

ANÁLISE ECONÔMETRICA DA POUPANÇA PESSOAL
NO BRASIL

Milton Pereira de Assis

Julho, 1971

LISTA DE QUADROS

<u>número</u>	<u>título</u>	<u>página</u>
3.1	Teste dos deflatores implícitos do consumo e do produto, e das definições de renda líquida e inclusive impostos indiretos devidos ao consumo	44
4.1	Propensão marginal e média a poupar das famílias para as cidades da amostra por nível de renda	73
4.2	Propensão média e marginal a poupar das famílias para as cidades do Estado de São Paulo e outros Estados por nível de renda	80
4.3	Propensão média e marginal a poupar dos indivíduos para as cidades da amostra por nível de renda	82
4.4	Hábitos de poupança dos países	84

LISTA DE GRÁFICOS

<u>número</u>	<u>título</u>	<u>página</u>
3.1	Aderência do modelo de renda absoluta	46
3.2	Aderência do modelo de renda absoluta e taxa de inflação	49
3.3	Tendência das variáveis utilizadas na extensão do modelo de renda absoluta	51
3.4	Aderência do modelo de renda relativa	56
3.5	Aderência do modelo de renda permanente	60
4.1	Dispersão dos dados de renda - poupança das famílias	71
4.2	Aderência dos dados estimados aos observados da propensão média a poupar das famílias	72
4.3	Dispersão dos dados de renda - poupança per capita	75
4.4	Aderência dos dados estimados aos observados da poupança per capita	76
4.5	Dispersão da participação do lucro na renda privada de acordo com a renda privada per capita dos países	85
4.6	Dispersão da propensão média a poupar de acordo com a renda pessoal per capita dos países	86
4.7	Dispersão dos dados de poupança-renda pessoal dos países	88

CAPITULO I

INTRODUÇÃO

O esforço da poupança dos indivíduos é um dado fundamental para os modelos de desenvolvimento que associam a capacidade do País gerar poupança à taxa de crescimento do produto. O modelo de Chenery e Strout ^{1/}, "Two Gap Model", evidencia que a trajetória do desenvolvimento em direção ao crescimento autosustentado apresenta etapas em que a limitação ao crescimento está na oferta de poupanças e etapas em que a falta de divisas estrangeiras se constitui no "bottleneck" do desenvolvimento. Análise semelhante é feita por Mc.Kinnon ^{2/} ao mostrar que a partir de um certo ponto, devido a uma certa complementaridade entre os bens de capital produzidos internamente e aqueles produzidos no exterior, o esforço de poupança interno pode ser neutralizado pela falta de capacidade de importar. De fato, os exercícios realizados por Simonsem ^{3/} e Kerstenetzky ^{4/} mostram a importância do setor externo no desenvolvimento brasileiro, evidenciando a necessidade da estrutura econômica do País atender ao mercado interno e externo à medida em que a renda aumenta.

Na suposição de que o setor externo não seja ponto de estrangulamento, devido a ajuda externa ou porque o nível de

1/ Hollis B. Chenery e Alan M. Strout, "Foreign Assistance and Economic Development", American Economic Review, V.56, 1966, pg.679-733.

2/ R. Mc Kinnon, "Foreign Exchange Constraints in Economic Development and Efficient Aid Allocation", Economic Journal, Junho 1964, v.74 pg.388-409.

3/ Mario Henrique Simonsem, Brasil 2001, APEC, 1969, Cap.VI.

4/ Isaac Kerstenetzky, "A Economia Brasileira e suas Perspectivas", APECÃO, julho 1968.

exportações é suficiente para suprir o coeficiente de importações necessário, Chenery mostra, usando o Modelo de Harrod Domar, que dependendo do esforço de poupança interno, o crescimento auto-sustentado é conseguido mais rapidamente e a uma maior taxa de crescimento do produto.

Desta forma, torna-se necessário conhecer o comportamento da poupança pessoal agregada para que o Governo possa elaborar uma política fiscal e monetária compatível com uma política de desenvolvimento baseada na maximização da poupança interna (pessoal, das empresas e do Governo) sujeita à restrição da capacidade de absorção dos investimentos (que depende da oferta de "skilled labor" proveniente dos investimentos na formação de técnicos e empresários ^{5/} e do tamanho do mercado interno e externo).

No capítulo II apresentamos as bases teóricas dos principais modelos de estimação da poupança pessoal procurando ressaltar as implicações de cada um.

O capítulo III é constituído de uma análise da qualidade dos dados estatísticos e dos testes dos modelos apresentados no capítulo anterior. Apresentamos, na análise dos dados, a metodologia utilizada nas contas nacionais para a contabilização da renda e da poupança privada e inferimos que a principal fonte de erro de medida dos dados é a não contabilização (omissão) da variação dos estoques do comércio e da indústria, e que não existe uma série de tempo de lucros retidos que abranja o período analisado. Apresentamos também, a metodologia utilizada na construção do deflator implícito do consumo, que será utilizado em todos os modelos visto ter apresentado no teste da renda absoluta, entre os deflatores testados,

5/ A importância do investimento em capital humano para a absorção do investimento em capital físico é apontada por Theodore W. Schultz em "Investment in Human Capital" , American Economic Review, V. 51, 1961, pg.1-17-.

maior nível de significância para o parâmetro estimado da renda, e valor do coeficiente de Durbin Watson mais próximo de 2. Os modelos da renda absoluta, relativa e permanente foram testados utilizando-se o método simples dos mínimos quadrados, porém, discutimos os principais problemas estatísticos que decorrem da sua utilização. Apesar das estimativas rejeitarem os modelos de renda permanente e relativa e aceitarem o modelo da renda absoluta, não podemos ser conclusivos a respeito do modelo que melhor explica o comportamento da poupança pessoal agregada em virtude dos erros de medida dos dados.

Além da variável renda, testamos também as variáveis taxa de inflação, grau de industrialização, distribuição de renda e meios de pagamento e verificamos que a alta correlação entre as variáveis explicativas implica em sérios problemas de multicolinearidade. Tomando-se a renda como variável explicativa, verificamos que somente o parâmetro estimado da taxa de inflação é significativa enquanto que as outras variáveis ou "roubam" poder de explicação da renda (porque estão mais correlacionadas com a poupança) ou não são explicativas.

No capítulo IV, mostramos inicialmente a metodologia que nos permitiria estimar a poupança e a renda pessoal agregada, para um dado ano, a partir dos dados de "cross-section" de famílias e da distribuição de renda. A existência de pesquisas de orçamentos familiares e de distribuição de renda para alguns anos, nos permitiria corrigir a série de tempo dos agregados de renda e poupança pessoal. Neste caso, os problemas de estimação dos modelos seriam apenas estatísticos e poderiam ser resolvidos estimando-se o sentido e o tamanho do viés líquido ou utilizando-se outros métodos de estimação como o método dos mínimos quadrados bi etápico para neutralizar o viés de simultaneidade decorrente da reversão de causalidade entre poupança e renda. Acontece porém, que os únicos dados existentes são os da "Pesquisa de Orçamentos Familiares", 1961 - 1963 - da F.G.V., os quais referem-se às principais capitais e às cidades do interior próximas da capital. Estes dados, além de não serem representativos do setor urbano, mostraram-se

de má qualidade, visto que os ajustamentos realizados, principalmente para os dados per capita, evidenciam propensões marginais a poupar extremamente altas para as várias classes de renda. Estes dados foram também utilizados para testar variáveis que representam composição da família e posição geográfica e mostraram que as cidades do Estado de São Paulo apresentam propensão marginal a poupar menor nas primeiras classes de renda e maiores nas seguintes classes de renda em relação as restantes cidades da amostra e que as variáveis taxa de dependência e instrução do chefe da família são estatisticamente explicativas, mas os parâmetros estimados não têm sentido econômico.

