

PRODUTO REAL, MOEDA E PREÇOS: A EXPERIÊNCIA

BRASILEIRA NO PERÍODO 1861-1970*

Cláudio R. Contador^{oberto}

Cláudio L. Haddad

I - INTRODUÇÃO

Este estudo tem dois objetivos. O primeiro - e também o mais importante - é apresentar a provável evolução do crescimento econômico do Brasil através de estimativas preliminares da renda real de 1861 a 1947, e a partir desta data, com as informações das Contas Nacionais da Fundação Getúlio Vargas. A metodologia para estimar a renda real no período 1861 a 1947 empregou a técnica estatística de "extrair" o primeiro componente principal de inúmeras séries econômicas, disponíveis desde o século XIX.

A coerência da série de renda real, assim obtida, foi, então, confrontada com as informações monetárias e de índices de preços existentes. Este teste corresponde ao segundo objetivo do trabalho e, conforme ficará patente, demonstra que os dados estimados de renda real conformam-se satisfatoriamente aos modelos teóricos que explicam a demanda de moeda e a taxa de inflação desde o século passado.

* Tradução do trabalho "Real Income, Money and Prices; The Brazilian Experience, 1861-1970", apresentado em novembro de 1972, no Seminário sobre América Latina da Universidade de Chicago. Os autores agradecem os valiosos comentários do Prof. A. C. Harberger.

O presente trabalho corresponde apenas a uma abordagem preliminar à estimação do comportamento do produto real brasileiro anterior aos dados das Contas Nacionais elaboradas pela Fundação Getúlio Vargas a partir de 1947. A quantificação mais rigorosa para 1900-1947 é encontrada em C.L. Haddad, "Growth of Brazilian Real Output, 1900-1947", tese de doutoramento pela Universidade de Chicago, junho de 1947, e sob forma resumida, em "Crescimento do Produto Real Brasileiro - 1900-1947", Ensaio Econômico da EPGE, nº 14, 1974.

** Do Instituto de Pesquisas do IPEA.

*** Da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA
APLICADA - COBOB

N.º 35.928-4

Data 07 / 12 / 98

A Seção II discute a técnica para obtenção da série de renda real, enquanto a Seção III procura ilustrar o seu nível satisfatório de realismo, através de fatos históricos conhecidos.

A Seção IV emprega os dados gerados de produto real para explicar a taxa observada de inflação e a demanda por moeda a longo prazo. O raciocínio teórico implícito no teste empírico conforma-se à Teoria Quantitativa da Moeda. As conclusões encontram-se na Seção V.

Um resumo da técnica do Componente Principal encontra-se no Apêndice A. O Apêndice B descreve as séries de dados utilizadas e o Apêndice C reproduz a série gerada de renda real. Finalmente o Apêndice D, não disponível na versão original em inglês, compara graficamente as séries de renda real descritas neste trabalho e as revisadas por Haddad na sua tese de doutoramento.

II - METODOLOGIA EMPREGADA PARA ESTIMAR A RENDA REAL ANTES DE 1947

A metodologia exigiu a disponibilidade de informações anuais sobre inúmeras variáveis, cuja descrição encontra-se no Apêndice B. Além das variáveis reais, expressas em quantidades físicas, houve necessidade de gerar uma série de índice de preços, utilizando-se, para tal, informações esparsas e algumas relações econômicas simplificadas.

Uma vez obtida a série contínua do índice de preços a partir de 1861, as variáveis nominais, expressas em cruzeiros, como exportações, importações, e gastos governamentais, foram deflacionadas a preços de 1949, para consistência com as estatísticas oficiais das Contas Nacionais, levantadas pela Fundação Getúlio Vargas após 1947. Estas três variáveis, exportações, importações, e gastos governamentais, agora expressas em termos reais, junto com as séries de energia elétrica instalada e consumo total de cimento constituem os elementos básicos para a determinação do possível comportamento histórico da renda real. É provável que uma pesquisa mais exaustiva fornecesse informações anuais, desde 1861, para muitas outras variáveis econômicas, que estivessem fortemente associadas ao comportamento da renda real, mas o modesto objetivo deste trabalho de oferecer estimativas preliminares e apresentar a metodologia será certamente satisfeito com as cinco variáveis escolhidas. De qualquer forma, um pesquisador mais exigente poderá refazer os cálculos com maior número de séries.

O critério para "extrair" o comportamento da renda real das cinco variáveis acima utilizou a técnica estatística de "Componentes Principais".¹ Uma vez que o componente principal depende da unidade em que as variáveis "insumos" estão expressas,² cada série foi previamente "normalizada" segundo a sua média e desvio-padrão no período.³

Uma vez que as séries "insumos" não são todas disponíveis desde 1861, data em que remontam as primeiras informações estatísticas no Brasil, foi extraído o primeiro componente principal em três períodos;

- a) 1861-1970, com as séries normalizadas de exportações e importações, em termos reais;
- b) 1883-1970, com as séries acima, e energia elétrica total instalada;
- c) 1901-1970, com as séries acima e mais, despesas governamentais, a preços reais, e consumo total de cimento.

Os logaritmos dos índices obtidos estão reproduzidos no gráfico 1, e identificados como Y_A , Y_B , e Y_C , para os três períodos respectivos. De um modo geral, as três séries movem-se quase paralelamente, refletindo os mesmos movimentos cíclicos. Naturalmente quanto mais variáveis são utilizadas na formação do primeiro componente principal, mais amortecidos são os movimentos do índice de renda real. Assim, os ciclos apontados por Y_C são menos acentuados do que aqueles observados com Y_A .

Para testar a hipótese de que os índices "refletem" o comportamento da renda real, foram computadas regressões simples, para o período 1947-70, do índice de renda real estimada pela FGV e identificada por Y contra cada um dos índices obtidos com a técnica de Componentes Principais (Y_A , Y_B , e Y_C). As variáveis estão expressas em logaritmos. Abaixo dos coeficientes de regressão figuram os

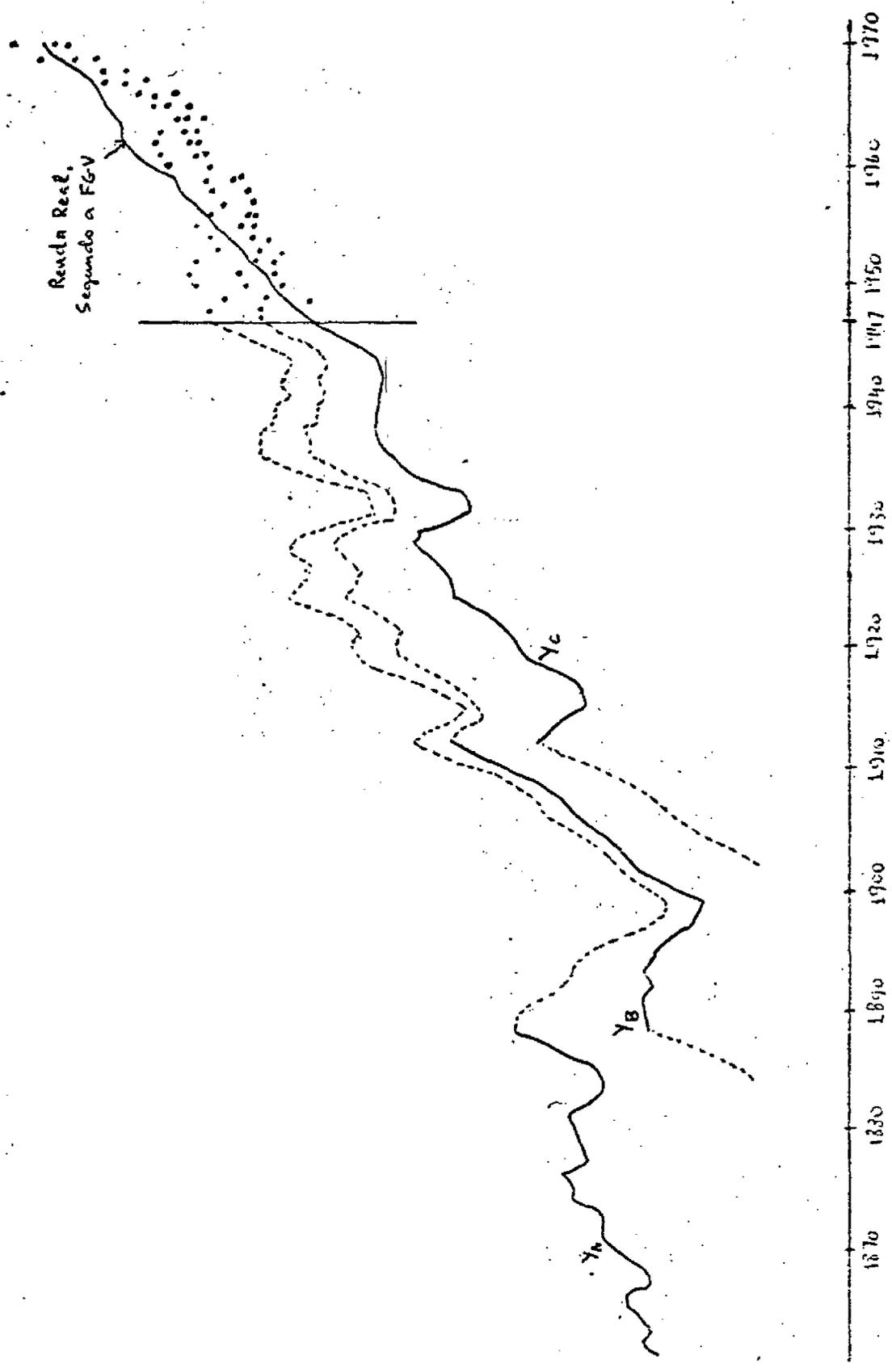
¹Para uma breve exposição e exemplos consulte Henri Theil, Principles of Econometrics (New York; John Wiley and Sons, Inc., 1971), ou mais detalhadamente em H.H. Harman, Modern Factor Analysis (Chicago; University of Chicago Press, 1967). Uma descrição baseada em Theil encontra-se no Apêndice A deste artigo.

²Theil, op. cit., p. 55.

³Ou seja, a série "normalizada" de X , corresponde a $(X-\bar{X})/\sigma_X$, onde \bar{X} é a média de X ; e σ_X , o desvio-padrão de X .

Gráfico I

As Flutuações da Renda Real,
Segundo o Primeiro Componente Principal, em 3 Períodos



valores "t", entre parênteses. Os resíduos aleatórios são representados por μ_A , μ_B e μ_C .

$$Y = \begin{matrix} 5,80 \\ (22,99) \end{matrix} + \begin{matrix} 1,26 \\ (6,83) \end{matrix} Y_A + \mu_A$$

$$R^2 = 0,68$$

$$D.W = 0,40$$

$$Y = \begin{matrix} 5,94 \\ (33,61) \end{matrix} + \begin{matrix} 1,40 \\ (9,05) \end{matrix} Y_B + \mu_B$$

$$R^2 = 0,79$$

$$D.W = 0,59$$

$$Y = \begin{matrix} 6,40 \\ (90,47) \end{matrix} + \begin{matrix} 1,00 \\ (16,54) \end{matrix} Y_C + \mu_C$$

