.03.2003).
- G_1 = intercepto da função de produção agrícola, calculado por meio da fórmula: $G_1 = \ln(Y_1/L_1) - B_1 \ln(K_1/L_1)$.
- G_2 = intercepto da função de produção não-agrícola, calculado por meio da fórmula: $G_2 = \ln(Y_2/L_2) - B_2 \ln(K_2/L_2)$.
- k_1 = razão capital-trabalho do setor agrícola, calculada por meio da fórmula: $k_1 = KF_1/L_1$.
- k_2 = razão capital-trabalho do setor não-agrícola, calculada por meio da fórmula: $k_2 = KF_2/L_2$.
- KF = estoque de capital total. Obtido de www.ipeadata.gov.br, em 05.06.2003.
- KF_1 = estoque de capital no setor agrícola. Período de 1960 a 1986, obtido de GARCIA (1990)¹²; no de 1987 a 1997, expandiu-se a série anterior até 1997,

¹² GARCIA, S.A. **Investimento e mudança tecnológica: uma aplicação do modelo de Mundlak**. Viçosa: UFV, 1990. 110 p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, 1990.

usando a variação do estoque de tratores de rodas calculado por MENDONÇA DE BARROS (1999)¹³, no período de 1970 a 1997. Período de 1998 a 2001, calculado conforme metodologia definida por MENDONÇA DE BARROS (1999), que é baseada nos dados de tratores da ANFAVEA (vendas no mercado interno e importações) e depreciação de 6%. O preço médio dos tratores foi estimado pela divisão do valor total do estoque de tratores pelo número de tratores, nos anos de 1990 e 1997.

- KF_2 = estoque de capital no setor não-agrícola, obtido por diferença por meio da fórmula: $KF_2 = KF - KF_1$.
- δ = taxa de depreciação do capital de 5% ao ano.
- y_t = produto potencial da economia, calculado conforme metodologia presente em SUZIGAN et al. (1974), BONELLI e MALAN (1976), NEVES (1978) e PINHEIRO e MATESCO (1989).¹⁴
- C^p = consumo privado. IBGE – Estatísticas do Século XX. Corrigido para o ano de 2001, pelo Deflator Implícito do PIB. Obtido de www.ibge.gov.br, em 16.10.2003.
- S_L = participação do trabalho na renda, calculada por meio da fórmula: $S_L = 1 - S_K$.
- S_K = participação do capital na renda, calculada por meio da fórmula: $S_K = r_p^e KF/Y$.
- r_p^e = taxa de retorno ao capital do setor privado, calculada por meio da fórmula: $r_p^e = [Y_1 + Y_2 - (W_1L_1) - (W_2L_2)]/KF$.

¹³ MENDONÇA DE BARROS, A.L. **Capital, produtividade e crescimento da agricultura: o Brasil de 1970 a 1995**. Piracicaba: ESALQ, 1999. 149 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1999.

¹⁴ SUZIGAN, W., BONELLI, R., HORA, M., LODDER, C. **Crescimento industrial no Brasil: incentivos e desempenho recente**. Rio de Janeiro: INPES/IPEA, 1974. (Coleção Relatórios de Pesquisa, 26). BONELLI, R., MALAN, P. Os limites do possível: notas sobre balanço de pagamentos e industriais nos anos 70. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 6, n. 2, p. 353-407, 1976. NEVES, R.B. **Os ciclos da indústria de transformação: um estudo da utilização da capacidade – Brasil – 1955/1975**. Rio de Janeiro: BNDES, 1978. 137 p. (Prêmio BNDES de Economia – 1978). PINHEIRO, A.C., MATESCO, V. Relação capital/produto incremental: estimativas para o período 1948/87. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 3, p. 597-612, 1989.