Finalmente, comparamos a propensão marginal a poupar a renda privada estimada no teste da renda absoluta do capítulo II com a estimada a partir de uma amostra de Países que apresentam a mesma definição para os agregados de renda e poupança privada e verificamos que eram exatamente iguais. Em seguida, supusemos, por extensão, que a propensão marginal a poupar renda pessoal para o Brasil e a amostra de Países também fôssem iguais e estimamos novamente o modelo da renda absoluta usando os dados de renda e poupança pessoal dos Países. Caso esta hipótese de extensão seja verdadeira, cabe lembrar que o parâmetro estimado é ainda viesado devido, principalmente, ao erro de medida na contabilização da poupança, e ao viés de simultaneidade. Finalmente, verificamos que a hipótese da poupança forçada é rejeitada na amostra de Países.

Resumindo, acreditamos que praticamente esgotamos as formas de se estimar o comportamento da poupança pessoal agregada utilizando os dados existentes e concluímos que a má qualidade dos dados não permite esta estimação. A implicação imediata desta conclusão é perguntar-se até que ponto, os modelos de crescimento estimados para o Brasil que utilizam explicitamente a função de consumo, são estatisticamente confiáveis.

A tarefa estatística mais importante a ser feita para permitir a análise econométrica consiste na estimativa da

série de lucros retidos para o período e na estimativa, para inclusão nas contas nacionais, da variação de estoques do comércio e indústria.

CAPITULO II

DETERMINANTES DA POUPANÇA PESSOAL

Entre as variáveis explicativas da poupança pessoal, a renda pessoal tem sido a mais estudada. O conceito de renda difere entre vários autores mas podemos grupá-los nas hipóteses da renda absoluta, da renda relativa e da renda permanente, cujas bases teóricas e implicações serão apresentadas na seção 2.1.

Outra variável que tem sido bastante estudada é a riqueza, sendo a teoria que envolve a sua aplicação conhecida como a hipótese do ciclo de vida e que será exposta na seção 2.2.

Estas hipóteses apresentam propriedades em comum, pretendem ser gerais, são aplicáveis a séries de tempo e "cross-section" e partem do comportamento do indivíduo para derivar o comportamento do agregado.

Os ativos líquidos comparecem na literatura especializada com menor destaque. Assim sendo, breves considerações sobre este assunto são feitas na seção 2.3. Da mesma forma, na seção 2.4, tratamos da distribuição da renda e da composição da família procurando destacar as implicações que envolvem estas hipóteses.

Para facilidade de exposição das diversas teorias, vamos nos referir frequentemente ao consumo definido como o consumo de bens não duráveis e de serviços. Esta distinção entre consumo de não duráveis e serviços e consumo de bens duráveis se justifica devido à diferença de comportamento na compra desses bens ^{1/}, embora para efeitos práticos seja difícil definir a fronteira entre estes tipos de consumo ^{2/}.

^{1/} As compras de bens duráveis dependem principalmente dos estoques existentes e podem ser postergadas.

^{2/} A contabilidade nacional apesar de arbitrária nesta distinção não incorre em erros substanciais, uma vez que os produtos de fronteira representam uma pequena percentagem do consumo.

2.1. - RENDA PESSOAL

As hipóteses da renda procuram isolar a influência da renda e algumas vezes da riqueza sobre o consumo mantendo constante o efeito de outras variáveis como idade, composição da família, localização da residência, educação, etc.

2.1.1 - Hipótese da Renda Absoluta

Baseia-se na "lei psicológica fundamental" de Keynes, segundo a qual as pessoas estão dispostas como regra e na média a aumentar os seus gastos de consumo quando a renda aumenta mas sem esgotá-la.

O trabalho de Keynes é pobre em constatação empírica mas as suas "antecipações" têm sido de grande valia nos trabalhos empíricos que se desenvolveram. Entre as principais podemos citar a indicação de que a renda relevante para explicar o consumo era a renda pessoal disponível e não a renda nacional, a importância do valor monetário da riqueza para explicar variações a curto prazo na propensão a consumir, a afirmação de que a propensão marginal a consumir de curto prazo é menor do que a de longo prazo e que a longo prazo a propensão a poupar cresce com o aumento da renda real.

O trabalhos empíricos têm utilizado principalmente du as relações:

$$\begin{aligned} (1) \quad S &= \alpha_0 + \alpha_1 Y + \alpha_2 Z + u & S &= \text{poupança} \\ & & Y &= \text{renda} \\ (2) \quad \frac{S}{Y} &= \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 Z + e & Z &= \text{vetor de variáveis} \end{aligned}$$

Na relação (1), a propensão marginal a poupar α_1 é constante e, se as variáveis forem tomadas em logaritmos, então, a elasticidade renda α_1 também será constante.

A relação (2) não possui estas propriedades e por isso talvez seja mais realista. A multicolinearidade observada ^{3/} entre as variáveis independentes implica numa instabilidade dos estimadores dos parâmetros e além disso, não é provável que o resíduo u e a variável função S tenham correlação nula.

De qualquer forma, estes ajustamentos têm conduzido a coeficientes de determinação próximos de 1, quando aplicados a dados de série de tempo, e mostrado que a renda explica a maior parte da poupança. Além disso, mostram propensão marginal e média a poupar menor do que 1 e propensão marginal menor do que a propensão média.

As críticas à hipótese de renda absoluta também se baseiam nos resultados empíricos.

Assim sendo, a partir da série de tempo de consumo e renda nacional levantadas por Kuznets ^{4/} e mais tarde na série de tempo de Goldsmith ^{5/} para o consumo e renda pessoal, verificou-se que a propensão média a consumir tem se mantido razoavelmente constante no tempo apesar do aumento da renda real, surgindo daí uma aparente incapacidade da teoria para conciliar estes resultados com a propensão média a consumir decrescente que se verifica nos orçamentos familiares.

^{3/} Quando as variáveis são colocadas na forma de logarítimos, o efeito tendência diminui mas não chega a desaparecer.

^{4/} Simon Kuznets, National Product Since 1896, National Bureau of Economic Research, New York, 1946. Citado por Evans {9}.

^{5/} Raymond Goldsmith, A Study of Saving in the United States. Princeton, 1955. Citado por Evans {9}

Tobin ^{6/} argumentou que diferenças de riqueza poderiam explicar a constância histórica da relação S/Y apontada por Kuznetz assim como as diferenças geográficas no comportamento da poupança. Mostrou então, que a teoria da renda absoluta explicaria melhor do que a teoria da renda relativa, no que foi refutado por Friedman ^{7/}.

Nos estudos de "cross-section", usando orçamentos familiares, tem se verificado que nas classes de baixa renda o consumo é superior a renda. Esta constatação dificilmente poderá ser explicada à luz da teoria de Keynes qualquer que seja a sua interpretação. Tem se verificado também que a propensão a consumir de uma dada classe de renda varia cíclicamente a curto prazo.

Podemos dizer que o início da contestação da teoria surgiu devido a sua incapacidade de prever o consumo dos EUA, após a 2a. Guerra Mundial, a partir do ajustamento realizado com dados de renda e consumo do período entre as duas guerras mundiais.

A primeira modificação da hipótese da renda absoluta surgiu com a controvérsia teórica sobre a tese de Keynes da não existência de uma força automática na economia monetária que assegurasse o pleno emprego. Pigou ^{8/} e Hansen ^{9/}

^{6/} James Tobin, "Relative Income, Absolute Income, and Savings" in Money, Trade and Economic Growth, in honor of John Henry Willians, New York: Macmillan Co., 1951, pg.135-56.