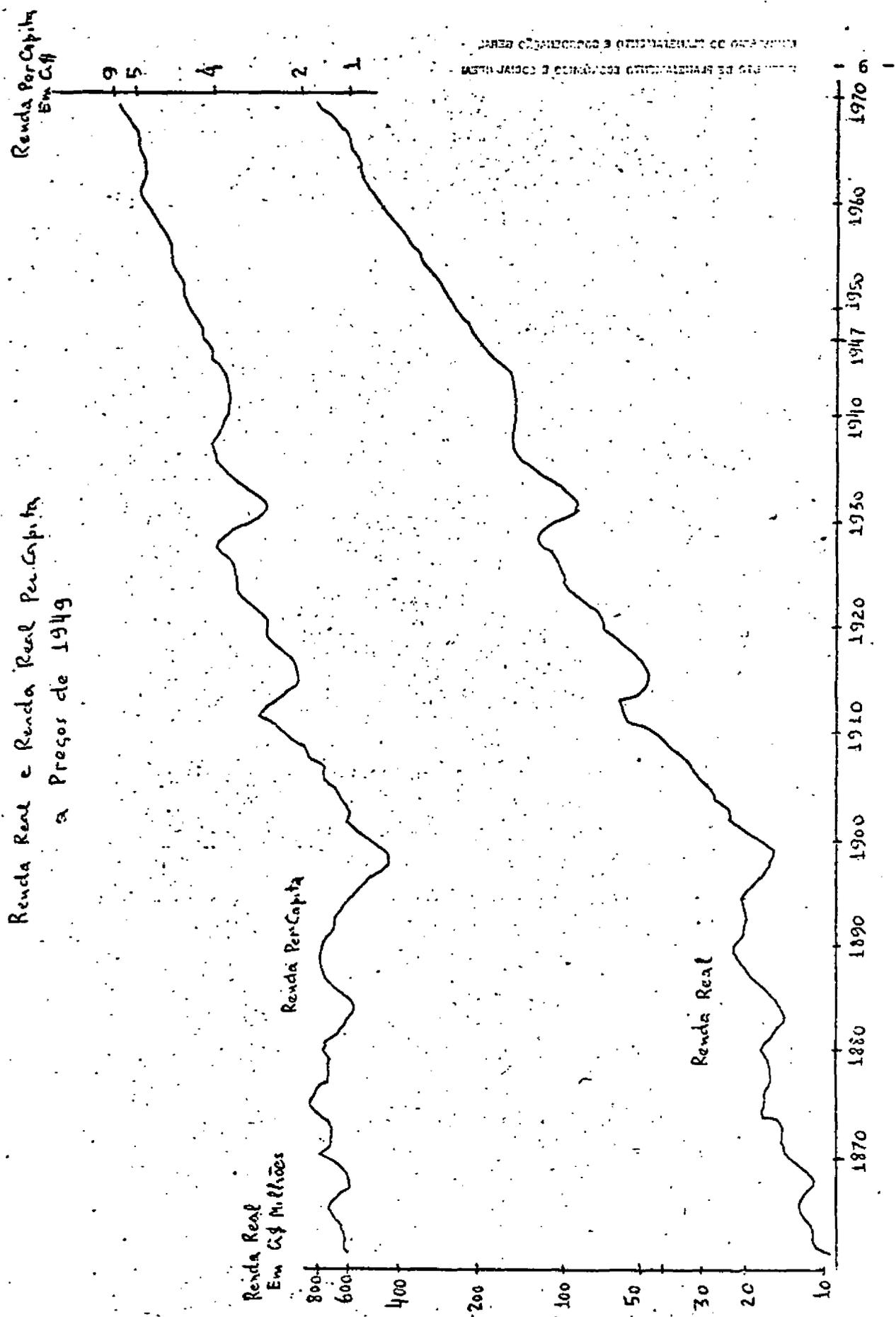
$$R^2 = 0,93$$

$$D.W = 0,80$$

O nível de significância dos parâmetros estimados (todos significantemente diferentes de zero a um nível de, pelo menos, 0,01% !) mostra-se bastante satisfatório, principalmente no tocante ao índice Y_C . É importante também salientar a elasticidade unitária entre a renda Y estimada pela FGV e o índice Y_C ; isto significa que, na média, as séries movem-se exatamente na mesma proporção. Entretanto, o baixo valor da estatística de Durbin-Watson sugere a existência de forte correlação serial positiva nos resíduos, da qual pode resultar ineficiência nas predições. De qualquer forma, para o objetivo proposto, os resultados acima são bastante satisfatórios.

Para o período 1861 a 1888, foi escolhido o primeiro índice Y_A ; para representar a tendência e flutuações da renda real; para 1888-1912, o índice Y_B ; e para 1912-1947; o terceiro índice Y_C . Um processo simples de mudança de base em 1888 e 1912 permitiu o cálculo de uma série de renda real, ininterrupta, de 1861 a 1947. Finalmente, para consistência com a série de renda das Contas Nacionais da FGV foi feita uma mudança de base em 1947. A série daí resultante corresponde ao provável comportamento da renda real do Brasil desde 1861; estimativas que, sem dúvida, abrangem um longo período, até mesmo se comparadas com estatísticas de renda real de ou

Grafico 2
Renda Real e Renda Real PerCapita
a Preços de 1949



tros países. O gráfico 2 reproduz a série de renda real a preços de 1949. As Tabelas C-1 e C-2, no apêndice, listam as séries estimadas.

A partir de informações sobre a população foi possível obter a renda real per capita. A renda per capita está representada no Gráfico 2, junto com a renda bruta, e o Apêndice C-2 lista as séries de renda real, população, e renda real per capita a preços de 1949. Visando comparações internacionais, o Apêndice C-1 mostra ainda a série de renda per capita em US\$ de 1970.

III - INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS

Com base nas séries agora disponíveis de renda real, torna-se factível discutir algumas indicações do possível comportamento do processo de crescimento da economia brasileira desde o século passado. A Tabela 1 resume as taxas médias anuais de crescimento da renda real (G_Y); população (G_N); e renda real per capita (G_Y) em períodos selecionados.

A julgar pelos dados na Tabela 1, o desempenho da produção real do Brasil pode ser considerado como razoável na segunda metade do século XIX, com uma taxa de crescimento anual de quase 2%, e bastante satisfatória no século XX, com uma taxa de 5,7% ao ano, em particular após a Segunda Guerra Mundial, quando o crescimento médio anual atinge a taxa superior a 6%.

Devido, entretanto, às altas taxas do crescimento populacional, a evolução da renda real per capita é bem mais modesta. A taxa média de crescimento per capita entre 1861 a 1900, quando a população crescia a uma taxa geométrica de 1,9% ao ano, é quase negligível; 0,4%. Ou seja, a renda per capita em 1910 era quase a mesma daquela de quatro décadas atrás, em 1861. Comparadas com as taxas de crescimento na renda per capita, no mesmo período, para os EUA, de 1,3%; Inglaterra, de 1%; França, de 1,8%,¹ a performance brasileira é realmente insatisfatória.

Por outro lado, para o século XX, a taxa média de crescimento anual da renda per capita pode ser considerada satisfatória numa comparação internacional; 3,3% para o Brasil; 1,8% para os EUA; 0,5%, para Inglaterra, e 2,2%, para a Rússia.²

¹Segundo Kuznets (1964), pp. 18-19.

²Ibid, pp. 18-19.

TABELA I

TAXAS MÉDIAS DE CRESCIMENTO ANUAL

PERÍODO	RENDA REAL	POPULAÇÃO	RENDA PER CAPITA
	G_Y	G_N	G_Y
1862-1871	3,90	1,53	2,37
1872-1881	1,67	1,87	- 0,20
1882-1891	2,31	1,94	0,37
1892-1901	- 0,02	2,38	- 2,40
1902-1911	10,35	2,12	8,23
1912-1921	2,89	2,12	0,77
1922-1931	2,88	2,05	0,83
1932-1941	5,37	2,08	3,29
1942-1951	5,72	2,44	3,28
1952-1961	7,27	2,98	4,29
1962-1970	5,47	2,98	2,49
Média para o Século XIX (1862-1901)	1,98	1,94	0,04
Média para o Século XX até a 2a. Guerra Mundial (1900-1939)	5,37	2,09	3,28
Média após a 2a. Guerra Mundial (1946-1970)	6,12	2,80	3,32
Média no Século XX (1900-1970)	5,70	2,39	3,31
Média Geral (1861-1970)	4,34	2,22	2,12

Quando comparados com as estimativas de Celso Furtado, existe uma profunda divergência com os nossos resultados. Furtado estimou, através de dados sobre as exportações brasileiras e população, que a nossa renda per capita teria crescido de 1,5% ao ano na segunda metade do século XIX. A renda per capita brasileira em dólares, segundo Furtado, atingia, então, US\$ 50,00 no início do século XX. Ora, se tal fosse certo, a renda per capita de US\$ 105,00 só seria atingida no final de um século. Aplicando, entretanto, a nossa estimativa de crescimento de 3,3% ao ano, a renda de US\$ 105,00 seria atingida em 20 anos, aproximadamente.

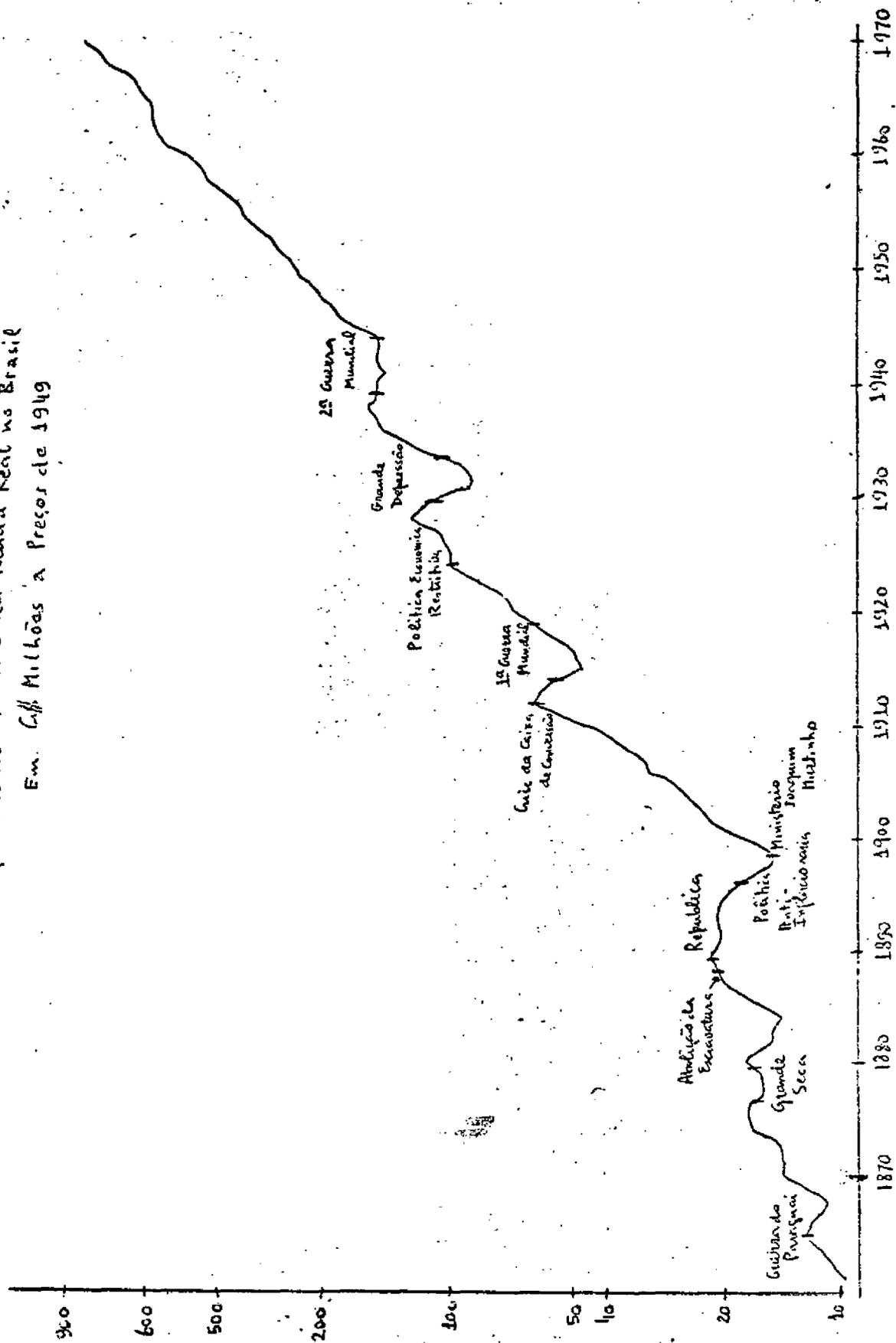
Em 1860, segundo cálculos de Douglas North,¹ a renda per capita americana, a preços de 1966, seria em torno de US\$ 550,00. Naquela ocasião a renda per capita brasileira seria dez vezes menor. Devido ao lento crescimento no século XIX, é razoável que o hiato tenha se mantido. De fato, a renda per capita brasileira (a dólares de 1966) é estimada em US\$ 400 atualmente, contra aproximadamente US\$ 4.000,00 nos EUA.

Outras evidências históricas que reforçam nossas estimativas referem-se às coincidências na intensidade e duração das flutuações a curto prazo da renda. Em princípio, reconhece-se que a intensidade das flutuações na renda tende a ser amplificada com a técnica dos Componentes Principais, principalmente no período 1861-1888, quando as séries básicas eram exportações e importações. Entretanto, as durações dos ciclos e suas datas concordam com fatos históricos conhecidos. O Gráfico 3 procura identificar alguns fatos históricos na nossa série de renda real, e aos historiadores econômicos é sugerido que procurem outras semelhanças no processo histórico brasileiro. Assim, é sabido que durante a Guerra do Paraguai, de 1865 a 1867, a renda real decresceu no Brasil. A renda de cresce novamente em 1879-1882, durante uma recessão mundial e forte seca no Brasil. Os três ciclos mais importantes; 1893-1898; 1910-1914; e 1928-1932, estão claramente identificados na nossa série de renda real. O primeiro período, de 1893 a 1898, correspondeu a uma época de grande instabilidade política e econômica no Brasil. Os períodos conturbados da abolição da escravatura (1888), proclamação da república (1889), e conflitos internos, foram seguidos de crises econômicas.

¹North (1966), p. 16.

Gráfico 3

Comportamento Histórico da Renda Real no Brasil
Em C\$ Milhões a Preço de 1949



A lei bancária de 1888 concedeu direito de emissão a bancos privados; segundo as informações, a oferta de moeda teria crescido em mais de 100% de 1888 a 1894.¹ O capital nominal das empresas evoluiu euforicamente de 800 mil contos em 1889 a 3 milhões de contos em 1891.² Em 1892, iniciaram-se as falências e concordatas; foi o chamado "Encilhamento". Os preços domésticos explodem, com taxas de inflação nunca dantes vistas. Segundo nossos cálculos, a taxa média anual de inflação no período 1890-1892 teria atingido a quase 50%, com mais de 80% de crescimento nos preços apenas em 1891. Para agravar a crise, em 1896 houve uma superprodução de café, com conseqüente queda nos preços.³ Em 1898, o Presidente eleito Campos Sales, inicia um austero programa de estabilização da economia; a oferta de moeda foi reduzida em 13% em quatro anos, e foram tomadas medidas extremas para melhorar o balanço de pagamentos do Brasil. Aparentemente, as medidas foram bem sucedidas, a julgar pela queda na taxa de inflação, talvez até mesmo com deflação,⁴ e melhoria no crescimento econômico.