- r_2^e = taxa de retorno ao capital do setor não-agrícola, calculada por meio da fórmula: $r_2^e = (Y_2 - W_2 L_2) / K F_2$.
- r = taxa de juro real, calculada por meio da fórmula: $r = i - \hat{P} / 1 + \hat{P}$.
- i = taxa de juro nominal. Período de 1970 a 2001 corresponde à taxa de juros do CDB, obtida de www.ipeadata.gov.br, em 10.06.2003. Período de 1960 a 1969, corresponde à variação da taxa de juros da Letra de Câmbio ao Tomador (obtida de www.ipeadata.gov.br, em 10.06.2003), aplicada, de forma decrescente, do ano de 1970 até o ano de 1960.
- $\hat{P}$ = taxa de inflação. Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna de FGV (IGP-DI). Obtida de www.fgvdados.fgv.br, em 29.09.2002.
- TrD = tributo direto. IBGE – Estatísticas do Século XX. Corrigido para o ano de 2001, pelo Deflator Implícito do PIB. Obtido de www.ibge.gov.br, em 16.10.2003.
- TrT = tributo total, calculado por meio da fórmula: $TrT = TrD + TrI$.
- TrI = tributos indiretos. IBGE – Estatísticas do Século XX. Corrigidos para o ano de 2001, pelo Deflator Implícito do PIB. Obtidos de www.ibge.gov.br, em 16.10.2003.
- I^p = investimento privado. Formação Bruta de Capital Fixo – setor privado. IBGE – Estatísticas do Século XX. Corrigido para o ano de 2001, pelo Deflator Implícito do PIB. Obtido de www.ibge.gov.br, em 16.10.2003.
- I^g = investimento do governo. Formação Bruta de Capital Fixo – administração pública. IBGE – Estatísticas do Século XX. Corrigido para o ano de 2001, pelo Deflator Implícito do PIB. Obtido de www.ibge.gov.br, em 16.10.2003.
- MCE_1 = termo de correção de erros. Resíduo estimado defasado de um ano, originado da estimativa da regressão por MQO da função de consumo privado, em nível.
- MCE_2 = termo de correção de erros. Resíduo estimado defasado de um ano, originado da estimativa da regressão da função de investimento privado, em nível.

- MCE_3 = termo de correção de erros. Resíduo estimado defasado de um ano, originado da estimativa da regressão da função de investimento privado do setor não-agrícola, em nível.

APÊNDICE B

Tabela 1B - Teste de raiz unitária ADF das variáveis usadas nas equações estimadas