^{7/} Milton Friedman, A theory of the Consumption Function. National Bureau of Economic Research, Princeton 1957, pg.173-82.

^{8/} A. C. Pigou "The Classical Stationary State", Economic Journal, Dec. 1943, 53, 343-51.

^{9/} A.H. Hansen, "The Pigouvian Effect", Journal of Political Economy. Dec. 1951, 49, 535-36. Citado por Evans {9}.

refutaram essa tese por meio da inclusão da riqueza como variável que juntamente com a renda explicariam o consumo. Os testes realizados após a 2a. Guerra Mundial por Klein ^{10/} e Hamburger ^{11/}, quando os dados sobre riqueza tornaram-se disponíveis, mostraram que a riqueza explica parte do consumo sendo a renda a variável com maior poder de explicação e que, a razão consumo-renda é altamente correlacionada com a razão riqueza-renda.

2.1.2 - Hipótese da Renda Relativa

A primeira tentativa de conciliar a propensão a poupar verificada nos agregados de série de tempo e nos orçamentos familiares da "cross-section" foi realizada por Brady e Rose Friedman ^{12/} que assumiram que a propensão a poupar depende da posição relativa que o indivíduo ocupa na escala de renda,

$$\frac{S}{\bar{Y}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{Y}{\bar{Y}}$$

onde \bar{Y} representa a renda média do grupo social a que o indivíduo pertence.

^{10/} L. R. Klein, "Assets, Debts, and Economic Behavior" National Bureau of Economic Research, Studies in Income and Wealth, Vol.14, New York 1951, 195-227.

^{11/} William Hamburger, "The Relation of Consumption to Wealth and the Wage Rate" Econometrica, jan. 1955, 23, 1-17.

^{12/} D.S. Brady e Rose Friedman, "Savings and The Income Distribution" National Bureau of Economic Research Studies in Income and Wealth, vol.10, New York 1947, 247-65.

Porém, a base teórica e empírica da hipótese de renda relativa foi dada por Duesenberry ^{13/} e Modigliani ^{14/}, os quais partiram de hipóteses iniciais diferentes mas concluíram pela mesma função especificativa.

Duesenberry assumiu que o comportamento dos indivíduos no consumo são interdependentes e que as relações de consumo são irreversíveis no tempo, baseado no suporte psicológico do efeito demonstração e da procura por um padrão de vida cada vez mais alto.

Da primeira hipótese desenvolveu a tese de que a propensão a consumir depende da posição percentual que o indivíduo ocupa na escala de renda. Essa proposição obviamente satisfaz a evidência dos dados de "cross-section" e na suposição de que a posição relativa dos indivíduos não se altere no tempo então, ao crescimento secular da renda pessoal disponível corresponderá uma mesma taxa de crescimento do consumo. Desta forma, conseguia-se reconciliar o aparente paradoxo das propensões a consumir observadas na "cross-section" e na série de tempo e que a hipótese da renda absoluta não explicava.

A segunda hipótese serviu para explicar as variações cíclicas a curto prazo na propensão a consumir do indivíduo. De fato, a relação C/Y não se altera quando a renda aumenta mas, quando diminui, o indivíduo resiste em diminuir o consumo na mesma proporção ^{15/}, podendo mesmo continuar a aumentá-lo, o que explica a variação de C/Y a curto prazo.

13/ J.S. Duesenberry, Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior, Cambridge, Mass., Harvard University Press, 1949.

14/ Franco Modigliani, "Fluctuations in the Saving Income Ratio: A Problem in Economic Forecasting", National Bureau Economic Research, Studies in Income and Wealth, Vol. 11, New York 1949, /371-443. Citado por Evans {9}

15/ Este fenômeno é conhecido como efeito cremalheira.

A função especificativa a que chegou Duesenberry foi:

$$(3) \quad \frac{C}{Y} = a + b \left(\frac{Y}{Y^0} \right) \quad \begin{array}{l} a > 0 \\ b < 0 \end{array}$$

onde Y^0 é o pico prévio de renda.

A curto prazo, se houver uma recessão, a propensão a consumir aumenta uma vez que $Y < Y^0$. A longo prazo, como $Y > Y^0$ e o pico prévio de renda é sempre a renda anterior, a relação C/Y é uma constante 16/.

Os ajustamentos realizados usando (3) apresentaram co-eficientes de determinação e poder de explicação da variável exata semelhantes aquêles conseguidos a partir da renda absoluta e apresentaram maior capacidade de previsão no estudo dos agregados, uma vez que C/Y é razoavelmente constante no tempo. A utilização da teoria levou Brady e Friedman 17/ a conciliarem a propensão a poupar diferente do campo e da cidade assim como as diferenças geográficas e, Duesenberry 18/ a explicar porque a despoupança para uma dada classe de renda era menor em 1941 do que em 1935 e porque as famílias negras pouparam mais que as famílias brancas para uma mesma classe de renda.

Apesar dos sucessos demonstrados, esta hipótese apresenta alguns pontos vulneráveis. De fato, a partir da relação (3), uma vez estimados os parâmetros, a renda e o consumo sempre irão variar na mesma direção não podendo, portanto, explicar um

16/ A longo prazo $\frac{Y}{Y^0} = 1 + K$ onde K é a taxa de crescimento da renda.

17/ D. S. Brady e Rose Friedman, "Savings and The Income Distribution" National Bureau Economic Research Studies in Income and Wealth, vol.10, New York 1947, 247 - 65

18/ James Duesenberry, Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior, Cambridge, Mass. 1949.

pequeno decréscimo da renda acompanhada por um aumento de consumo 19/. Também é discutível a hipótese de irreversibilidade do comportamento do consumidor uma vez que, à medida que o pico prévio se afasta no tempo em relação à renda atual, pode-se argumentar que o seu efeito será menor. Igualmente controversa é a hipótese de que qualquer que seja o aumento da renda irá corresponder um aumento proporcional no consumo. Poderíamos argumentar que um grande aumento inesperado na renda seria acompanhado pelo menos numa primeira fase por um aumento menos que proporcional no consumo.

Uma aproximação um pouco diferente da apresentada por Duesenberry é defendida por Davis que sugere a substituição do pico prévio da renda pelo pico prévio de consumo. Argumenta que os indivíduos se ajustam a um certo padrão de consumo ao invés de um nível de renda e que portanto, são os gastos passados que influenciam o consumo presente. Além disso, a renda corrente para o período de um ano ou menos apresenta um comportamento menos estável e menos representativo do padrão de vida da família do que o consumo corrente.

2.1.3 - Hipótese de Renda Permanente

Baseado nas características psicológicas do comportamento do consumidor, Brown 20/ desenvolveu uma teoria para explicar sua assertiva de que uma variação de renda era acompanhada por um ajustamento gradual do consumo. A base da teoria de Brown é de que os hábitos adquiridos se incorporam ao comportamento do indivíduo gerando uma certa inércia na variação do consumo como resposta a uma variação da renda 21/. A

19/ A partir da relação (3), considerando-se $\tilde{Y} = Y^0$, temos que $\frac{dc}{dY} < 0$ quando e somente quando $a < 2b$.

20/ T.M., Brown, "Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior", Econometrica, vol. 120, julho 1952, 355-71.