O segundo período, de 1910 a 1914, coincide com as crises mundiais que antecederam a Primeira Guerra Mundial. No Brasil, a instabilidade da política monetária contribuiria para agravar a situação; de 1910 a 1913, a oferta de moeda cresceria de 45%, e nos anos seguintes, de 1913 a 1915, diminuiria em 18%. Sem dúvida, os impulsos e freios ao setor privado contribuiriam para a crise econômica.

Finalmente, o terceiro período, de 1928 a 1932, coincide com a Grande Recessão Mundial, que viria repercutir no Brasil através do mecanismo do comércio internacional, com queda na demanda por nossas exportações, que por sua vez limitava a importação dos produtos necessários ao nosso crescimento.

Seria ainda possível associar muitos outros eventos históricos ao comportamento econômico descrito na série gerada de ren

¹Veja, Tabela C-3 no apêndice.

²Prado Jr. (1956).

³Ibid, p. 226. Prado Jr. não fornece maiores evidências, mas imaginando que, naquela época, a curva de demanda mundial de café enfrentada pelo Brasil fosse inelástica, uma queda, nos preços implicaria em menor renda aos produtores, o que agravaria ainda mais a recessão.

⁴Furtado, op. cit., p. 179.

da real. Embora este trabalho não pretenda explicar detalhadamente as causas e efeitos das flutuações econômicas no Brasil, as estimativas de renda apresentadas serão certamente úteis para estudos específicos ao assunto.

IV - POLÍTICA MONETÁRIA E INFLAÇÃO

Além do teste, relativamente grosseiro, na Seção III, de associar as flutuações econômicas com fatos históricos conhecidos, a série de renda real gerada pelo método de Componentes Principais deve sujeitar-se a um escrutínio mais rigoroso, para demonstrar uma aplicabilidade mais generalizada.

Uma vez que existem disponíveis informações sobre o estoque de moeda, um índice geral de preços, e a série de renda real é possível testar a coerência econômica das três séries, em particular a renda real, com a estimação empírica de um modelo monetário bem fundamentado teoricamente, e já comprovado com dados recentes no Brasil.

O modelo corresponde à demanda por moeda proposta por Friedman,² na reformulação moderna da Teoria Quantitativa da Moeda. Por conveniência aceitemos que os principais argumentos determinantes da demanda por moeda a longo prazo no Brasil sejam a renda permanente e as expectativas de inflação. A especificação do modelo corresponde, em parte, à sugerida por Cagan,³

$$\text{Log} \left(\frac{M}{P} \right)_t^d = -\delta - \alpha E_t + \sigma \text{Log } Y_{pt} + \mu_t \quad (1)$$

onde M é o estoque nominal de moeda; P , um índice geral de preços; y , a renda real; E , a taxa esperada de inflação; e μ , os distúrbios aleatórios. As letras "d" e "p" representam os conceitos "desejado" e "permanente", respectivamente. Os parâmetros α e σ correspondem aos efeitos a longo prazo das expectativas de inflação e da renda permanente, respectivamente, sendo que o parâmetro σ representa a elasticidade-renda da demanda de moeda.

¹Veja Tabela C-3 no apêndice.

²Friedman (1956).

³Cagan (1956).

Os ajustes para equilibrar a oferta e demanda de moeda são feitos via aumentos de preços, isto é, inflação, e/ou aumentos na renda real, caso a economia não esteja em pleno emprego. Ao contrário de Cagan, assumiremos que o processo de ajuste entre oferta e demanda de moeda não é instantâneo sob condições não hiperinflacionárias, como as verificadas no Brasil. Ou seja, discrepâncias entre estoque real desejado e o observado podem ocorrer mas apenas transitoriamente, pois as pressões via preços e/ou renda garantirão o equilíbrio entre oferta e demanda de moeda real a longo prazo. Uma aproximação conveniente para este raciocínio é o modelo de ajustamento de estoques de Mundell,¹ no qual o estoque real observado de moeda tende ao estoque real desejado segundo um comportamento asintótico,

$$\text{Log}\left(\frac{M}{P}\right)_t - \text{Log}\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} = \Pi \left[\text{Log}\left(\frac{M}{P}\right)_t^d - \text{Log}\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} \right] \quad (2)$$

onde Π é a elasticidade de ajustamento. Segundo este modelo, um excesso transitório de oferta de moeda na economia, mantidas constantes as demais variáveis, implicará um movimento assintótico nos preços. Oportunamente esta hipótese restritiva será relaxada, num modelo alternativo.

A forma reduzida das equações (1) e (2) resume-se em;

$$\text{Log}\left(\frac{M}{P}\right)_t = -\Pi\delta - \Pi\alpha E_t + \Pi\sigma \text{Log } y_{p_t} + (1-\Pi) \text{Log}\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} + \Pi\mu_t \quad (3)$$

onde agora os parâmetros $\Pi\alpha$, e $\Pi\sigma$ representam os efeitos a curto prazo das expectativas de inflação e de renda permanente, respectivamente.

As séries de expectativas de inflação e de renda permanente não são diretamente observáveis, e serão obtidas com uma aproximação do modelo de expectativas adaptadas de Cagan;

$$E_t = \sum_{i=0}^{\infty} \beta \left[(1-\beta)L \right]^i \frac{\Delta P}{P}_{t-1-i} \quad (4)$$

¹Mundell (1965).

$$y_{P_t} = \sum_{i=0}^{\infty} \gamma \left[(1-\gamma)L \right]^i Y \quad (5)$$

onde β é o coeficiente de expectativas de Cagan; γ , o parâmetro do processo gerador de média móvel da renda permanente; e L , o operador retardo:

$$X_{t-i} = L^i X_t$$

Os parâmetros do modelo reduzido (3) serão estimados através de técnica iterativa de máxima verossimilhança; valores foram assignados a β e γ , em intervalos discretos de 0,05 para o cálculo de E e y_p , que foram então empregados no modelo (3).¹ Os valores "ótimos" para β e γ , são aqueles que minimizam o erro-padrão da regressão, e corresponderam a $\beta=0,1$ e $\gamma=0,6$. Uma vez que $\hat{\beta}$ e $\hat{\gamma}$ são determinados, todos os parâmetros das equações (1) e (2) são identificados.

A Tabela II resume os melhores resultados para o período 1861-1970 e diversos subperíodos. O poder de explicação do modelo e o nível de significância dos parâmetros estimados são bastante satisfatórios. Os piores resultados ocorreram com o período 1919-1939 que compreende a Grande Depressão. As elasticidades a curto prazo, excluindo o período 1919-1939, variam entre -0,02 a -0,03, para expectativas de uma inflação de 10%, e entre 0,2 e 0,5 para renda permanente. As elasticidades a longo prazo variam entre -0,045 e -0,09, para expectativas inflacionárias de 10%, e entre 0,6 a 1,0 para renda real permanente. É interessante salientar que estas magnitudes são consistentes com estimativas obtidas em trabalhos anteriores, com dados mais recentes no Brasil.²

O Gráfico 4 apresenta os valores estimados com o modelo A-1, e os observados do estoque real de moeda (em logaritmos) para o período 1861-1970. O Gráfico 5 resume as regressões estimadas para os subperíodos. Embora existam diferenças nas magnitudes dos re

¹Rigorosamente, os processos geradores de E e y_p deveriam remontar ao passado infinito. Entretanto, uma vez que os pesos $\beta(1-\beta)^i$ decrescem geometricamente é comum truncar a série quando a soma dos pesos supera em determinado valor, no nosso caso, a 0,9.

²Fishlow (1969); Pastore (1969); e Fuenzalida (1969).

TABELA II
DEMANDA POR MOEDA NO BRASIL^a

$$\text{Log} \left(\frac{M}{P} \right)_t = -\pi\delta - \pi\alpha E_t + \pi\delta \text{Log } Y_{Pt} + (1-\pi) \text{Log} \left(\frac{M}{P} \right)_{t-1} + \pi u_t$$

MODELO	PERÍODO	CONSTANTE	CURTO PRAZO ^b		LONGO PRAZO ^c		$\hat{\pi}$	R ²	E.P.	D.W.
			Inflação	Renda	Inflação	Renda				
A-1	1861-1970	-0,2580* (-1,98)	-0,2083** (-2,21)	0,2083** (4,06)	-0,895	1,001	0,2333** (12,78)	0,9895	0,1226	1,99
A-2	1861-1914	0,8745* (1,67)	-0,2359* (-1,69)	0,2623** (3,47)	-0,592	0,659	0,3987** (5,78)	0,8565	0,1203	1,84
A-3	1919-1939	0,6348 (0,43)	-0,7814 (-1,00)	0,4204* (1,93)	-1,846	0,981	0,4295* (1,97)	0,7635	0,1449	1,86
A-4	1945-1970	1,0329 (1,31)	-0,3037** (-2,67)	0,5146** (4,66)	-0,898	1,527	0,3362** (2,11)	0,9481	0,0708	1,84

^a $\beta = 0,1, \delta = 0,6$

^bcoeficientes obtidos com a estimação direta da equação (3)

^ccoeficientes em (b) divididos por $\hat{\pi}$

NOTA: os números entre parênteses correspondem a estatística "t"; se assinalados por um asterisco, os coeficientes da regressão são significativamente diferentes de zero a 10%; por 2 asteriscos, a 5%

sídus, os gráficos mostram claramente que o ajuste em cada subperíodo é consistente com o ajuste para o período 1861-1970. Como havia sido notado anteriormente os experimentos para 1919-1939 foram menos satisfatórios que os demais, e esta observação é bem visível no Gráfico 5-B.

As evidências do modelo A-1, visualizadas no Gráfico 4, não desmentidas pelas regressões A-2 a A-4, e visualizadas no Gráfico 5, permitem concluir que a equação de demanda por moeda a longo prazo apresenta-se bastante estável no Brasil, se considerarmos a experiência que abrange mais do que um século. Ou seja, a mesma equação permanece válida para explicar o estoque desejado de moeda real no Brasil, por mais de um século. Friedman encontrou evidências semelhantes para os EUA e Inglaterra.¹

Como foi mencionado anteriormente, o modelo de ajustes retardados de Mundell implica num processo rígido assintótico de mudanças no índice de preços.² Assumiremos ainda que o ajuste nos preços não é instantâneo, mas o processo transitório será estimado agora sem impor condições adicionais sobre o seu formato. Em essência, este é o enfoque adotado por Friedman na análise de inflação a longo prazo.³

A partir das condições de equilíbrio no mercado de moeda:

$$\left(\frac{M}{P}\right)^d = \frac{M^S}{P^*} \quad (6)$$

onde M^S é o estoque nominal de moeda, e P^* o nível geral de preços de equilíbrio, após todos os ajustes, podemos escrever, por diferenciação logarítmica:

$$d \text{ Log} \left(\frac{M}{P}\right)^d = d \text{ Log} M^S - d \text{ Log} P^* \quad (7)$$

Diferenciando e substituindo o modelo (1) obtemos:

$$d \text{ Log} P_t^* = d \text{ Log} M_t^S - \sigma d \text{ Log} y_{p_t} + \alpha d E + u_t' \quad (8)$$

¹Friedman (1972), p. 13.

²Por simplicidade, imaginamos constante a renda real permanente.

³Friedman (1969) e (1970). Para evidências empíricas consulte Driz (1970) e Harberger (1963).