Variável	Teste ADF em Nível			Teste ADF em Primeira Diferença		
	τ	τ_i	τ_{it}	τ	τ_i	τ_{it}
$\ln(P_x/P_3)$	-2,01 (0)	0,49 (0)	-1,24 (0)	-5,35 (0)	-5,87 (0)	-5,98 (0)
$\ln(P_x/P_m)$	-0,56 (0)	-0,92 (0)	-2,63 (3)	-5,84 (0)	-5,81 (0)	-5,78 (0)
$\ln(Y)$	2,37 (1)	-3,11 (0)	-0,25 (0)	-2,39 (0)	-3,51 (0)	-4,01 (0)
$\ln(C_g)$	1,10 (0)	-0,13 (0)	-1,58 (0)	-5,58 (0)	-5,67 (0)	-5,83 (0)
$\ln(m)$	0,32 (0)	-2,27 (0)	-2,38 (0)	-6,99 (0)	-6,93 (0)	-6,84 (0)
$\ln(MDP)$	-0,39 (0)	-1,83 (0)	-3,74 (7)	-2,43 (3)	-2,45 (3)	-5,38 (9)
$\ln(F)$	-0,72 (3)	-2,58 (3)	-2,53 (3)	-3,30 (2)	-3,25 (2)	-3,21 (2)
$\ln(1-t_x/1+t_m)$	-0,09 (0)	-2,31 (0)	-2,29 (0)	-7,70 (0)	-7,59 (0)	-7,60 (0)
$\ln(P_I/P_3)$	-0,14 (0)	-1,50 (0)	-1,92 (0)	-5,46 (0)	-5,39 (0)	-5,34 (0)
$\ln(P_{IT}/P_3)$	-0,59 (0)	-2,33 (0)	-2,30 (0)	-5,88 (0)	-5,83 (0)	-5,76 (0)
$\ln(AC_I)$	-0,48 (0)	-2,37 (0)	-2,76 (0)	-6,19 (0)	-6,14 (0)	-6,23 (0)
$\ln(P_2/P_3)$	-2,13 (0)	-0,17 (0)	-1,01 (0)	-4,30 (0)	-4,68 (0)	-4,61 (0)
$\ln(P_{2T}/P_3)$	-2,61 (0)	-0,43 (0)	-2,36 (0)	-5,10 (0)	-5,84 (1)	-5,86 (1)
$\ln(AC_2)$	0,85 (0)	-0,77 (0)	-2,06 (0)	-5,17 (0)	-5,20 (0)	-5,19 (0)
$\ln(AC)$	0,45 (0)	-1,44 (0)	-2,10 (0)	-5,47 (0)	-5,43 (0)	-5,55 (0)
$\ln(TL)$	-1,48 (0)	-0,94 (0)	-3,83 (0)	-7,51 (0)	-7,83 (0)	-7,73 (0)
$\ln(AF)$	-0,21 (2)	-3,01 (0)	-2,92 (0)	-7,73 (1)	-7,63 (1)	-7,54 (1)
DM_1	-0,85 (0)	-1,72 (0)	-1,96 (0)	-6,24 (0)	-6,22 (0)	-6,13 (0)
B_1	0,75 (2)	-0,36 (2)	-2,53 (2)	-7,36 (1)	-7,44 (1)	-7,46 (1)
B_2	0,41 (0)	-2,47 (0)	-1,40 (0)	-7,35 (0)	-7,26 (0)	-6,59 (2)
$\ln(k_1)$	1,21 (0)	-1,63 (0)	-1,03 (0)	-6,14 (0)	-6,27 (0)	-4,56 (2)
$\ln(k_2)$	1,74 (1)	-2,34 (1)	-1,32 (1)	-2,62 (0)	-3,23 (0)	-3,78 (0)
G_1	0,77 (2)	-0,57 (2)	-2,19 (2)	-7,52 (1)	-7,55 (1)	-7,51 (1)
G_2	2,40 (0)	-3,46 (2)	0,39 (2)	-6,56 (0)	-7,51 (0)	-7,31 (1)
C^p/N	1,57 (0)	-1,51 (0)	-1,17 (0)	-5,18 (0)	-5,50 (0)	-5,53 (0)
Y/N	1,52 (1)	-1,48 (0)	-0,78 (0)	-3,81 (0)	-4,45 (0)	-4,53 (0)
$Y/N*C_g$	1,16 (0)	-0,05 (0)	-1,59 (0)	-5,61 (0)	-5,73 (0)	-5,90 (0)
$Y/N*S_I$	0,45 (0)	-1,64 (0)	-2,33 (0)	-8,17 (0)	-8,22 (0)	-8,11 (0)
r	-1,61 (2)	-1,78 (2)	-4,48 (0)	-8,36 (1)	-8,31 (1)	-8,30 (1)
TrD/N	2,17 (0)	-0,53 (0)	-1,92 (0)	-5,48 (0)	-6,45 (0)	-6,35 (0)
$\dot{P}/N$	0,49 (0)	-1,55 (0)	-1,71 (0)	-5,30 (0)	-5,40 (0)	-5,23 (3)

Tabela 1B, Cont.