21/ Brown assume que os efeitos dos hábitos passados declinam continuamente no tempo enquanto, para Duesenberry o declínio se faz descontínuo no tempo.

forma especificativa proposta foi

$$C = \alpha_0 + \alpha_1 \bar{Y} + \alpha_2 C_{-1}$$

onde a variável defasada relevante é o consumo. Apesar da teoria dos hábitos persistentes e da defasagem no comportamento do consumidor desenvolvida por Brown ser completamente diferente da teoria da renda permanente de Friedman, aquela foi aqui apresentada para que possamos posteriormente comparar a forma especificativa das duas teorias.

A hipótese da renda permanente, da mesma forma que a hipótese da renda relativa, surgiu da controvérsia sobre a capacidade da hipótese da renda absoluta explicar o comportamento do consumidor. Principalmente entre aqueles que possuem renda flutuante, como é o caso dos não assalariados, constatamos que o consumo se apresenta bem mais estável, o que levou à crença de que os indivíduos possuem um esquema de gastos baseado na média da renda atual e da renda esperada nos períodos subsequentes ao invés da renda corrente do período.

Friedman argumenta que a utilização dos conceitos de consumo e renda absoluta para explicar o comportamento do consumidor são inapropriados, porque os indivíduos não adaptam os seus gastos correntes aos recebimentos de caixa e que, os gastos correntes não são um bom índice do valor dos serviços consumidos (no exemplo dado por Friedman ^{22/} "os gastos de consumo podem ser zero no domingo").

22/ Milton Friedman, A Theory of the Consumption Function. National Bureau Economic Research, Princeton 1957, Cap. IX - pág. 220

As bases teóricas desta hipótese foram desenvolvidas, mais ou menos independentemente, por Friedman e Modigliani, este com a colaboração de R. E. Brumberg e A. Ando. As duas versões são semelhantes, embora em alguns aspectos diverjam 23/.

Friedman assume inicialmente que a renda e o consumo observados resultam da soma de suas componentes permanente e transitória. A renda permanente em um dado ano é definida como a quantidade máxima que poderia ser consumida pela unidade de consumo mantendo-se a sua riqueza intacta, onde a riqueza é concebida como a soma das rendas esperadas no futuro descontadas por uma taxa ou uma média ponderada de taxas. O consumo permanente é definido como sendo o valor dos serviços que é planejado consumir naquele período 24/

23/ Franco Modigliani e Albert Ando, "The Permanent Income and the Life Cycle, Hypotheses of Saving Behavior, Comparisons and Tests", Proceedings of the Conference on Consumption and Saving, pags. 49 -170

Modigliani supõe que a unidade de consumo avalia a quantidade disponível para o consumo para toda a vida como sendo igual à riqueza líquida no início do período mais o valor presente da renda do trabalho (não propriedade) esperada menos o valor presente das doações previstas. Uma certa proporção destes recursos será então consumida no presente da mesma forma que na proposição de Friedman. A diferença relevante entre as teorias está que esta constante de proporcionalidade se mantém no tempo para a mesma unidade de consumo, segundo Friedman, enquanto que, na formulação de Modigliani varia explicitamente com a idade e o tamanho da família. Porém, ambas as teorias apresentam a mesma hipótese básica de que o consumo permanente em um dado instante não é função da renda corrente e, que a renda transitória não influencia o consumo corrente (Friedman) ou tem um pequeno efeito (Modigliani). Sobre a hipótese do ciclo da vida discorreremos mais longamente na seção 2.2.

24/ Friedman, considera o gasto em bens duráveis como poupança.

Os componentes transitórios da renda e do consumo são supostos aleatórios.

Em seguida, Friedman assume que os componentes permanentes da renda e do consumo estão relacionados por uma constante k , que independe do nível da renda permanente^{25/}, sendo porém uma função da taxa de juros i , da relação entre a riqueza não humana e da riqueza total (não humana mais humana) W , e de uma variável u , que corresponde à dispersão da renda medida em torno do seu valor médio, à idade e à composição familiar da unidade de consumo^{26/}. Em virtude desta relação de proporcionalidade entre o consumo permanente e a renda permanente, a propensão marginal a consumir de longo prazo é igual à propensão média a consumir de longo prazo para cada unidade de consumo e para o agregado^{27/}. Finalmente, Friedman assume que não existe correlação entre o componente permanente e transitório da renda e do consumo e que os componentes transitórios também não estão correlacionados. Neste ponto, a hipótese de Modigliani é menos rígida e admite que os componentes transitórios possam estar relacionados.

Uma implicação importante da teoria é de que na hipótese de que os determinantes de k se mantenham constantes no tempo então, a relação c_p / y_p será constante. Se considerarmos o valor médio das flutuações de curto prazo da renda e do consumo, de forma que a média da renda transitória e do consumo transitório sejam iguais a zero, temos que a relação c/y se mantém constante no tempo não apresentando nenhuma tendência. Como a relação c/y se mantém constante a longo prazo, concluímos que, a relação entre c e y é de proporcionalidade.

25/ Daqui segue que as pessoas mais ricas não têm necessariamente propensão marginal a poupar maior do que as pessoas pobres.

26/ Friedman, Consumption Function, pag. 7-17

27/ Friedman, Consumption Function, pag. 18-19

Estudos empíricos realizados por Friedman mostraram que de fato o valor de k é aproximadamente igual à propensão média a consumir. As aproximações empíricas usadas no teste foram de que o consumo observado era aproximadamente igual ao consumo permanente 28/ e, que a renda permanente era uma média ponderada das rendas verificadas cujos pesos declinavam exponencialmente. A fórmula dada por Friedman foi

$$Y_p = \beta \int_{-\infty}^T e^{-(\beta-\alpha)(t-T)} Y dt$$

onde β = coeficiente de ajustamento entre a renda medida e a renda esperada

α = taxa anual média de crescimento da renda

T = tempo atual

t = índice de tempo; compreendido no intervalo aberto $(T, -\infty)$

Como na prática, as informações sobre a renda são limitadas no tempo e não são contínuas, Friedman usou efetivamente uma ponderação que declinava geomêtricamente 29/.

$$y_p = \beta(y + e^{-(\beta-\alpha)} y_{-1} + e^{-2(\beta-\alpha)} y_{-2} + \dots + e^{-17(\beta-\alpha)} y_{-17})$$

28/ A diferença entre o consumo permanente e o consumo observado é pequena uma vez que, o consumo de durável é considerado como poupança. Friedman argumenta que, na média, o consumo permanente, para qualquer valor da renda corrente, iguala o consumo corrente.

29/ A longa série utilizada por Friedman apesar de ter conduzido a resultados favoráveis não resiste a uma análise econométrica detalhada.

A ponderação utilizada por Friedman assume implicitamente que o consumo planejado é influenciado mais pelas rendas recentes do que pelas rendas antigas.

Desta forma, a estimação da hipótese da renda permanente nos permite conhecer a propensão marginal a consumir de curto prazo e, verificar que a propensão marginal a consumir de longo prazo é igual a propensão média a consumir de longo prazo

Os problemas econométricos, que resultam da ponderação geomêtricamente declinante de Friedman, podem ser afastados, utilizando-se uma manipulação proposta por Koyck ^{30/} na especificação da função investimento, também conhecida como transformação de Koyck, que conduz a uma forma da função de consumo semelhante a proposta por Brown:

$$c = \beta_1 y + \beta_2 c_{-1}$$

enquanto a de Brown é dada pela relação:

$$c = \alpha_0 + \alpha_1 y + \alpha_2 c_{-1}$$

Essa semelhança foi apontada por Klein ^{31/} e admitida por Friedman. Porém, existe uma diferença fundamental entre estas duas especificações, uma vez que, a relação de Friedman não possui termo independente. A forma de Brown somente é consistente com a constância da relação C/Y a longo prazo se o termo

^{30/} L.M. Koyck, Distributed Lags and Investment Analysis - Amsterdam 1954. Sobre modelos de defasagem distribuídas (Koyck, Nerlove e Cagan) veja-se Affonso Celso Pastore, A Resposta da Produção Agrícola aos Preços no Brasil, USP., 1969, cap:II, pg 74-98. Trabalho de Koyck-citado por Pastore - {35}.