GRÁFICO 4

A DEMANDA POR MOEDA NO BRASIL
Período: 1866-1970

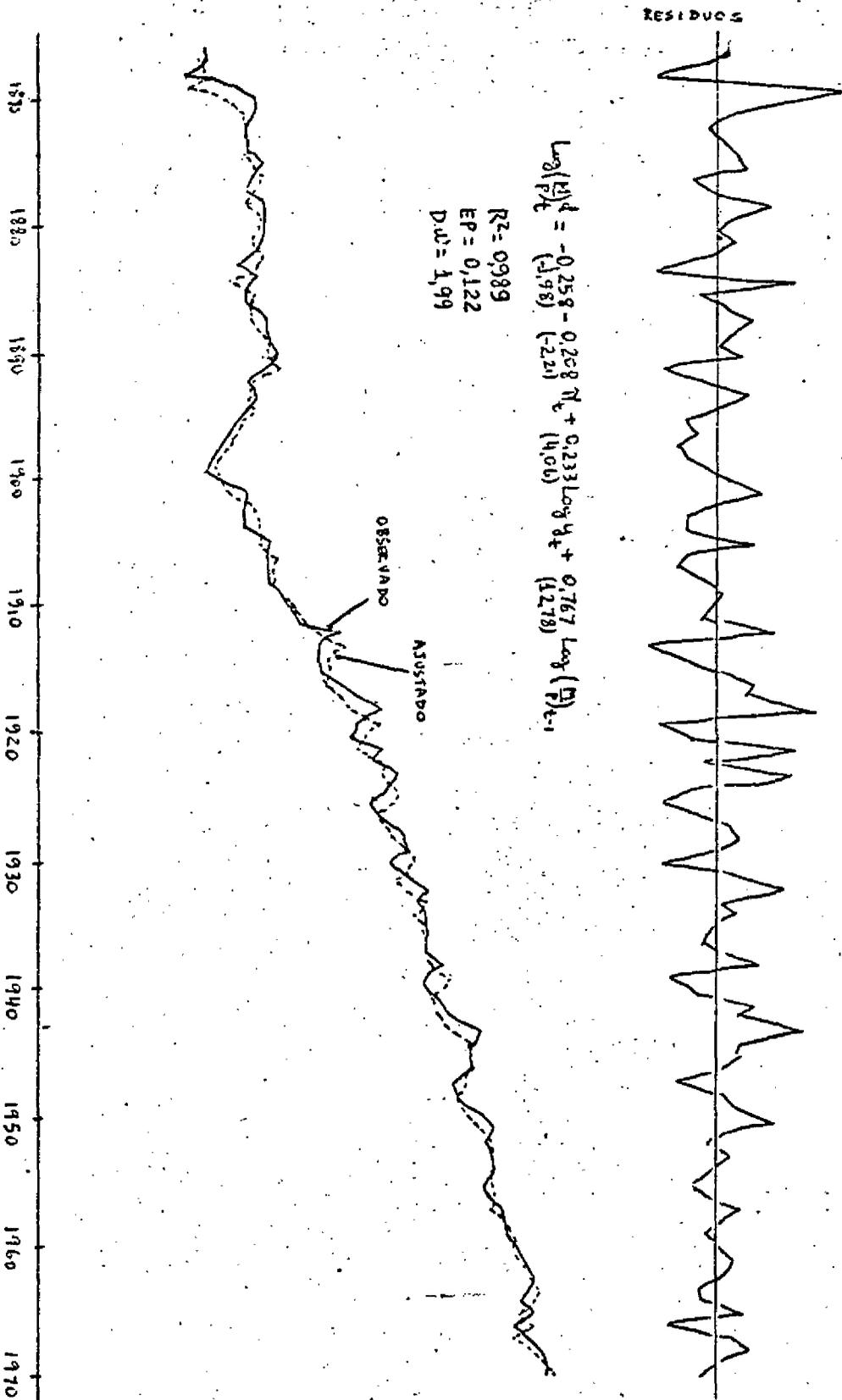
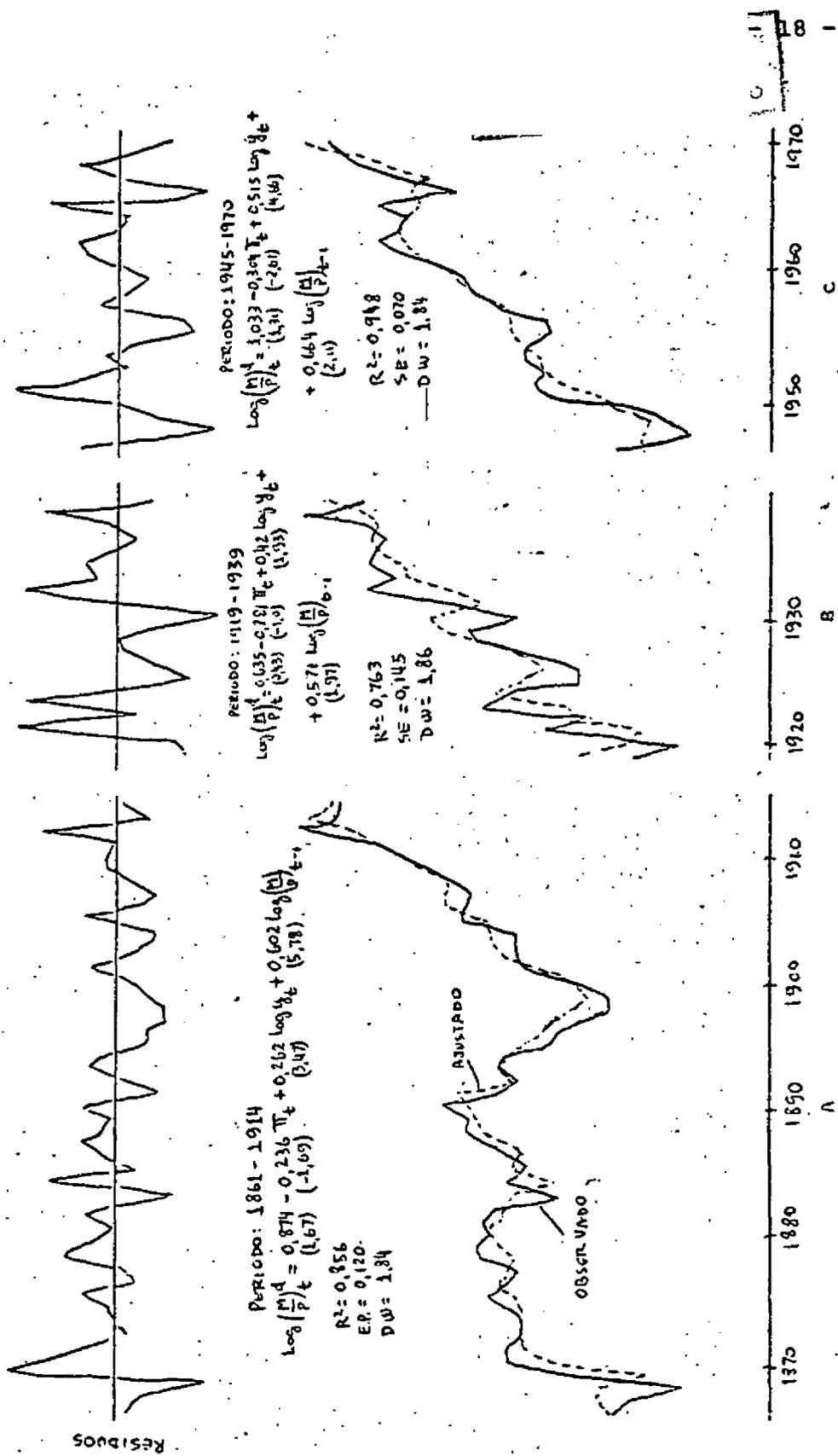


GRAFICO 5

A DEMANDA POR MOLDA NO BRASIL EM SUB-PERIODOS



Finalmente, para os ajustes distribuídos nos preços, não necessariamente segundo um processo assintótico,¹ escrevemos:

$$d \text{ Log } P = \Psi(L) d \text{ Log } P^* \quad (9)$$

onde $\Psi(L)$ é um polinômio em retardos da taxa de inflação:

$$\Psi(L) = \Psi_0 + \Psi_1 L + \Psi_2 L^2 + \dots \quad (10)$$

Das variáveis na equação (8), a taxa de variação na oferta nominal (exôgena) de moeda tende a apresentar a maior contribuição à taxa de inflação. Por conveniência estatística na estimação empírica, a função polinomial em retardos será aplicada apenas às variações no estoque nominal de moeda:

$$d \text{ Log } P_t = \Psi(L) d \text{ Log } M_t^S - \sigma d \text{ Log } y_{P_t} + \alpha d E_t + \mu_t' \quad (11)$$

ou

$$\frac{\Delta P}{P_t} = \Psi(L) \frac{\Delta M^S}{M_t} - \sigma \frac{\Delta Y}{Y_t} + \alpha \Delta E_t + \mu_t' \quad (11')$$

O polinômio $\Psi(L)$ capturará então a estrutura de resposta da inflação às mudanças na oferta de moeda. Para consistência com o modelo (8), é necessário que a soma dos coeficientes em (10) seja unitária, ou pelo menos, não significativamente diferente de um:

$$\Psi_0 + \Psi_1 + \Psi_2 + \dots + \Psi_\infty = 1 \quad (12)$$

A priori existem razões para acreditar na forte associação entre a taxa de inflação e o excesso de oferta de moeda. A Tabela III, mostra as taxas médias de variação da oferta de moeda

¹Num processo de ajuste assintótico, com pesos declinantes, teríamos:

$$\begin{aligned} P_t - P_{t-1} &= \Pi' (P_t^* - P_{t-1}^*) \\ P_t &= \Pi' P_t^* + (1-\Pi') P_{t-1} = \Pi' P_t^* + (1-\Pi') \Pi' P_{t-1}^* + (1-\Pi')^2 P_{t-2}^* \\ &= \Pi' P_t^* + (1-\Pi') \Pi' P_{t-1}^* + (1-\Pi')^2 \Pi' P_{t-2}^* + \dots \\ &= \sum_{i=0}^{\infty} \Pi' (1-\Pi')^i P_{t-i}^* \end{aligned}$$

TABELA III

TAXAS MÉDIAS DE CRESCIMENTO ANUAL

PERÍODO	MOEDA	RENDA REAL	PREÇOS
1862-1970	0,141	0,043	0,101
1862-1889	0,038	0,029	0,011
1890-1929	0,091	0,043	0,058
1930-1944	0,158	0,033	0,083
1945-1970	0,326	0,065	0,285
1862-1871	0,096	0,039	0,029
1872-1881	0,011	0,016	0,002
1882-1891	0,091	0,023	0,112
1892-1901	0,088	-0,002	0,142
1902-1911	0,038	0,103	-0,023
1912-1921	0,142	0,028	0,043
1922-1931	0,070	0,028	0,034
1932-1941	0,105	0,053	0,057
1942-1951	0,204	0,057	0,135
1952-1961	0,281	0,072	0,230
1962-1970	0,498	0,054	0,464

(M_1) da renda real e de preços. Nota-se que, quanto mais longo o intervalo da análise, mais perfeita tende ser a associação entre as variáveis acima. Para o período 1862-1970, o estoque nominal de moeda cresceu a uma taxa média anual de 14%, a renda real cresceu à taxa de 4,3%, e os preços a 10%. Se fôssemos confiar cegamente nos postulados da Teoria ^{na sua versão mais ortodoxa} Quantitativa da Moeda, e na dependência secular entre a inflação, a variação na oferta de moeda, e o crescimento da renda real,¹ apostaríamos que preços deveriam ter crescido a 9,7% ao ano, enquanto o índice de preços na verdade cresceu a 10%. As evidências para os subperíodos são igualmente encorajadoras. No período 1862-1889 os preços deveriam ter subido em 9%, contra 11% observados; em 1890-1929, em 5%, contra 6% observados, e em 1945-70, 28% contra 28% efetivamente observados ! A maior inconsistência ocorre no período 1930-1944, no qual era antecipada uma inflação de 12%, quando, entretanto, os preços subiram em apenas 8%. Contudo, deve ser observado que fenômeno semelhante ocorreu no mesmo período nos EUA e Inglaterra, e aparentemente houve uma queda generalizada na velocidade-renda da moeda em diversos países, provavelmente devido a maior preferência pela liquidez em face do conflito mundial.

A oferta de moeda cresceu a taxas elevadas durante a Primeira Guerra Mundial, na Segunda Guerra, e nos anos de pós-guerra. Não obstante, a inflação média anual foi relativamente modesta durante o primeiro conflito mundial quando os indivíduos e empresas procuraram manter uma posição mais líquida em suas carteiras de ativos. O Gráfico 6 comprova que durante ameaças de crises políticas a velocidade de moeda tende a aumentar, como durante a Primeira Guerra, a Grande Depressão, e a Segunda Guerra Mundial.

O Gráfico 7 associa visualmente os movimentos da expansão da oferta de moeda e taxa observada de inflação. Para facilitar a interpretação histórica diversos fatos estão identificados graficamente. Os grandes movimentos na oferta de moeda inevitavelmente estão associados às taxas mais elevadas de inflação.

A Tabela IV reproduz os resultados empíricos com o modelo (11), estimado para vários períodos. A duração da estrutura de retardos do polinômio $\Psi(L)$ foi determinada por tentativa e erro e três

¹ Ou seja $\frac{\Delta P}{P} = \frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta Y}{Y}$

² Friedman (1972), p. 8.