Variável	Teste ADF em Nível			Teste ADF em Primeira Diferença		
	τ	τ_i	τ_{it}	τ	τ_i	τ_{it}
r_p^e	-0,93 (0)	-0,90 (0)	-2,60 (1)	-4,98 (0)	-5,07 (0)	-4,99 (0)
I^g/N	-0,34 (0)	-2,63 (0)	-2,59 (0)	-8,31 (0)	-8,22 (0)	-8,27 (0)
TrT/N	2,69 (0)	-0,31 (0)	-1,96 (0)	-5,03 (0)	-5,81 (1)	-5,73 (1)
$\ln(m)$	-1,95 (2)	-1,78 (2)	-2,45 (2)	-3,51 (1)	-4,03 (1)	-3,82 (1)
$\ln(W_1)$	0,13 (2)	-1,44 (2)	-1,48 (2)	-7,58 (1)	-7,48 (1)	-7,44 (1)
$\ln(W_2)$	-0,06 (2)	-3,37 (0)	-3,23 (0)	-6,85 (1)	-6,75 (1)	-6,77 (1)
$\ln(RL)$	-1,46 (2)	-1,75 (2)	-1,81 (2)	-8,81 (1)	-8,70 (1)	-8,80 (1)
$\ln(U)$	1,49 (0)	0,59 (0)	-1,44 (0)	-5,70 (0)	-5,91 (0)	-6,38 (0)
$\ln(PA)$	-1,30 (0)	-3,10 (0)	-3,08 (0)	-7,83 (0)	-7,73 (0)	-7,69 (0)
L/N	3,66 (0)	-0,99 (0)	-0,72 (0)	-3,89 (0)	-4,66 (0)	-4,64 (0)
w^p	0,54 (0)	-3,19 (0)	-2,93 (0)	-7,72 (0)	-7,62 (0)	-7,33 (0)
P^r	0,98 (2)	0,33 (2)	-1,02 (2)	-0,01 (2)	-1,24 (1)	-4,88 (1)
DM_2	0,01 (0)	-0,98 (0)	-2,00 (0)	-6,24 (0)	-6,32 (0)	-6,24 (0)
$\ln(\hat{P}_2/Y_2)$	-1,06 (0)	-3,06 (1)	-3,10 (1)	-6,98 (0)	-7,08 (0)	-7,12 (0)
$\ln(r_2^e)$	-0,72 (0)	-0,89 (0)	-2,51 (0)	-6,79 (0)	-6,21 (2)	-6,54 (2)
$\ln(KF_2/Y_2)$	0,94 (0)	-1,02 (0)	-3,25 (0)	-6,97 (0)	-6,30 (2)	-6,31 (2)
Valores críticos a 1%	-2,62	-3,62	-4,20	-2,62	-3,62	-4,20

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: número de defasagens entre parênteses (obtidas pelo critério de Schwartz). τ - modelo sem intercepto e sem tendência; τ_i - modelo com intercepto; τ_{it} - modelo com intercepto e com tendência.

APÊNDICE C

Tabela 1C - Teste de co-integração EG aplicado nos resíduos das equações estimadas