^{31/} L.R. Klein; "The Friedman-Becker Illusion", Journal of Political Economy, vol.66, pg.541. Citado por Evans {9}.

independente fôr nulo ^{32/}, porém as duas formas especificativas explicam a relação C/y a curto prazo e são compatíveis com situações em que o consumo cresce com a diminuição da renda.

Não obstante a dificuldade de se testar a hipótese da renda permanente devido aos problemas de estimação da renda e do consumo permanente, esta teoria é analiticamente muito rica e nos permite uma série de inferências.

Na hipótese de que a teoria da renda permanente seja válida, pode-se mostrar que a propensão marginal a consumir renda corrente é igual a $k P_y$ onde k é a constante de proporcionalidade já definida e P_y é a relação entre as variâncias da renda permanente e da renda absoluta.

$$P_y = \frac{\sum (y_p - \bar{y}_p)^2}{\sum (y - \bar{y})^2}$$

Tomando-se uma amostragem de indivíduos que possuam as mesmas características que definem k ^{33/} podemos estimar o valor de P_y . Demonstra-se facilmente que, ao considerarmos a renda e o consumo médios da amostra, na suposição de que a renda e o consumo transitórios médios sejam iguais a zero, a elasticidade renda do consumo será igual a P_y . Assim sendo, podemos estimar

^{32/} Supondo-se que a longo prazo o consumo esteja crescendo a uma taxa constante podemos substituir C_{-1} por $C/(1+m)$ onde m é a taxa de crescimento do consumo e constataremos que a relação de proporcionalidade somente se verifica no modelo de Friedman. Frequentemente constuma-se substituir C_{-1} por C para o cálculo da propensão marginal a consumir de longo prazo mas na verdade esta é mais uma situação de estado estacionário do que propriamente de longo prazo conforme salienta Ball e Drake em "The relationship between aggregate consumption and Wealth" em International Economic Review, Jan. 1964. pag.68. Citado por Evans {9}.

^{33/} Todos os indivíduos possuem a mesma taxa de juros, a mesma relação riqueza/renda, os mesmos fatores demográficos e a mesma dispersão da renda recebida em torno da renda média.

o valor de k e conciliar a aparente contradição entre esta constante e a propensão marginal a consumir decrescente.

Sendo $b = k P_y$, como k é uma constante, a diminuição na propensão marginal a consumir fica explicada pela diminuição da variação total da renda que é explicada pela variação da renda permanente. Isto significa dizer que, à medida que a renda aumenta, a participação do componente transitório na renda observada também aumenta. Como na teoria, os componentes transitórios da renda e do consumo e os componentes transitório da renda e permanente do consumo não estão correlacionados, concluímos que a renda transitória será poupada e, desta forma, ficam compatibilizados os dados observados e a teoria de Friedman.

Assim sendo, a poupança negativa observada nos estudos de orçamentos familiares nas classes de baixa renda é explicada à luz da teoria de Friedman como rendas transitórias negativas. Para estas classes a renda permanente seria maior do que a renda corrente.

A evidência empírica de que a distribuição de renda nos E.U.A tem se tornado pelo menos mais igual após a II Guerra Mundial é usada muitas vezes como um indicador de que é verdadeira a hipótese de que k é independente de y_p . De fato, se os ricos tivessem valor de k maior do que o restante da população, a sua riqueza aumentaria mais rapidamente. Como se verificou que a relação entre a riqueza e a renda tem permanecido constante, assim como a taxa de retorno da riqueza, concluiríamos que está se processando uma crescente concentração da renda o que é desmentido pela verificação empírica.

Apesar de k não ser função da renda permanente pode variar de indivíduo para indivíduo. De fato, à medida que aumenta a taxa de juros i temos que k diminui. Porém, num dado instante de tempo muitos são os indivíduos dispostos a emprestar seus fundos a uma mesma taxa de juros, o que nos leva a acreditar que as variações de k são pouco explicadas pela variação da taxa de juros. A relação w , entre a riqueza e a renda, à medida que aumenta tende a aumentar o valor de k . Como w e y_p estão correlacionados

positivamente assim como w e c_p/y_p , então c_p/y_p e y_p também estarão correlacionados positivamente, o que é inconsistente com a verificação empírica de que c/y e y estão correlacionados negativamente. Desta forma, a dependência de k da variável w não pode ser usada para explicar a correlação negativa entre c/y e y . A variação de k entre os indivíduos é explicada principalmente pela variação da renda observada em torno da média. Os indivíduos que possuem maior y_p também costumam ter maior y_t (como é o caso dos não assalariados) e os que possuem pequena y_p são acompanhados por y_t também pequena (como é o caso dos assalariados). Os fatores demográficos também explicam o valor de k . À medida que o tamanho da família aumenta, a propensão média a consumir k deve aumentar assim como é de se esperar que os jovens e velhos poupem menos do que os indivíduos de meia idade.

Portanto, a implementação do modelo de renda permanente nos estudos de "cross-section" exige uma medida de renda permanente e, o conhecimento dos dados das variáveis explicativas de k para os indivíduos ou, a utilização de grupos de indivíduos que possuam o mesmo k .

Os testes empíricos realizados por Friedman corroboram a hipótese de renda permanente.

Para os agregados da série de tempo ^{34/} verificou os seguintes resultados, todos de acordo com a sua teoria:

- a) propensão marginal a consumir menor do que a propensão média a consumir
- b) a relação entre consumo permanente e a renda permanente tem se mantido constante para os E.U.A. desde 1897, conclusão a que chegou após deduzir

34/ Friedman, Consumption Function, Cap. V

a pequena variação na relação entre o consumo e a renda observados devido aos componentes transitórios (desvios de menos de 5% em relação a reta ajustada que passa pela origem; sendo o valor de k estimado igual a 0.877) ,

- c) a medida que aumenta o período de observações a elasticidade renda do consumo tende a aumentar evidenciando que, os fatores transitórios tornam-se menos importantes com o aumento do período de observações.
- d) a propensão marginal a consumir estimada, usando dados deflacionados pelas variações de preços e população, é menor do que aquela em que os dados não são deflacionados. Esta diferença é explicada pela correlação positiva entre produção, preços e população o que torna os componentes permanentes nos dados não deflacionados mais importantes.

Os resultados obtidos por Friedman a partir de dados de "cross-section" ^{35/} também verificaram as hipóteses da renda permanente. Vejamos sucintamente alguns destes testes:

- a) Apesar da desigualdade na distribuição de renda verificada a partir de dados de "cross-section, a tendência verificada é no sentido de uma maior igualdade sugerindo que, a renda observada não é uma medida da riqueza.
- b) A propensão média a consumir tem se mostrado constante em vários estudos de orçamentos para diferentes grupos em diferentes épocas. Como a elasticidade de renda do consumo é menor do que 1 verifica-se, então, uma contradição com a estabilidade da renda média estimada o que sugere que, a relação agregada entre o consumo e a renda deve diminuir, a medida

^{35/} IBID, Cap. IV

que a renda aumenta. Esta conclusão é, porém, inconsistente com os resultados verificados para a série de tempo dos agregados.