GRAFICO 6
COMPORTAMENTO DA VELOCIDADE-RENDA
DA MOEDA NO BRASIL

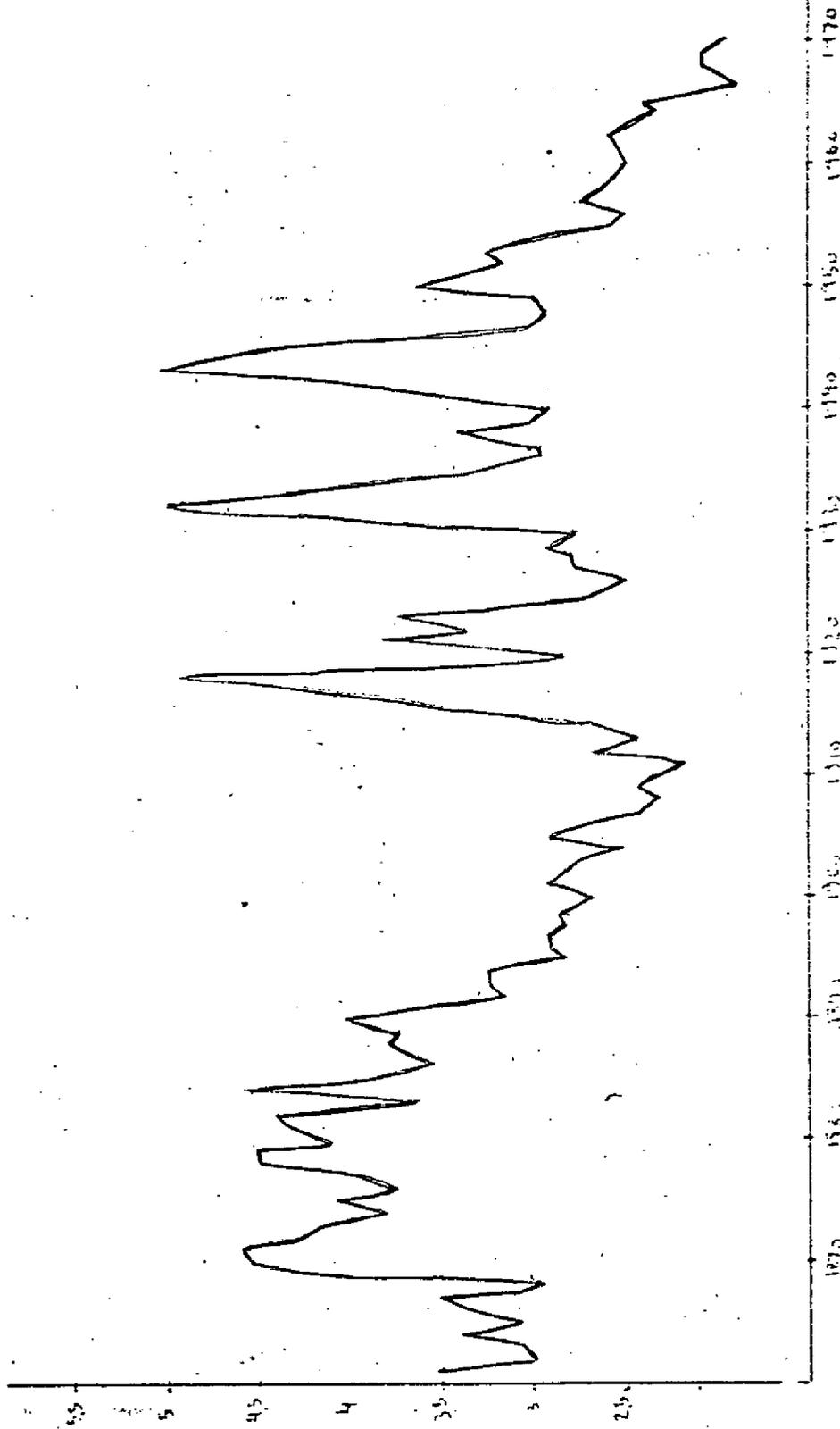


GRÁFICO 7

ASSOCIAÇÃO ENTRE MUDANÇAS NA OFERTA DE
MOEDA E A TAXA DE INFLAÇÃO NO BRASIL
PERÍODO: 1863 - 1970

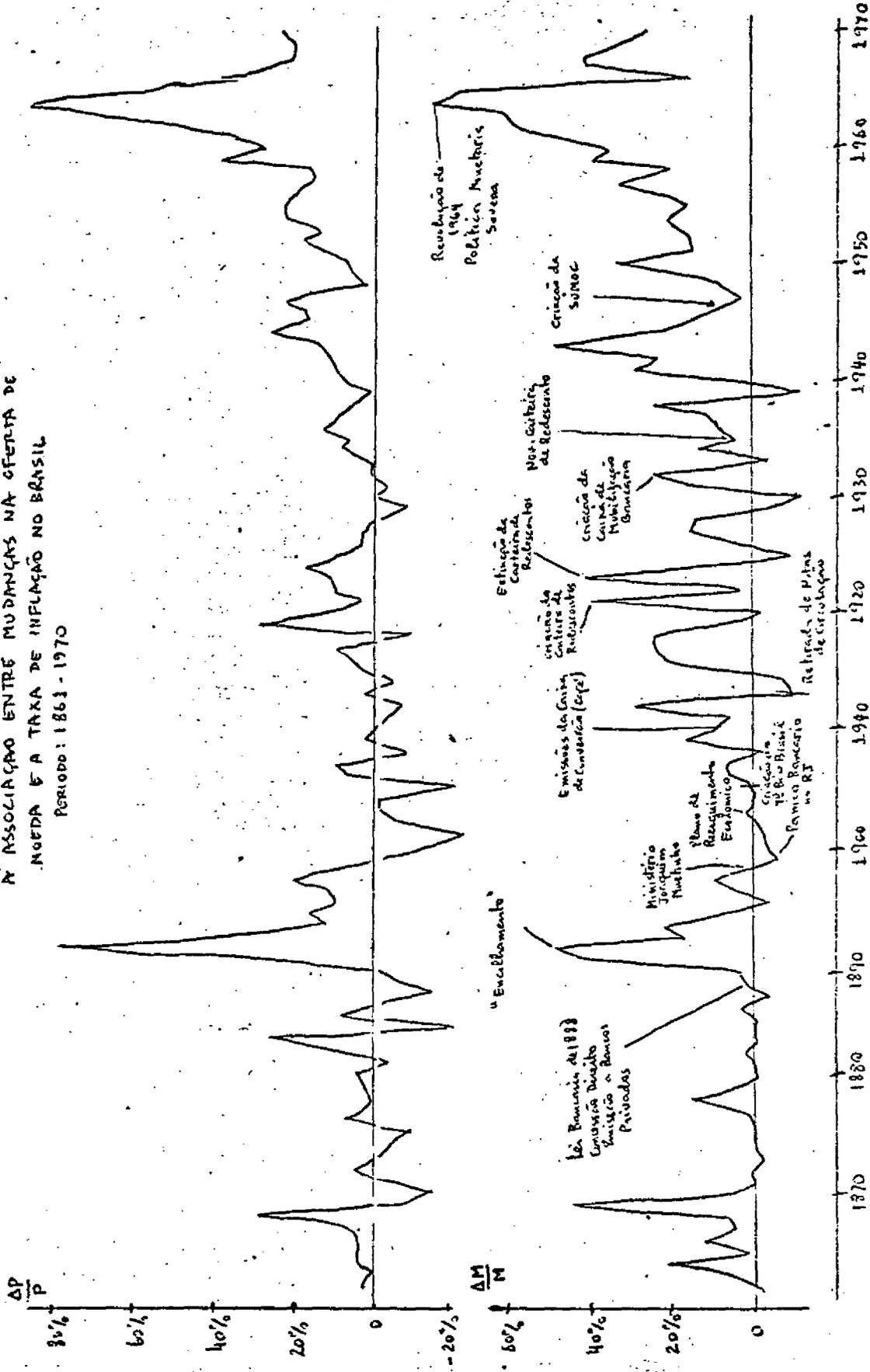


TABELA IV

A EXPLICAÇÃO DA TAXA DE INFLAÇÃO NO BRASIL

$$\frac{\Delta P}{P_t} = \left(\sum_{i=0} \psi_i \frac{\Delta M}{M_{t-i}} \right) - \sigma \frac{\Delta Y}{Y_t} + \alpha \Delta E_t + u'_t$$

MODELO	PERÍODO	CONSTANTE	ESTRUTURA DE RETARDOS DISTRIBUIDOS			$\sum \psi_i$	CRESCIMENTO DA RENDA REAL	ACELERAÇÃO DA INFLAÇÃO	R ²	E.P.	D.W.
			ψ_0	ψ_1	ψ_2						
B-1	1861-1970	-0,0045 (-0,28)	0,4043** (5,53)	0,3246** (4,04)	0,2014** (2,79)	0,9303** (4,01)	0,6069** (3,14)	0,2183 (1,26)	0,6650	0,1142	1,95
B-2	1861-1914	0,0188 (0,90)	0,5814** (4,14)	0,3402** (2,39)	---	0,9216** (4,65)	1,2138** (4,57)	---	0,5533	0,1187	2,28
B-3 ^a	1919-1939	0,0099 (0,54)	0,0291 (0,44)	0,0633 (0,88)	---	0,0934 (0,79)	-0,4330** (-2,39)	---	0,5375	0,0455	1,61
B-4 ^a	1945-1970	0,1071 (1,02)	0,4739** (4,15)	0,2542* (1,89)	0,2147** (2,30)	0,9428** (4,85)	2,1495* (1,81)	---	0,8731	0,0854	1,96

^a Devido a forte correlação serial nos resíduos nos experimentos preliminares, o modelo foi reestimado pela técnica iterativa de Cochrane-Orcutt.

NOTA: Veja notas de rodapé à Tabela II.

anos provaram ser um período suficientemente longo para capturar os efeitos defasados da oferta de moeda nos preços. Para todos os períodos, exceto 1919-1939, a soma dos coeficientes ψ_1 é bastante próxima à unidade, conforme exigido pelo modelo, com elevado nível de significância. As estimativas para a elasticidade-renda da moeda σ são positivas, exceto em 1919-1939, e significativamente diferentes de zero. Ademais, as magnitudes de σ na Tabela IV são consistentes com as elasticidades a longo prazo da Tabela II. Infelizmente, a expectativa de aceleração nos preços (ΔE) apresentou uma influência errática e insatisfatória, e não significativamente diferente de zero na taxa de inflação. Não obstante, em todos os experimentos, mesmo os preliminares, o efeito da aceleração esperada nos preços demonstrou ser positiva.

Os Gráficos 8 e 9 ilustram as taxas de inflação observadas e estimadas segundo o modelo (11). As conclusões com a análise gráfica não são diferentes das obtidas anteriormente. Exceto no período 1929-1939, a taxa de inflação no Brasil pode ser explicada pela política monetária e pelo crescimento econômico.

V - CONCLUSÕES

Este trabalho procurou estimar uma série preliminar do crescimento econômico do Brasil desde 1861. É impossível garantir que a série gerada de renda real corresponda exatamente à realidade, e seja isenta de erros principalmente numa comparação entre anos. Não obstante é possível acreditar que os movimentos a longo e médio prazos estejam representados na série estimada, que demonstrou consistência com fatos históricos conhecidos. De fato, após o término do artigo, apontaram-nos trabalhos semelhantes realizados por Leff.¹ Foi agradável constatar que as nossas estimativas são bastante consistentes com as dele, embora obtidas por critérios e métodos distintos.

O segundo teste, seguramente mais exigente, sobre a "veracidade" da série de renda real, estimou empiricamente a demanda por moeda no Brasil e explicou a taxa de inflação, segundo fundamentos teóricos da moderna Teoria Quantitativa. O poder de explicação obtido com ambos modelos pode ser considerado excelente, com consistência e elevada significância dos efeitos da renda real estimada.

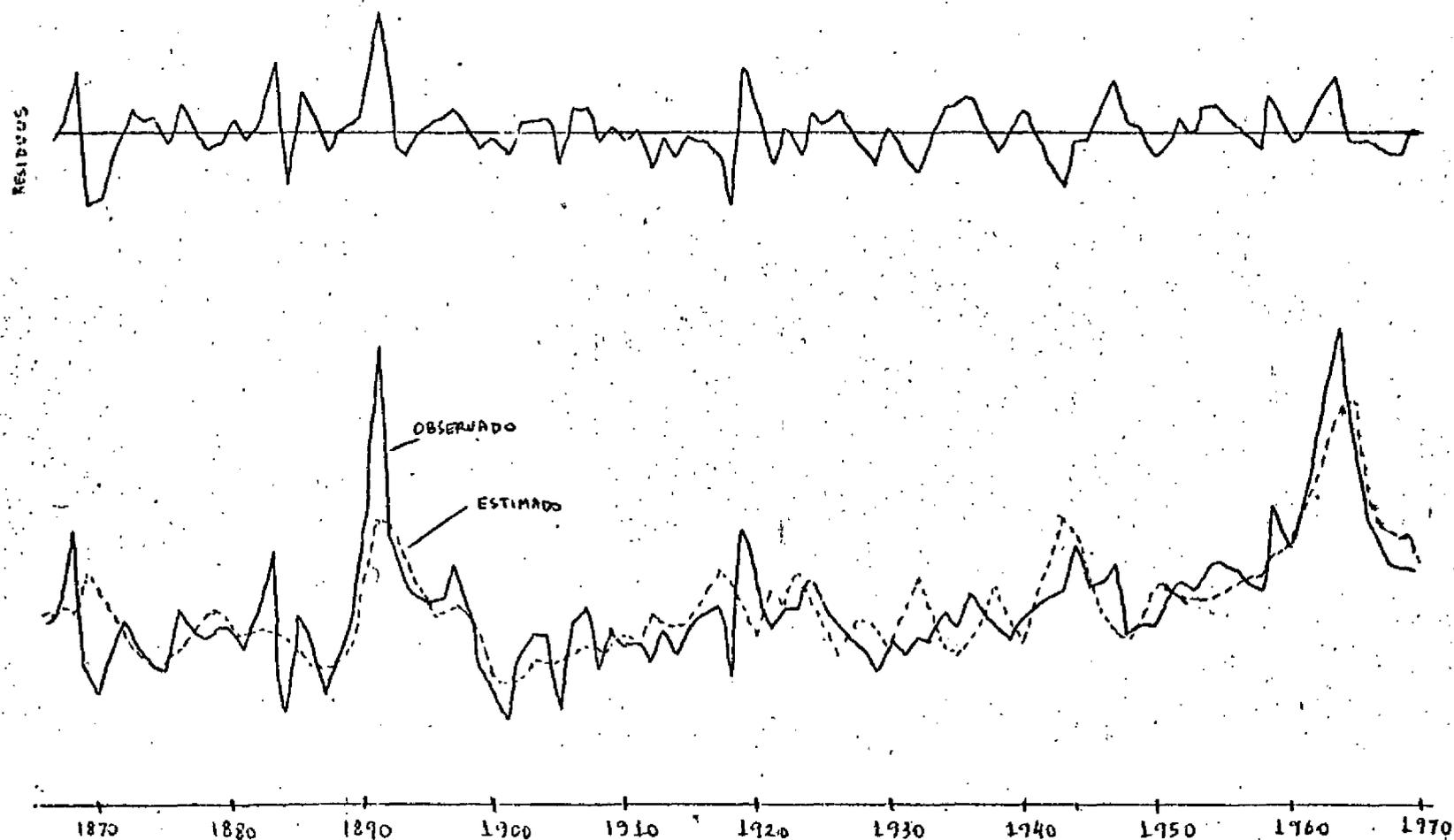
¹Leff (1969) e (1972).