Resíduo da equação	Teste EG em Nível			Teste EG em Primeira Diferença			Ordem de Integração
	τ	τ_i	τ_{it}	τ	τ_i	τ_{it}	
Taxa de câmbio real (m=7)	-4,64 (0)	-4,58 (0)	-4,56 (0)	-5,89 (2)	-5,81 (2)	-5,72 (2)	I(1)
Preço do setor agrícola (m=5)	-4,28 (0)	-4,22 (0)	-4,15 (0)	-10,44 (0)	-10,30 (0)	-10,19 (0)	I(1)
Preço do setor não-agrícola (m=5)	-3,67 (0)	-3,62 (0)	-3,72 (0)	-9,41 (0)	-9,29 (0)	9,16 (0)	I(1)
Abertura comercial (m=6)	-5,02 (0)	-4,93 (0)	-5,16 (0)	-10,31 (0)	-9,15 (0)	-10,96 (0)	I(1)
Parcela de capital agrícola (m=6)	-5,84 (0)	-5,98 (0)	-6,02 (0)				I(0)
Intercepto função agrícola (m=6)	-5,67 (1)	-5,85 (1)	5,90 (1)				I(0)
Parcela de capital não-agrícola (m=5)	-5,15 (0)	-5,10 (0)	-5,04 (0)				I(0)
Intercepto função não-agrícola (m=5)	-4,87 (1)	-4,81 (1)	-5,11 (2)				I(0)
Consumo privado (m=5)	-5,98 (1)	-5,91 (1)	-5,95 (1)				I(0)
Investimento privado (m=5)	-5,37 (0)	-5,29 (0)	-5,22 (0)				I(0)
Migração (m=5)	-5,29 (0)	-5,25 (0)	-5,20 (0)				I(0)
Emprego (m=4)	-5,40 (0)	-5,33 (0)	-5,33 (0)				I(0)
Investimento não-agrícola (m=4)	-6,50 (2)	-6,41 (2)	-6,57 (2)				I(0)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: m = número de parâmetros da equação, excluída a constante. Número de defasagens entre parênteses (obtidas pelo critério de Schwartz). Valores críticos consultados em DAVIDSON e MACKNNON (1993).

τ - sem intercepto e sem tendência; τ_i - com intercepto; τ_{it} - com intercepto e com tendência.

APÊNDICE D

MEDIDAS DE PRECISÃO GLOBAL DO MODELO

A avaliação do comportamento dos resultados obtidos pelo modelo é necessária para determinar sua eficiência e, assim, verificar a capacidade de fazer simulações e gerar informações coerentes que sejam estatisticamente confiáveis.

Com esse propósito, utilizou-se o coeficiente de desigualdade (*Theil Inequality Coefficient*), elaborado por THEIL (1961), o qual, segundo INTRILIGATOR et al. (1996), é uma medida algébrica da precisão global dos modelos de previsão e simulação. Esse coeficiente é expresso da seguinte forma:

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - A_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T P_t^2} + \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T A_t^2}}, \quad (D1)$$

em que P_t é valor simulado no tempo t ; A_t , valor observado no tempo t ; e T , número de períodos. Os valores de U variam de 0 a 1. Quando o valor simulado for igual ao valor observado, ou seja, uma simulação perfeita, o coeficiente de

desigualdade será igual a 0. Portanto, quanto menor (e próximo de 0) for o valor de U , melhor será a performance do modelo.

Observa-se que o numerador do coeficiente de desigualdade é a raiz do erro quadrado médio e pode ser decomposto em muitos termos, que refletem as diferentes causas da imprecisão ou a fonte dos erros de simulação. Considerando o quadrado do numerador do coeficiente de desigualdade, tem-se

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - A_t)^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [(A_t - \bar{A}) - (P_t - \bar{P}) + (\bar{A} - \bar{P})]^2, \quad (D2)$$

em que $\bar{A}$ e $\bar{P}$ são as médias dos valores atual e simulado, respectivamente. Desenvolvendo essa relação, tem-se

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - A_t)^2 = (\bar{P} - \bar{A})^2 + (s_P - s_A)^2 + 2(1-r)s_P s_A, \quad (D3)$$

em que s_P , s_A são o desvio-padrões de P_t e A_t , respectivamente, e r , coeficiente de correlação entre P_t e A_t .

Portanto, a partir de (D3), têm-se os seguintes termos, que são proporções do erro quadrado médio:

$$U_M = \frac{(\bar{P} - \bar{A})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - A_t)^2}, \quad (D4)$$

$$U_S = \frac{(S_P - S_A)^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - A_t)^2}, \quad (D5)$$

$$U_C = \frac{2(1-r)S_P S_A}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - A_t)^2}, \quad (D6)$$

em que U_M é desvio ou erro de tendência central; U_S , proporção referente à variância; e U_C , proporção referente à covariância.