- c) As elasticidades renda do consumo estimados para os E.U.A. são menores do que as da Inglaterra e Suécia, sugerindo que as componentes transitórias no primeiro país são bastante importantes.
- d) As elasticidades renda, as propensões marginais a consumir e os valores de k estimados para as famílias de fazendeiros e proprietários são menores do que para os assalariados. Estes resultados estão plenamente de acordo com a teoria da renda permanente uma vez que, os componentes transitórios para o primeiro grupo são muito mais importante do que para o segundo.
- e) Friedman verificou que os coeficientes de correlação entre c_p/y_p e y_p para os indivíduos brancos e pretos não eram significantes ao nível de 5% a partir de uma amostra de cidades que possuíam as mesmas características ^{36/}. Utilizou a renda média como uma aproximação da renda permanente na suposição de que para a comunidade $\bar{y}_t = 0$. Teste semelhante foi realizado por Modigliani e Ando ^{37/} que separaram nas regiões norte, sul e leste dos E.U.A. as cidades em pequenas, grandes e subúrbios e não encontraram coeficientes de correlação significativa entre c_p/y_p e y_p .

^{36/} Possuíam aproximadamente a mesma relação riqueza/renda média, a mesma percentagem de empregados trabalhando por conta própria, a mesma idade média e composição da população semelhante.

^{37/} Modigliani e Ando "Permanent Income", pag. 126

Os trabalhos posteriores, realizados por outros economistas, levaram a resultados alguns favoráveis e outros não à hipótese de Friedman.

Modigliani e Ando ^{38/} apresentaram uma medida de y_p ao sugerirem que se considerasse gasto de moradia como uma aproximação de y_p , na suposição de que estas variáveis têm correlação + 1. A amostra foi estratificada em proprietários e inquilinos separados por sua vez em assalariados e não-assalariados. Verificou que não existia correlação entre c/y e y para os assalariados, quer fossem proprietários ou não, quando dispostos segundo o gasto na casa ao passo que, as mesmas amostras quando dispostas por classe de renda apresentavam correlação negativa entre c/y e y . Para os não-assalariados verificou correlação negativa entre c/y e y , o que era de se esperar uma vez que, a medida que aumenta y_p verifica-se que também aumenta y_t o qual é totalmente poupado. (a correlação entre c_t e y_t é igual a zero).

Outro teste interessante nos é dado por Mayer ^{39/} que retirou da amostra escolhida os indivíduos não-assalariados e estratificou segundo ocupações de baixa renda até alta renda e verificou que existia uma correlação negativa entre c/y e y . Porém, a propensão a consumir declinante encontrada pode não ser devido a renda mas ao comportamento próprio da ocupação, de forma que precisar-se-ia verificar se, para uma dada renda, a relação c/y varia entre as ocupações. No caso de variar entre as ocupações não se poderia rejeitar a hipótese de que a correlação entre c_p/y_p e y_p é zero. O problema para este teste é uma medida adequada de y_p para os indivíduos.

^{38/} IBID, pg.153-154

^{39/} T. Mayer, "The Propensity to Consume Permanent Income" - American Economic Review, vol.56, pg 1158-1177.

O teste de Bodkin ^{40/} aparentemente rejeita a hipótese de que a correlação entre y_t e c_t é igual a zero ^{41/}. Comparou a propensão marginal a consumir os dividendos do seguro de vida nacional ganhos em 1950 pelos veteranos da guerra, renda que se pode considerar como transitória, com a propensão marginal a consumir outras rendas destes veteranos agraciados e a propensão marginal a consumir dos veteranos que não foram agraciados. Verificou que a propensão marginal a consumir renda transitória existia e era maior do que a propensão marginal a consumir a renda normal. Esta aparente inconsistência é explicada pela contabilização dos bens de consumo duráveis no consumo e, pela corrida em busca de bens de consumo duráveis em 1950, devido ao perigo que oferecia a Guerra da Coréia. Desta forma, a maior parte do consumo verificado, devido ao recebimento daquela renda transitória, seria definido como poupança; infelizmente, os dados não permitem esta verificação.

Finalmente, comparando -se as implicações da hipótese da renda permanente e relativa para os agregados de longo prazo verificamos que, ambas apresentam propensão marginal igual a propensão média a consumir. Porém, nos estudos de "cross-section" a propensão marginal a poupar está correlacionada positivamente com a renda, na hipótese da renda relativa, enquanto, na hipótese da renda permanente a propensão marginal a consumir k não é função do nível de renda permanente. Quanto aos resultados empíricos, constatou-se que os dados eram consistentes com ambas as teorias, com exceção dos estudos de ocupação

^{40/} R.G. Bodkin, "Windfall Income and Consumption", American Economic Review vol.49, pg.602- 14 Citado por Evans (9).

^{41/} A correlação nula entre os componentes transitórios da renda e do consumo é considerada a hipótese mais forte de Friedman conforme foi salientado por Malcom R. Fisher em "Exploration in Savings Behaviour", Bulletin of The Oxford University, Institute of Statistics, vol.18, 1956, n93 pag.228.

onde, a correlação positiva constatada entre a propensão a poupar e renda exige uma verificação da propensão a poupar para indivíduos que possuam uma mesma renda. Se a propensão a poupar for igual para todos, fica verificada a hipótese da renda relativa, mas se variar devemos aceitar a hipótese da renda permanente.

2.2 - Riqueza

A riqueza é, após a renda, a variável que tem sido mais estudada. Tal interesse resulta do fato de que a renda disponível é o retorno da riqueza humana e não-humana e que pode ser usada para neutralizar variações planejadas e não esperadas da renda do trabalho. Existem formas de acumulação de riqueza não-humana que são preferíveis, como é o caso dos ativos líquidos, daí a sua utilização em muitas pesquisas.

A hipótese do ciclo da vida de Modigliani ^{42/}, ^{43/} assume que o consumidor racional planeja os seus gastos de consumo ⁴⁴ baseado nos recursos avaliados durante a vida. Esta assertiva baseia-se na idéia de que a riqueza pode ser usada para equilibrar o fluxo de renda durante a vida do consumidor, e que a alocação da renda é feita de forma a maximizar a utilidade durante a vida. Assim sendo, um aumento da renda irá aumentar o consumo na medida que aumenta os recursos avaliáveis durante a vida. O propósito da poupança é assegurar o padrão de consumo mais desejável durante a vida por meio da redistribuição dos recursos.

O modelo consiste em maximizar a função de utilidade

$$U = U(c_t, c_{t+1}, \dots, c_L, W_{L+1})$$

-
- ^{42/} A.Ando e F.Modigliani, "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", American Economic Review, Vo.53, março 1963, pag.55-84.
- ^{43/} F.Modigliani e R.Brumberg "Utility Analysis and the Consumption Function: an Interpretation of Cross-Section Data" - Post-Keynesian Economics, ed.Kurihara, pag.388-436.
- ^{44/} Da mesma forma que Friedman, Modigliani exclui a compra de bens duráveis na definição de consumo e inclui o valor de uso dos serviços prestados por estes bens.

sujeita a restrição do total da riqueza avaliada durante a vida

$$W_t + \sum_{\tau=t}^N \frac{Y_{\tau}}{(1+r)^{\tau+1-t}} = \frac{W_{L+1}}{(1+r)^{L+1-t}} + \sum_{\tau=t}^L \frac{C_{\tau}}{(1+r)^{\tau+1-t}}$$

onde a origem do tempo é o início da vida econômica do indivíduo e as variáveis utilizadas são:

- C_t consumo do indivíduo durante o ano t
- Y_t renda (não inclui juros) no ano t
- W_t total dos ativos no início do ano t
- r taxa de juros
- N espaço de tempo que o indivíduo recebe renda
- M espaço de tempo que o indivíduo não recebe mais renda, "retirement span"
- L espaço de tempo da vida do indivíduo que tem significado econômico, $L = N + M$
- τ usado para simbolizar a variável tempo no futuro, portanto, $\tau > t$. Desta forma, Y_{τ} e C_{τ} representam a renda e o consumo esperados no tempo τ .