GRAFICO 8

A EXPLICAÇÃO DA TAXA DE INFLAÇÃO NO BRASIL

PERÍODO: 1861-1970

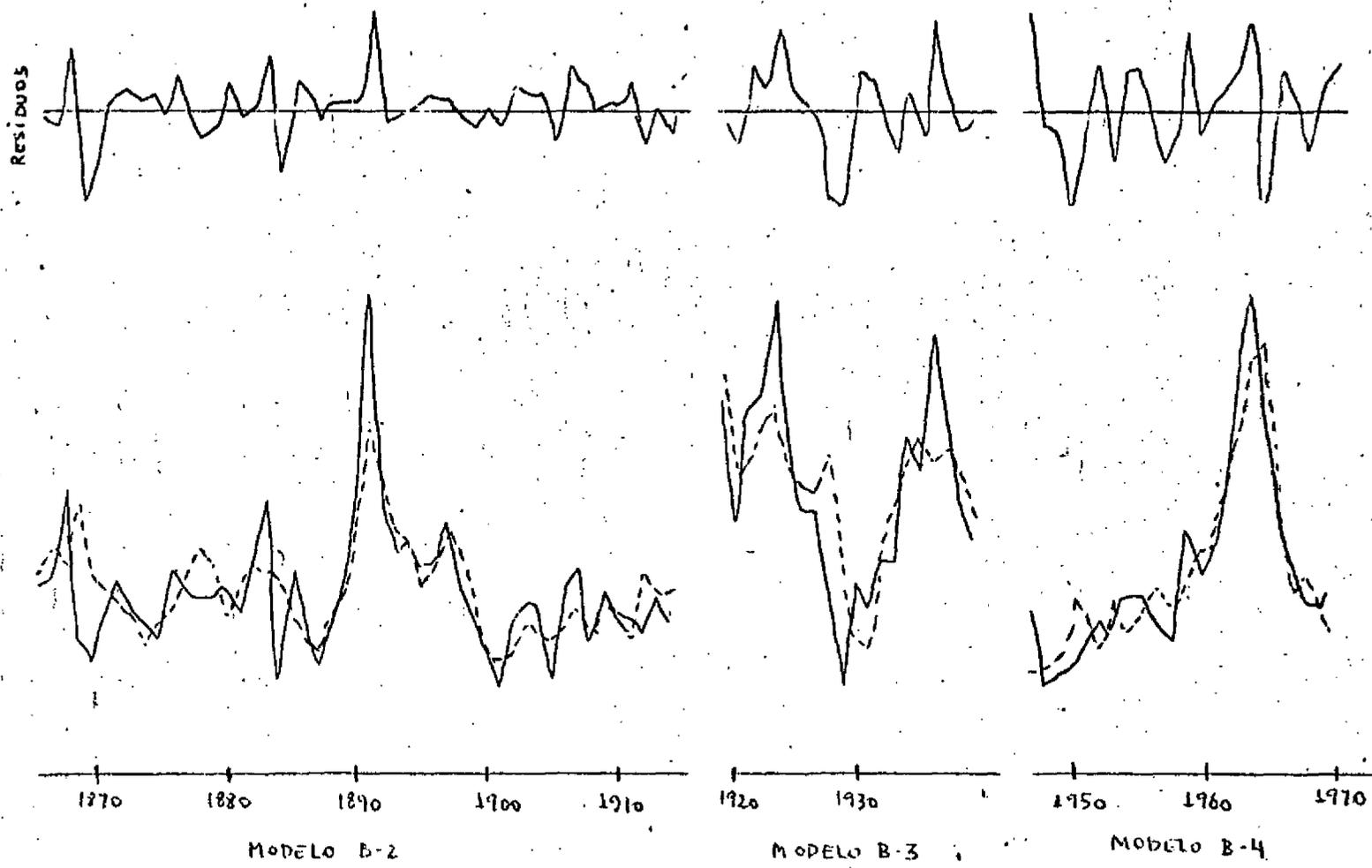
MODELO B-1



DATA OBSERVADOS E ESTIMADOS DA TAXA DE INFLAÇÃO NO BRASIL

GRAFICO 9

A EXPLICACAO DA TAXA DE INFLACAO NO BRASIL
EM TRES PERIODOS



Apesar destes resultados, as possibilidades de aperfeiçoamento da série gerada de renda real estão longe de terem sido exaustas. Pelo contrário, um aumento no número de variáveis originais, com uma possível extensão ao passado abrangendo períodos mais distantes, seriam tentativas certamente auspiciosas.

Finalmente, é desejado que este trabalho abra novos horizontes tanto para os historiadores econômicos, como para pesquisas orientadas ao levantamento histórico de novas séries econômicas, ainda não disponíveis. O estudo mais paciente e, sem dúvida, mais acurado de Haddad (1974) com a revisão da nossa série de renda real, a partir de 1900, longe de demonstrar os erros do presente trabalho, acentua a importância dos modestos objetivos que tínhamos em mente.

APÊNDICE A

BREVE RESUMO DA TÉCNICA DE COMPONENTES PRINCIPAIS

As principais referências para o resumo a seguir são Theil (1971), e, mais detalhadamente, Harman (1969). Seja X a matriz com m observações anuais de n variáveis. Se as n variáveis apresentam um comportamento proporcional, podem ser resumidas por um vetor p de m elementos, e poderíamos exprimir a matriz X por:

$$X = pa' \quad (A-1)$$

onde a' é o vetor linha de n escalares, um para cada coluna de X .

Entretanto, a proporcionalidade da forma (A-1) dificilmente ocorre. Assim o vetor p terá que satisfazer o critério de minimizar o quadrado das discrepâncias $X - pa'$. Ou seja, o critério corresponde à minimização do traço do produto das discrepâncias:

$$\text{mim. tr } (X - pa')'(X - pa')$$

Impondo a condição de que o vetor p tenha dimensão unitária, isto é:

$$p'p = 1$$

obtemos a solução:

$$(XX' - hI_m) p = 0 \quad (A-2)$$

onde p é o vetor característico da matriz XX' positiva definida, correspondente à raiz h . Para minimizar (A-2) basta obter a maior raiz característica de XX' .

Uma vez que os elementos da matriz XX' dependem das unidades nas quais as n variáveis estão expressas, o vetor característico p depende também das unidades de medidas, o que seria uma desvantagem para a técnica. Por este motivo, as séries das n variáveis são previamente "normalizadas"¹ antes da minimização de (A-2).

Estimado o vetor p a etapa seguinte é identificar o seu significado. A hipótese inicial deste trabalho foi de que as sé

¹Ou seja, cada variável em X é normalizada por $(X_1 - \bar{X}_1) / \sigma_{X_1}$, onde \bar{X}_1 é a esperança de X_1 ; e σ_{X_1} , o desvio padrão de X_1 .

ries históricas originais estariam todas elas fortemente associadas ao comportamento da renda real, estatística não disponível diretamente para períodos anteriores a 1947. A evolução do vetor p em cada um dos períodos foi ilustrada no gráfico 1.

Como observação final devem ser salientadas as inúmeras outras aplicações da técnica de Componentes Principais, ainda em Contas Nacionais. Uma delas é a interpolação de variáveis econômicas, para intervalos mais curtos do que os anuais existentes. Assim, a técnica pode ser utilizada para estimar dados trimestrais de renda nacional, com resultados satisfatórios, pois existem informações trimestrais disponíveis para um grande número de variáveis, reconhecidamente associadas à renda nacional. A técnica permite também que seja imposta a restrição de que a taxa média de crescimento da série obtida com Componentes Principais entre anos consecutivos seja idêntica à taxa média de crescimento anual da série de renda real estimada pela Fundação Getúlio Vargas.

APÊNDICE B

DESCRIÇÃO DAS SÉRIES HISTÓRICAS

a) IMPORTAÇÃO E EXPORTAÇÃO

As séries, expressas em valor, foram obtidas da APEC, A Economia Brasileira e Suas Perspectivas, 1971, Tabela I-10.

b) OFERTA DE MOEDA

Até 1912, as estatísticas existentes compreendiam apenas o saldo anual de papel-moeda em poder público. Os dados foram obtidos do Anuário IBGE de 1941. Após 1912, as séries correspondem ao conceito M_1 (papel-moeda em poder público mais depósitos à vista nos bancos privados). Após 1946 os dados foram obtidos nos Boletins do Banco Central.

Apesar dos problemas conceituais da ausência de dados de depósitos à vista no conceito de moeda antes de 1912, em termos práticos o problema não é sério uma vez que em 1912 o papel-moeda correspondia a mais de 80% do estoque de Moeda existente. Além disso, à medida que retrocedemos ao passado, esta proporção cresce rapidamente.

c) CAPACIDADE DE ENERGIA INSTALADA, CONSUMO DE CIMENTO E GASTOS GOVERNAMENTAIS

Informações foram obtidas da APEC, op. cit., Tabelas I-6, I-5 e I-8, respectivamente.

d) ÍNDICE DE PREÇOS

De 1912 a 1950 existe o levantamento efetuado por Onody (1960). De 1946 em diante existem levantamentos sistemáticos sobre o custo de vida na GB, na Conjuntura Econômica da Fundação Getúlio Vargas.

As informações anteriores a 1912 exigiram uma inferência indireta. Onody apresenta algumas indicações de preços em datas esparsas: em 1860, 1874, 1881, 1887, 1896, 1900 e a partir de 1912 dados contínuos anuais. Uma idéia imediata seria a simples

interpolação linear dos preços em cada um destes intervalos. Entretanto, o comportamento errático da oferta de moeda e da taxa de câmbio¹ no período desaconselha tal critério, uma vez que sob estas pressões seria impossível que a taxa de inflação se mantivesse estável.

O método alternativo foi empregar o conceito de índice de paridade no poder da compra,² com base nos dados de taxa de câmbio e índice de preços na Inglaterra.³ Ou seja

$$PP = P_{uk} \cdot e \quad (B-1)$$

onde PP corresponde ao poder de compra no Brasil; P_{uk} , o índice de preços na Inglaterra; e e a taxa de câmbio no Brasil (cruzeiros por libra).

O índice PP computado com a relação (B-1) apresentou em tão fortes flutuações, mas acompanhando, aproximadamente, em cada subperíodo a tendência de preços no Brasil, segundo os dados esparsos de Onody. O comportamento com flutuações no índice de poder de compra PP foi, então, imposto à tendência linear interpolada no índice de preços de Onody. A série de índice de preços no Brasil, a taxa de inflação para o período 1861-1912 e encadeados a partir de 1913 com o índice de custo de vida GB, estão listados na Tabela C-3.

¹Onody (1960) contém dados sobre a taxa de câmbio livre (cruzeiros por libra).

²Para uma exposição e problemas teóricos consulte, por exemplo, Balassa (1969).

³Onody, op. cit.

TABELA C-1

<u>Ano</u>	<u>Renda Real</u> 1949=100	<u>População</u> 1949 = 100
1861	4,57	16,83
1862	5,04	17,09
1863	5,18	17,35
1864	5,35	17,61
1865	5,71	17,88
1866	5,65	18,16
1867	5,14	18,44
1868	5,05	18,72
1869	5,61	19,00
1870	6,48	19,29
1871	6,56	19,59
1872	6,55	19,89
1873	6,72	20,26
1874	7,71	20,65
1875	7,88	21,05
1876	7,98	21,45
1877	7,30	21,86
1878	7,32	22,27
1879	7,38	22,79
1880	7,88	23,14
1881	7,62	23,58
1882	6,86	24,03
1883	6,65	24,49
1884	6,54	24,96

Renda Real per capita

1949=100, US\$ de 1970.