É fácil notar que a soma dos termos referentes ao desvio, à variância e à covariância é igual a 1. É de esperar que o erro devido ao desvio (U_M) e o erro devido à diferença na variância (U_S) sejam baixos. Alto U_M implica considerável desvio na simulação, enquanto elevado U_S pode indicar erro na estrutura do modelo.

A expectativa do erro, devido à diferença na covariância (U_C), difere das outras. É desejável que qualquer modelo possa gerar simulações que sejam perfeitamente correlacionadas com os valores observados. Entretanto, não se deve esperar que o erro, devido à diferença na covariância, seja baixo. Como as simulações não são totalmente perfeitas, o melhor resultado será obtido da decomposição do coeficiente, que mostra as parcelas do desvio e da variância aproximando-se de 0 e a parcela da covariância próxima de 1. Com esse resultado, o erro sistemático será minimizado.

Uma segunda alternativa de decomposição do numerador de (D1) é apresentada por COSTA (1991) e permite avaliar a regressão do valor observado em relação ao valor simulado, dado por

$$A_t = b_0 + b_1 P_t + u_t. \quad (D7)$$

A partir dessa regressão, obtêm-se os seguintes termos proporcionais:

$$U_M = \frac{(\bar{P} - \bar{A})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - A_t)^2}, \quad (D8)$$

$$U_R = \frac{(s_P - rs_A)^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - A_t)^2}, \quad (D9)$$

$$U_D = \frac{(1-r^2)s_A^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - A_t)^2}, \quad (D10)$$

em que U_M é proporção do erro de tendência central, idêntico ao anterior; U_R , proporção referente à regressão; e U_D , proporção referente ao resíduo da regressão.

O objetivo é gerar um modelo com o menor coeficiente de desigualdade possível para cada variável. A decomposição supra deve apresentar U_M e U_R próximos de zero e U_D próximo da unidade.

Na Tabela 1D, tem-se, nas colunas de 1 a 4, o coeficiente de desigualdade de Theil (U), bem como seu desdobramento em proporções do erro, devido ao desvio (U_M), à variância (U_S) e à covariância (U_C) do modelo aplicado na economia brasileira, no período de 1960 a 2001.

Com relação ao desvio (U_M), cerca de 0,8% do desvio do coeficiente de desigualdade, de Theil, foi devido ao fato de a média da simulação não ser igual à média observada ($U_M = 0,0081$). Nove por cento do erro do coeficiente de desigualdade deveu-se ao erro no desvio-padrão das variáveis simuladas e observadas ($U_S = 0,0876$). A proporção maior do erro do coeficiente de desigualdade (U) ficou com o termo relativo à covariância (96%). A combinação da média das três proporções (U_M e U_S próximos de 0, e U_C próximo de 1) permite concluir que, em geral, o modelo apresentou valores simulados aleatoriamente dispersos e próximos dos valores desejados. O valor da mediana, menor que o da média, indicou que a maior percentagem das diferentes variáveis teve valores próximos de 0, para U_M e U_S , e mais próximo de 1, para U_C .

As colunas 5 e 6 (Tabela 1D) mostram a segunda maneira pela qual o coeficiente de desigualdade pode ser desdobrado. As médias encontradas para U_R e U_D foram de 0,24 e 0,77, respectivamente, e as medianas, para essas proporções do coeficiente de desigualdade, de 0,11 e 0,92, respectivamente. O fato de a mediana ter sido menor que a média, para o primeiro coeficiente (U_R), e maior que a média, para o segundo (U_D), indica que a maior parte das variáveis

apresentou resultados satisfatórios, o que confirma o bom resultado na avaliação geral do modelo.