Modigliani introduz algumas hipóteses simplificadoras:

- 1 - os preços se mantêm constantes durante o período de planejamento L
- 2 - a taxa de juros é constante em L
- 3 - o indivíduo não recebe e não planeja fazer doações durante e após a sua vida. Portanto, $W_1 = 0$ e $W_{L+1} = 0$.

- 4 - A proporção da riqueza avaliada, que o indivíduo planeja consumir num dado ano, é determinada somente pelos seus gostos e não pela riqueza avaliada. Esta hipótese implica que a função de utilidade é homogênea do grau positivo nas variáveis C_t, C_{t+1}, \dots, C_L

Para facilitar a exposição apresenta as seguintes hipóteses que não são essenciais para a argumentação do modelo:

- 5 - A taxa de juros durante o período de planejamento é igual a zero
- 6 - O indivíduo planeja consumir cada ano a mesma proporção da riqueza total avaliada.

Utilizando-se estas hipóteses chegamos a equação fundamental do modelo que representa o planejamento feito pelo indivíduo no instante t

$$S_t = \frac{L_t^{-1}}{L_t} Y_t - \frac{N-t}{L_t} Y_t^e - \frac{1}{L_t} W_t$$

onde $L_t = L-t+1$ e a renda média esperada, Y_t^e , é igual a

$$Y_t^e = \frac{\sum_{\tau=t+1}^N Y_\tau^e}{N-t}$$

Supondo-se que a renda permaneça constante no período de N e que o consumo também se mantenha constante no período L , a implicação imediata do modelo é de que a poupança duran-

te o período N seria exatamente o suficiente para financiar o consumo no período M. Desta forma, a acumulação de ativos W não induz por si só o consumo, uma vez que a acumulação é uma atitude deliberada do indivíduo que visa assegurar o mesmo padrão de consumo durante toda a sua vida econômica L.

Outra implicação imediata do modelo é o período de planejamento L_t , o que significa a importância da idade do indivíduo como uma variável explicativa do comportamento da poupança.

A equação fundamental mostra que, além da renda corrente, a renda média esperada e a quantidade de ativos acumulados são as variáveis explicativas da poupança corrente. Além disso, constata-se que a propensão marginal a poupar é uma função da idade do indivíduo e da mudança de expectativa da renda futura, devido a uma variação atual da renda.

$$\frac{\partial S}{\partial Y} = \frac{L_t^{-1}}{L_t} - \frac{N-t}{L_t} \frac{\partial y^e}{\partial y}$$

A estimativa da propensão marginal a poupar para o indivíduo, utilizando-se dados de "cross-section", não pode ser feita a partir da relação acima, porque numa "cross-section" $\frac{\partial W}{\partial Y}$ é diferente de zero (indivíduos com rendas diferentes possuem diferentes quantidades de ativos). Modigliani demonstra que, dentro das hipóteses anteriores, a quantidade de ativos é dada pela relação

$$a_t = \frac{(t-1)M}{L} Y \quad \text{quando } t = 1, 2, \dots, N$$

$$a_t = \frac{(L+1-t)N}{L} Y \quad \text{quando } t = N+1, \dots, L$$

As relações acima mostram que a quantidade de ativos acumulada na idade t é uma função da renda e da idade, $a_t = a(y, t)$. Desta forma, a equação fundamental pode ser reestrита como sendo

$$S = \frac{M}{L} y^e + \frac{L-t}{L_t} (y-y^e) - \frac{1}{L_t} \{a - a(y^e, t)\} =$$

$$= \frac{M}{L} y + \frac{N(L-t)-M}{LL_t} (y-y^e) - \frac{1}{L_t} \{a - a(y^e, t)\}$$

onde os sufixos suprimidos referem-se ao período corrente e $a(y^e, t)$ refere-se ao montante de ativos que um indivíduo possuiria no início do período se estivesse completamente a justado à renda esperada.

A primeira forma da equação acima, mostra que a poupança é uma fração constante da renda permanente (equilíbrio estacionário), mais uma fração (que depende da idade do indivíduo e é próxima de 1) da renda não permanente, menos uma fração (que depende da idade) da diferença entre o ativo existênte no início do período e o desejado na atual avaliação da renda permanente, "excess assets".

Esta relação permite que analisemos o comportamento da poupança com a idade. Se o aumento da renda corrente não implicar em um aumento da renda permanente, $\frac{\partial y^e}{\partial y} = 0$, então a relação S/y cresce a uma velocidade decrescente, à medida que aumenta a idade do indivíduo. Porém, se $\frac{\partial y^e}{\partial y} = 1$, então o segundo termo é igual a zero e a propensão a poupar será tanto maior quanto mais próximo o indivíduo estiver da aposentadoria (fim do período N).

Para o agregado a especificação sugerida para um dado instante de tempo é:

$$c = \alpha_1 Y_L + \alpha_2 Y_L^e + \alpha_3 W$$

onde variações da renda decorrente da riqueza, podem ocorrer devido a variações da taxa de retorno e da apreciação do estoque de riqueza. Se a taxa de crescimento da riqueza é δ , e a taxa de retorno da riqueza é α , então a propensão marginal a consumir riqueza a longo prazo é $(\delta + \alpha)$.

Devido a razões estatísticas e a facilidade em extrair as implicações da hipótese do ciclo da vida no longo prazo, Modigliani sugere a seguinte especificação para o agregado 45/.

$$\{4\} \frac{C}{Y_L} = \beta_1 + \beta_2 \frac{Y_L^e}{Y_L} + \beta_3 \frac{W}{Y_L}$$

No longo prazo, podemos inferir desta especificação que a propensão a consumir é constante, uma vez que tem-se verificado que a relação entre a riqueza e a renda tem se mantido constante 46/.

Esta forma da função de consumo evidencia que a constância da relação C/y no longo prazo poderá assumir valores diferentes, dependendo da hipótese que se faça a respeito da taxa de crescimento da riqueza. No caso em que esta taxa é zero, o que equivale a um estado estacionário, e considerando que $s = y - C$ e $S = \Delta W$, esta relação mostra que a propensão a consumir de longo prazo é 1 47/; isto equivale a

45/ Apesar de formulada para explicar os dados agregados é também apropriada para explicar os dados de cross-section.

46/ Ao contrário das outras teorias a constância da relação a longo prazo é explicada pela constância da relação entre a riqueza e a renda.

47/ No longo prazo $\frac{C}{Y} = a + b \frac{W}{Y}$, substituindo-se $C = y - S$ e $S = \Delta W$ temos que $\frac{W}{Y} = \frac{(1-a)(1+\delta)}{\delta+b}$,

onde δ é a taxa de crescimento da riqueza. Tomando $\delta = 0$ e substituindo $\frac{W}{Y}$ na relação inicial temos, finalmente,

$$\frac{C}{Y} = 1.$$

dizer, que não há poupança na situação de não crescimento e que, a taxa de poupança é uma função de taxa de crescimento. No caso de considerarmos a taxa de crescimento diferente de zero, a propensão a poupar de longo prazo será uma constante que pode ser calculada a partir do conhecimento da taxa de crescimento da riqueza e, dos parâmetros da regressão de C/Y_L contra W/Y_L e, da regressão de C/y contra W/y 48/.