27,14 52,03

29,48 56,51

29,85 57,21

30,36 58,20

31,91 61,18

31,10 59,62

27,87 53,42

26,97 51,70

29,51 56,57

33,58 64,36

33,48 64,17

32,92 63,11

33,15 63,55

37,32 71,55

37,43 71,75

37,19 71,30

33,39 64,00

32,85 62,97

32,50 62,29

34,05 65,27

32,31 61,93

28,54 54,70

27,15 52,04

26,19 50,21

1885	7,02
1886	8,07
1887	8,94
1888	9,25
1889	9,59
1890	9,64
1891	9,35
1892	9,15
1893	9,38
1894	9,14
1895	8,80
1896	8,12
1897	7,33
1898	6,88
1899	6,97
1900	8,08
1901	9,13
1902	10,17
1903	10,48
1904	11,34
1905	12,46
1906	13,76
1907	14,45
1908	16,00
1909	17,80
1910	20,56

25,44	27,59	52,89
25,92	31,12	59,66
26,42	33,83	64,85
26,92	34,35	65,85
27,44	34,95	66,99
27,96	34,47	66,08
28,57	32,74	62,76
29,26	31,29	59,98
29,97	31,29	59,99
31,22	29,28	56,13
31,43	28,00	53,68
32,19	25,23	48,36
32,97	22,23	42,61
33,77	20,39	39,09
34,58	20,16	38,66
35,42	22,82	43,74
36,22	25,22	48,34
36,99	27,49	52,71
37,77	27,74	53,17
38,58	29,39	56,34
39,40	31,63	60,64
40,23	34,20	65,56
41,08	35,17	67,41
41,96	38,14	73,12
42,84	41,56	79,66
43,75	46,98	90,06

1911	24,29	44,68	54,36	104,20
1912	26,75	45,63	58,62	112,37
1913	26,00	46,60	55,79	106,94
1914	22,91	47,59	48,15	92,29
1915	20,84	48,60	42,89	82,21
1916	21,06	49,63	42,45	81,37
1917	21,96	50,68	43,33	83,06
1918	24,59	51,75	47,52	91,09
1919	28,47	52,85	53,86	103,25
1920	30,39	53,97	56,30	107,29
1921	31,23	55,09	56,69	108,66
1922	33,75	56,21	60,04	115,09
1923	39,11	57,36	68,17	130,68
1924	43,59	58,54	74,46	142,73
1925	43,64	59,74	73,04	140,01
1926	44,83	60,96	73,53	140,94
1927	47,51	62,21	76,36	146,37
1928	54,27	63,49	85,49	163,86
1929	52,50	64,79	81,04	155,34
1930	47,99	66,11	72,58	139,13
1931	39,44	67,47	58,46	112,05
1932	39,53	68,85	57,41	110,04
1933	42,44	70,26	60,40	115,77
1934	51,17	71,70	71,37	136,80
1935	58,04	73,17	79,32	152,04
1936	62,79	74,67	85,43	163,75
1937	66,34	76,20	87,06	166,89
1938	68,54	75,79	90,43	173,33

1939	67,43	79,35	84,97	162,88
1940	67,53	80,98	83,38	159,83
1941	65,07	82,86	78,52	150,52
1942	66,03	84,83	77,84	149,20
1943	66,26	86,85	76,30	146,25
1944	68,24	88,91	76,75	147,11
1945	75,01	91,03	82,40	157,95
1946	84,47	93,19	90,64	173,75
1947	87,30 ^{a/}	95,48	91,50	175,38
1948	93,80	97,67	96,03	184,07
1949	100,00	100,00	100,00	191,67
1950	106,50	102,37	104,02	199,38
1951	112,80	105,43	106,99	205,07
1952	122,60	108,57	112,91	216,44
1953	125,70	111,81	112,42	215,48
1954	138,40	115,14	120,19	230,38
1955	147,90	118,58	124,72	239,07
1956	152,60	122,11	124,96	239,52
1957	164,90	125,75	131,12	251,33
1958	177,60	129,50	137,13	262,33
1959	187,50	133,37	140,13	262,85
1960	205,70	137,34	149,76	287,07
1961	226,90	141,44	160,41	307,48
1962	238,80	145,66	163,94	314,24
1963	242,50	150,00	161,66	309,87
1964	249,60	154,47	161,57	309,71
1965	256,40	159,08	161,17	308,93
1966	269,50	163,83	164,49	315,31

1967	282,40	168,71	167,38	320,83
1968	306,10	173,74	176,17	337,69
1969	333,60	178,92	186,44	357,37
1970	365,30	184,26	198,24	380,00

a/ Após 1947, segundo estatísticas das Contas Nacionais da Fundação Getúlio Vargas.

Ano

Renda Real
Cr\$ mil a Preços
de 1949

1861	10506,4
1862	11587,0
1863	11908,8
1864	12299,6
1865	13127,3
1866	12989,3
1867	11816,9
1868	11609,9
1869	12897,4
1870	14897,5
1871	15081,4
1872	15058,4
1873	15449,3
1874	17725,3
1875	18116,1
1876	18346,0
1877	16782,7
1878	16828,7
1879	16966,6
1880	18116,1
1881	17518,4
1882	15771,1

TABELA C-2

População em 1000
habitantes

Renda Per Capita
Cr\$ a Preços de 1949

8547	1,221
8678	1,331
8810	1,351
8945	1,371
9082	1,441
9921	1,401
9362	1,261
9505	1,221
9650	1,331
9797	1,52
9947	1,51
10099	1,49
10289	1,50
10486	1,69
10687	1,69
10891	1,68
11099	1,51
11311	1,48
11528	1,47
11748	1,54
11973	1,46
12202	1,29

1883	15288,3
1884	15035,5
1885	16139,0
1886	18552,9
1887	20553,1
1888	21268,0
1889	22049,9
1890	22169,5
1891	21511,0
1892	21054,0
1893	21565,8
1894	21023,7
1895	20240,2
1896	18678,0
1897	16854,0
1898	15836,2
1899	16038,5
1900	18584,6
1901	21008,0
1902	23388,6
1903	24094,4
1904	26071,1
1905	28659,6
1906	31641,1
1907	33224,2
1908	36800,5
1909	40941,0
1910	47270,2

12435	1,221
12673	1,180
12916	1,240
13163	1,400
13414	1,530
13871	1,550
13932	1,580
14199	1,560
14506	1,480
14857	1,410
15216	1,410
15853	1,320
15960	1,260
16345	1,140
16741	1,000
17145	0,920
17560	0,910
17984	1,030
18392	1,140
18782	1,240
19180	1,250
19587	1,330
20003	1,430
20427	1,540
20860	1,590
21303	1,720
21754	1,880
22216	2,120

1911	55384,2
1912	61507,6
1913	59775,3
1914	52681,8
1915	47922,6
1916	48438,1
1917	50492,2
1918	56551,9
1919	65459,1
1920	69872,4
1921	71802,9
1922	77606,9
1923	89920,2
1924	100230,0
1925	100333,0
1926	103069,0
1927	109227,0
1928	124789,0
1929	120716,0
1930	110336,0
1931	90688,1
1932	90880,3
1933	97572,4
1934	117660,0
1935	133440,0
1936	146667,0
1937	152533,0
1938	157576,0

22687	2,46
23168	2,65
23660	2,52
24161	2,18
24674	1,94
25197	1,92
25732	1,96
26277	2,15
26835	2,43
27484	2,54
27969	2,56
28542	2,71
29126	3,08
29723	3,37
30332	3,30
30953	3,32
31587	3,45
32234	3,87
32894	3,66
33568	3,28
34256	2,64
34957	2,59
35673	2,73
30404	3,23
37150	3,59
37911	3,86
38687	3,94
38480	4,09

1939	155031,0
1940	155253,0
1941	149601,0
1942	151815,0
1943	152354,0
1944	156890,0
1945	172460,0
1946	194212,0
1947	200703,0 ^{a/}
1948	215646,0
1949	229900,0
1950	244843,0
1951	259327,0
1952	281857,0
1953	288984,0
1954	318182,0
1955	340022,0
1956	350827,0
1957	379105,0
1958	408302,0
1959	431062,0
1960	472904,0
1961	521643,0
1962	549001,0
1963	557507,0
1964	573830,0

40289	3,84
41114	3,77
42069	3,55
43069	3,52
44093	3,45
45141	3,47
46215	3,73
47313	4,10
48438	4,14 a/
49590	4,34
50769	4,52
51976	4,71
53526	4,84
55122	5,11
56766	5,09
58459	5,44
60202	5,64
61998	5,65
63846	5,93
65750	6,20
67711	6,36
69720	6,78
71810	7,26
73951	7,42
76156	7,32
78426	7,31

1965	589.464,0	80.766	7,29
1966	619.580,0	83.175	7,44
1967	649.238,0	85.855	7,57
1968	703.724,0	88.209	7,97
1969	766.940,0	90.840	8,44
1970	839.825,0	93.549	8,97

a/ Após 1947, segundo as estatísticas das Contas Nacionais da Fundação Getúlio Vargas.

ANO	ESTOQUE NOMINAL DE MOEDA EM CR\$ MIL	DEFLATOR 1949 = 1,00
1861	82,012	0,026
1862	79,064	0,026
1863	81,723	0,026
1864	99,544	0,020
1865	100,649	0,029
1866	112,864	0,031
1867	117,161	0,033
1868	124,686	0,044
1869	183,225	0,040
1870	192,527	0,033
1871	191,806	0,033
1872	188,007	0,034
1873	185,011	0,034
1874	183,095	0,032
1875	181,869	0,029
1876	179,423	0,031
1877	179,348	0,032
1878	208,934	0,032
1879	216,913	0,033
1880	215,678	0,034
1881	212,285	0,033
1882	212,240	0,036
1883	210,997	0,045
1884	209,626	0,036
1885	207,861	0,039

TAXA DE INFLAÇÃO	ESTOQUE REAL DE MOEDA EM CR\$ MIL A PREÇOS DE 1949	VELOCIDADE-REND A DA MOEDA
	3.103,8	3,54
0,0183	2.938,4	3,04
0,0207	3.030,9	3,05
0,0477	3.523,6	3,43
0,0522	3.386,0	3,09
0,0505	3.614,3	3,33
0,0809	3.470,8	3,52
0,3070	2.825,9	2,92
-0,0885	4.556,2	4,23
-0,1561	5.673,2	4,56
-0,0201	5.768,4	4,58
0,0500	5.407,3	4,30
-0,0084	5.343,9	4,15
-0,0566	5.606,2	3,79
-0,0980	6.173,7	4,08
0,0720	5.681,3	3,71
0,0299	5.513,9	3,94
0,0045	6.394,5	4,55
0,0247	6.478,7	4,58
0,0405	6.191,0	4,10
-0,0363	6.323,3	4,33
0,0754	5.878,7	4,47
0,2676	4.610,2	3,61
-0,2090	5.791,2	4,62
0,0818	5.307,9	3,94

1886	213,583	0,038
1887	202,292	0,032
1888	205,298	0,030
1889	211,011	0,030
1890	297,930	0,039
1891	448,454	0,073
1892	523,925	0,093
1893	631,861	0,107
1894	712,359	0,125
1895	678,066	0,138
1896	712,355	0,156
1897	780,329	0,189
1898	779,965	0,206
1899	733,819	0,195
1900	699,632	0,168
1901	680,451	0,130
1902	675,537	0,122
1903	674,979	0,122
1904	673,740	0,121
1905	669,493	0,095
1906	702,075	0,101
1907	743,564	0,110
1908	724,070	0,101
1909	853,732	9,103
1910	924,995	0,102
1911	981,665	0,099
1912	1.284,000	0,093
1913	1.158,000	0,095
1914	1.057,000	0,090
1915	1.176,000	0,093

-0,0116	5.518,3	3,56
-0,1617	6.234,8	3,64
-0,0574	6.712,5	3,78
0,0108	6.825,4	3,71
0,2783	7.533,5	4,07
0,8494	6.135,6	3,42
0,2815	5.593,4	3,18
0,1456	5.887,9	3,27
0,1710	5.668,4	3,23
0,1041	4.886,6	2,89
0,1273	4,553,7	2,92
0,2132	4.111,3	2,92
0,0897	3.770,9	2,85
-0,0538	3.749,6	2,80
-0,1370	4.142,7	2,67
-0,2265	5.209,4	2,97
-0,6009	5.502,4	2,82
-0,0049	5.525,3	2,75
-0,0049	5.542,5	2,55
-0,2135	7.003,4	2,93
0,0600	6.928,1	2,62
0,0940	6.706,5	2,42
-0,0861	7.146,5	2,33
0,0262	8.210,4	2,40
-0,0138	9.067,1	2,30
-0,0247	9.866,5	2,12
-0,0623	13.763,2	2,68
0,1961	12.173,9	2,44
-0,5123	11.712,7	2,66
0,3378	12.605,5	3,15

1916	1.450,000	0,099
1917	1.807,000	0,109
1918	2.267,000	0,097
1919	2.373,000	0,127
1920	2.351,000	0,140
1921	3.339,000	0,143
1922	3.398,000	0,157
1923	4.879,000	0,173
1924	5.259,000	0,202
1925	4.765,000	0,216
1926	4.901,000	0,222
1927	5.656,000	0,228
1928	6.483,000	0,225
1929	6.043,000	0,206
1930	5.197,000	0,203
1931	5.957,000	0,196
1932	7.452,000	0,196
1933	7.087,000	0,196
1934	8.004,000	0,210
1935	8.339,000	0,222
1936	9.246,000	0,254
1937	10.391,000	0,274
1938	13.024,000	0,285
1939	11.233,000	0,289
1940	11.560,000	0,307
1941	15.024,000	0,341
1942	18.726,000	0,384
1943	28.437,000	0,439
1944	35.709,000	0,559
1945	41.489,000	0,652