Em uma análise individualizada das variáveis na Tabela 1D, observa-se que a maioria destas apresentou resultados com distribuição aleatória de seus valores simulados em torno dos valores observados. Entretanto, algumas variáveis ligadas ao setor agrícola (I_1 -investimento, Pme_1 -produto médio do trabalho, r_1 -taxa de retorno, W_1 - salário real e Y_1 - produto) apresentaram algum tipo de erro de simulação, que pode ser observado pelo coeficiente de desigualdade, de Theil (U), relativamente elevado e sua decomposição fora do padrão desejado para um bom ajustamento entre os valores observados e simulados.

A variável exportação líquida (NX) também apresentou alto coeficiente de desigualdade ($U = 0,467$), que pode ser explicado, principalmente, pela proporção do erro devido à regressão ($U = 0,2678$) e do resíduo ($UC = 0,7442$). Esses erros geraram problemas na estimação dos valores simulados.

Tabela 1D - Resultados do teste de desigualdade, de Theil, e suas proporções referentes ao desvio da média, variância, covariância, regressão e resíduo para o modelo de simulação da economia brasileira, 1960 a 2001

Variável	U	U_M	U_S	U_C	U_R	U_D
AC	0,0448	0,0045	0,0713	0,9484	0,0002	0,9953
C^P	0,0558	0,0020	0,0197	0,9783	0,0756	0,9467
$G1$	0,0248	0,0006	0,0059	0,9935	0,0067	0,9927
$G2$	0,0070	0,0002	0,0097	0,9901	0,0501	0,9741
I^P	0,1468	0,0035	0,0631	0,9576	0,2615	0,7593
I^P_1	0,8504	0,0292	0,7571	0,2374	0,9821	0,0124
I^P_2	0,0671	0,0566	0,0007	0,9657	0,0240	0,9424
I_t	0,1276	0,0035	0,0572	0,9635	0,2314	0,7894
L_1	0,0012	0,0001	0,0116	0,9883	0,0087	0,9912
L_2	0,0126	0,0023	0,0011	0,9967	0,0000	0,9977
L	0,0086	0,0022	0,0025	0,9952	0,0005	0,9973
m	0,0174	0,0005	0,0060	0,9935	0,0598	0,9641
NX	0,4673	0,0120	0,0040	0,9840	0,2678	0,7442
P_1/P_3	0,0707	0,0086	0,0979	0,9176	0,2370	0,7786
P_2/P_3	0,0872	0,0002	0,0279	0,9963	0,1548	0,8694
Pme_1	0,2791	0,0175	0,2854	0,7211	0,7458	0,2606
Pme_2	0,0700	0,0002	0,0074	0,9924	0,1055	0,9187
$P_{\times}/P_3$	0,0448	0,0280	0,0319	0,9639	0,0062	0,9895
r_1	0,3320	0,0192	0,2171	0,7876	0,6567	0,3481
r_2	0,0668	0,0004	0,0052	0,9943	0,2437	0,7802
B_1	0,0869	0,0032	0,0012	0,9956	0,0462	0,9748
B_2	0,0097	0,0004	0,0033	0,9964	0,0269	0,9971
W_1	0,2520	0,0070	0,3577	0,6596	0,7914	0,2259
W_2	0,0825	0,0006	0,0626	0,9611	0,7093	0,3144
X	0,0465	0,0012	0,0023	0,9966	0,0143	0,9846
Y	0,0685	0,0044	0,0469	0,9730	0,1308	0,8891
Y_1	0,2801	0,0179	0,2908	0,7153	0,7574	0,2487
Y_2	0,0735	0,0002	0,0305	0,9937	0,1086	0,9155
Média	0,1306	0,0081	0,0876	0,9163	0,2363	0,7737
Mediana	0,0692	0,0028	0,0238	0,9811	0,1070	0,9171

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: U = Coeficiente de desigualdade de Theil; U_M = proporção do coeficiente de Theil devida ao desvio; U_S = proporção devida à variância; U_C = proporção devida à covariância; U_R = proporção devida à regressão; e, U_D = proporção devido ao resíduo.