0,0653	14.589,0	3,61
0,1042	16.463,8	3,91
-0,1111	23.236,8	4,93
0,3062	18.620,7	3,41
0,1004	16.763,6	2,87
0,0260	23.203,2	3,87
0,0953	21.557,9	3,33
0,1025	28.075,7	3,74
0,1666	25.939,1	3,10
0,0691	21.982,0	2,62
0,0267	22.021,0	2,56
0,0273	24.735,6	2,71
-0,0133	28.735,5	2,76
-0,0837	29.234,6	2,90
-0,0176	25.594,9	2,78
-0,0315	30.293,0	4,00
0,0000	37.895,5	5,00
0,0000	36.039,4	4,43
0,0728	37.938,1	3,86
0,0549	37.468,4	3,36
0,1424	36.363,2	2,97
0,0791	37.869,4	2,97
0,0399	45.639,7	3,47
0,0149	38.783,4	3,00
0,0631	37.541,4	2,90
0,1089	43.998,9	3,52
0,1250	48.747,0	3,85
0,1428	64.773,2	5,10
0,2743	63.828,5	4,88
0,1662	63.590,8	4,42

1946	45.411,000	0,762
1947	46.538,000	0,926
1948	50.063,000	0,957
1949	58.265,000	1,000
1950	78.322,000	1,060
1951	90.748,900	1,190
1952	104.152,000	1,395
1953	124.069,000	1,591
1954	151.474,000	1,949
1955	177.922,000	2,403
1956	217.283,000	2,901
1957	290.938,000	3,377
1958	353.138,000	3,875
1959	500.572,000	5,391
1960	692.031,000	6,971
1961	1.041.840,000	9,288
1962	1.691.000,000	14,073
1963	2.778.000,000	24,033
1964	5.128.000,000	46,009
1965	9.050.990,000	76,319
1966	10.482.000,000	107,821
1967	15.004.000,000	140,729
1968	21.384.000,000	172,111
1969	28.348.000,000	209,976
1970	35.918.900,000	257,598

0,1682	59.579,4	3,68
0,2160	50.212,0	3,00
0,0328	52.295,1	2,91
0,0445	58.265,0	3,04
0,0609	73.820,9	3,61
0,1218	76.244,3	3,52
0,1726	74.621,7	3,17
0,1404	77.944,3	3,23
0,2244	77.715,4	2,93
0,2332	74.021,4	2,61
0,2071	74.885,8	2,56
0,1641	86.133,7	2,72
0,1473	91.118,1	2,67
0,3910	92.850,6	2,58
0,2932	99.259,3	2,51
0,3322	112.162,0	2,58
0,5150	120.158,0	2,62
0,7077	115.590,0	2,48
0,9143	111.456,0	2,33
0,6587	118.593,0	2,41
0,4127	97.216,1	1,88
0,3052	106.616,0	1,97
0,2230	124.245,0	2,11
0,2200	135.006,0	2,11
0,2267	139.438,0	1,99

TABELA D-1

Comparação entre as Estimativas de Renda Real,
Segundó. Contador-Haddad (1972) e Haddad (1974)
Cr\$ Milhões a Preços de 1949

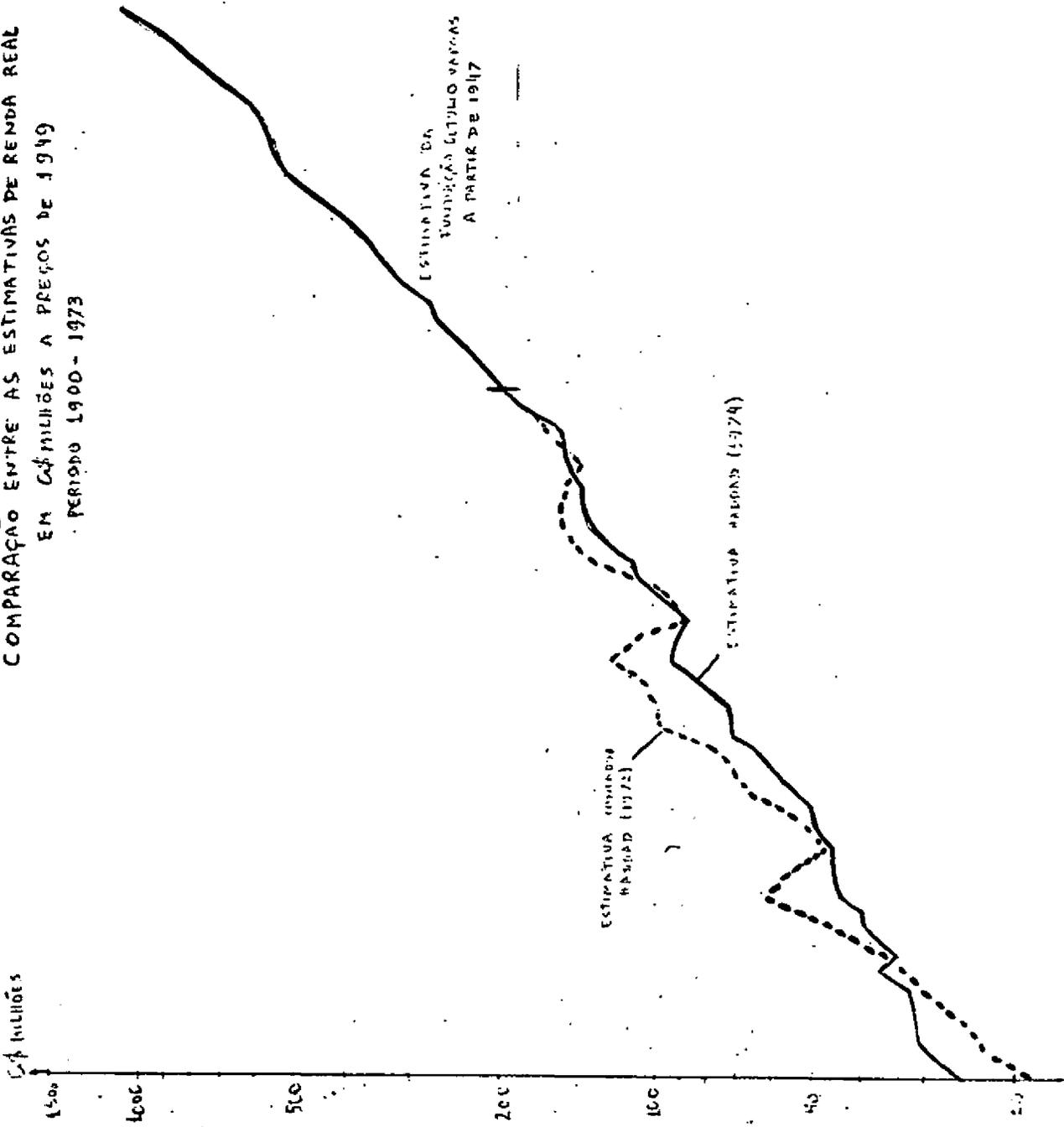
Ano	Contador-Haddad	Haddad
1900	18,57	25,81
1901	21,01	28,84
1902	23,38	30,85
1903	24,09	31,00
1904	26,07	31,14
1905	28,67	31,86
1906	31,63	33,30
1907	33,22	37,92
1908	36,81	34,17
1909	40,95	37,77
1910	47,27	40,51
1911	55,84	40,66
1912	61,50	44,98
1913	59,77	45,70
1914	52,67	46,28
1915	47,91	45,70
1916	48,44	47,72
1917	50,49	50,32
1918	56,55	51,33
1919	65,45	54,35
1920	69,87	59,83
1921	71,80	60,99
1922	77,61	65,75
1923	89,91	71,37
1924	100,24	72,38
1925	100,33	72,38
1926	103,06	76,13
1927	109,22	84,34
1928	124,79	94,00
1929	120,72	95,01
1930	110,33	93,00
1931	90,69	89,97
1932	90,88	93,86
1933	97,57	102,22
1934	117,66	111,59
1935	133,43	114,91

Ano	Contador-Haddad	Haddad
1936	146,65	128,75
1937	152,54	134,66
1938	157,57	140,72
1939	155,02	144,18
1940	155,25	142,74
1941	149,59	149,80
1942	151,80	145,62
1943	152,42	158,16
1944	156,88	170,13
1945	172,45	175,61
1946	194,22	195,94
1947 ^{a/}	200,70	200,70
1948	215,60	215,60
1949	229,90	229,90
1950	244,80	244,80
1951	259,30	259,30
1952	281,90	281,90
1953	289,00	289,00
1954	318,20	318,20
1955	340,00	340,00
1956	350,80	350,80
1957	379,10	379,10
1958	408,30	408,30
1959	431,10	431,10
1960	472,90	472,90
1961	521,60	521,60
1962	549,00	549,00
1963	557,50	557,50
1964	573,80	573,80
1965	589,50	589,50
1966	619,60	619,60
1967	649,20	649,20
1968	709,70	709,70
1969	773,60	773,60
1970	847,20	847,20
1971	942,80	942,80
1972	1040,80	1040,80
1973	1159,40	1159,40

a/ A partir de 1947, estimativas das Contas Nacionais da FGV.

GRAFICO D

COMPARAÇÃO ENTRE AS ESTIMATIVAS DE RENDA REAL
EM MILHÕES A PREÇOS DE 1949
PERIODO 1900-1973



REFERÊNCIAS

- APEC, A Economia Brasileira e Suas Perspectivas, (Rio, APEC, 1971).
- Bela Balassa, "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal" em Cooper (ed.) International Finance, (Penguin, 1969).
- Phillip Cagan, "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", em Friedman (1956)
- Caio Prado, Jr., História Econômica do Brasil, (São Paulo; Editora Brasiliense, 1956)
- Celso Furtado, Formación Económica del Brasil, (México; Fondo de Cultura Económica, 1962)
- Adolfo Diz, "Money and Prices in Argentina: 1939-1962", em Meiselman (1970)
- Albert Fishlow, "The Monetary Policy em 1968", IPEA, mimeo, 1969
- Milton Friedman e Anna Schwartz, "A Monetary History of the U.S.: 1867-1900", (Princeton; Princeton University Press, 1963)
- Milton Friedman, "The Quantity Theory of Money: A Restatement", em Friedman (1956)
- Milton Friedman (ed.), Studies in the Quantity Theory of Money, (Chicago: University of Chicago Press, 1956)
- Milton Friedman, "The Optimum Quantity of Money and other Essays", (Chicago: Aldine Pub., Co., 1969)
- Milton Friedman, "A Theoretical Framework for Monetary Analysis", Journal of Political Economy, vol. 77, março/abril 1970, pp. 192-238.
- Milton Friedman, "Monetary Trends in the United States and the United Kingdom", The American Economist, vol. 16, Primavera de 1972. pp. 4-17.
- L.A. Fuenzalida, La Demanda por Dinero en Brasil; 1947-1967 (CENDEC/IPEA, abril de 1969, mimeo)
- Cláudio L. Haddad, "Growth of Brazilian Real Output, 1900-1947", (tese de doutoramento, Universidade de Chicago, junho de 1974)
- Claudio L. Haddad, "Crescimento do Produto Real Brasileiro; 1900-1947" Ensaio Econômicos da EPGE, 1974.

- A.C. Harberger, "The Dynamics of Inflation in Chile" em C. Christ (ed.) Measurement in Economics, (Stanford; Stanford University Press, 1963)
- A.C. Harberger, "Some Notes on Inflation" em Baer and I. Kerternetsky (eds) Inflation and Growth in Latin America, (New Haven; Yale University Press, 1964)
- H.H. Harman, Modern Factor Analysis, (Chicago; University of Chicago Press, 1967)
- IBGE, Anuário Estatístico do Brasil, (Rio, IBGE, 1941)
- Simon Kuznets, "Notes on the Pattern of U.S. Economic Growth", em Fogel and Engerman (eds) The Reinterpretation of American Economic History (New York: Harper and Row Pub., 1971).
- Nathaniel Leff, "Long-Term Brazilian Economic Development", The Journal^{of} Economic History, vol. 28, setembro de 1969, pp. 479-485
- Nathaniel Leff, "Economic Development and Regional Inequalities: Origins of the Brazilian Case", Quarterly Journal^{of} Economics, vol. 86, maio de 1972, pp. 243-262
- David Meiselman (ed.), Varieties of Monetary Experience, (Chicago; University of Chicago Press, 1970)
- R.A. Mundell, "Growth, Stability and Inflationary Finance", Journal of Political Economy, abril de 1965, pp. 97-109.
- Douglas C. North, Growth and Welfare in the American Past, (New Jersey; Prentice-Hall, Inc., 1966)
- Oliver Onody, A Inflação Brasileira: 1822-1958, (Rio de Janeiro, 1960)
- A.C. Pastore, "Inflação e Política Monetária no Brasil", 1969, mimeo
- Henri Theil, Principles of Econometrics, (New York; John Wiley and Sons, Inc., 1971).