Se o consumo fôr uma função apenas da riqueza, Spiro 49/ e Ball e Drake 50/ mostraram que a propensão marginal a consumir de longo prazo também será igual a 1 51/, se não houver crescimento. No caso da economia em crescimento, chamando-se de δ a taxa de crescimento do consumo, temos que a propensão marginal a consumir a longo prazo será
$$\frac{k}{k + [\delta/(1+\delta)]}$$
 52/

48/ No longo prazo a partir da relação {4} temos que $\frac{C}{Y} = a + b \frac{W}{Y_L}$
 Supondo-se que $\frac{Y_L}{Y}$ é constante, temos que $\frac{C}{Y} = a + b \frac{W}{Y}$
 Como $\frac{W}{Y} = \frac{1-a}{\delta+b}$ concluimos finalmente que $\frac{C}{Y} = a + \frac{b(1-a)}{\delta+b}$

49/ A. Spiro "Wealth and the Consumption Function", Journal of Political Economy, vol. 70, pag. 339-54. Citado por Evans {9}.

50/ Ball and Drake "The Relationship Between Agregate Consumption and Wealth", International Economic Review, vol. 5, pag. 65. Citado por Evans {9}.

51/ Sendo $c = k W$, a partir da identidade $c = y - S$ onde $S = \Delta W$ temos que, $c = \frac{k}{k+1} y + \frac{1}{k+1} c_{-1}$. Na hipótese de que não haja crescimento a longo prazo, então $c_{-1} = C$ e temos $\frac{C}{Y} = 1$. O teste de que o consumo é uma função estrita da riqueza poderia ser feito através da estimação dos parâmetros de y e c_{-1} verificando se somam 1.

52/ Se na eq. {4} substituimos c_{-1} por $c/(1+\delta)$ derivamos facilmente a propensão a consumir.

Empiricamente, observou-se que a propensão marginal a consumir de curto prazo, $\frac{k}{k+1}$, leva a valores bem inferiores aos verificados nas outras funções e que, no longo prazo a propensão a consumir foi um pouco inferior à relação consumo renda observada na série de dados.

Embora os resultados empíricos da hipótese do ciclo da vida de Modigliani estejam compatíveis com o comportamento observável dos consumidores, a questão que se coloca é, se o fundamento da teoria de que os consumidores planejam o seu consumo para toda a sua vida é válida. Parece ser uma restrição forte demais porque ignora a tendência dos indivíduos de concentrarem a sua atenção mais no presente, tendência que é admitida nas teorias anteriores 53/.

2.3 - Ativos Líquidos 54/

A idéia básica na utilização desta variável, é que ela representa uma "proxy" da riqueza e que se constitui no componente estratégico da riqueza que explica o consumo.

As verificações empíricas têm de uma maneira geral, rejeitado esta hipótese.

As correlações entre ativos líquidos e riqueza, após havermos isolado o efeito tendência, não se apresentam significantes. Além disso, a experiência tem mostrado que à medida que a inflação aumenta, o consumidor é levado a substituir os seus ativos líquidos por outras formas de riqueza cujo valor nominal acompanha a evolução dos preços 55/.

53/ Para Ball e Drake o que leva os indivíduos a aumentarem os seus ativos líquidos é em grande parte razões de precaução e portanto sem relação com o plano durante a vida de consumo.

54/ Normalmente definidos como aqueles ativos, inclusive dinheiro, que têm valor monetário fixado e que podem ser convertidos em dinheiro facilmente.

55/ A substituição de ativos líquidos por outras formas de riqueza depende da taxa de retorno e da expectativa da variação dos preços.

A idéia de que os ativos líquidos L, representam o componente principal da riqueza que explica o consumo, também é rejeitada pela evidência empírica. De fato, no período pós-guerra verificou-se nos E.U.A. que diversos períodos apresentavam correlação negativa entre c/y e L/y e que a correlação positiva verificada no período 1946/1948 não permitia uma conclusão definitiva, uma vez que outras variáveis também poderiam explicar o aumento do consumo naquele período.

As funções de consumo que utilizaram ativos líquidos, de uma maneira geral, levaram a parâmetros não significativos ^{56/} tanto nos estudos de "cross-section" como nos de série de tempo.

2.4 - Outras Variáveis

A distribuição da renda, teoricamente, pode explicar o consumo qualquer que seja a hipótese de renda assumida.

À luz da teoria de Friedman, temos evidenciado, que os assalariados possuem maior propensão a consumir do que os não assalariados devido as diferenças de renda transitória. Assim sendo, como nos períodos de grande crescimento a participação dos salários na renda pessoal disponível deve diminuir, concluímos que a relação c/y deve diminuir, ao passo que nas épocas de recessão, como a participação do salário na renda pessoal disponível aumenta, concluímos que a relação c/y aumenta. Estes efeitos tendem a estabilizar o ciclo.

56/ Klein em um trabalho mimeografado, A Quartely Model of the American Economy, 1948-1961, verificou que os ativos líquidos não eram significantes na função de consumo mas que eram significantes na função de consumo de duráveis. Duesembery, From, Klein e Kuh no The Brookings Quarterly Model of the United States somente usam ativos líquidos na função de consumo de serviços. Os ativos líquidos aparecem significantes no estudo de Zellner, "The Short-Run Consumption Function", Econometria, vol. 25, pag. 552-67 e no estudo de Griliches "Notes on Estimated Aggregate Quarterly Consumption Functions", Econometria, vol. 30, pag. 491-500. Estes trabalhos foram citados por Evans {9}.

Daqui somos levados, teoricamente, à idéia de que estáticamente uma situação inflacionária exigiria uma redistribuição em favor dos não assalariados (maior que a redistribuição cíclica) ao passo que, uma situação de depressão, exigiria uma redistribuição em favor dos assalariados.

Os testes empíricos de Klein mostraram que a utilização da riqueza, da renda da propriedade e do consumo defasado, como variáveis explicativas, conduziam à estimação de parâmetros que eram estatisticamente significantes. A riqueza W e a renda da propriedade P apresentavam multicolinearidade, devido ao efeito tendência, e os mesmos pontos de variação. O problema foi solucionado por Klein e Goldberger ^{57/}, por meio de uma estimativa externa a partir de dados de "cross-section" ^{58/}. Porém, esta técnica esconde o poder de explicação da redistribuição cíclica da renda, uma vez que a variável P não aparece explicitamente na função de consumo.

Outra especificação é proposta por Klein ^{59/} que utiliza como variáveis independentes a renda, a relação renda de salários sobre renda de propriedade e o consumo defasado. O consumo foi desagregado em durável, não durável e serviços e, os coeficientes estimados para a relação entre a renda de salários e a renda de propriedade foram respectivamente: significativamente positivo, significativamente negativo, e não significativa. Como vemos, os resultados não permitem conclusões definitivas sobre a influência da distribuição de renda no consumo.

^{57/} L.R. Klein e A. S. Goldberger, An Econometric Model of the United States, 1929-1952

^{58/} Dada a especificação, $c = aW + bP + cC_{-1}$, temos que $c = a(W + \frac{b}{a}P) + cC_{-1}$, onde b/a foi calculado através de um estudo de "cross-section".

^{59/} L. R. Klein, A Quarterly Model...

Os efeitos da composição da família (tamanho e idade) têm se verificado principalmente nos estudos de "cross-section" e, são considerados mais importantes para explicar o consumo de duráveis do que os de não duráveis. À medida que aumenta o tamanho da unidade de consumo, é de se esperar que aumente a propensão a consumir de curto e longo prazo, não obstante o efeito escala que acompanha este aumento. Acredita-se que, a idade do chefe da unidade de consumo tenha efeito sobre o comportamento do consumo, principalmente de duráveis, embora a direção do efeito não tenha sido definitivamente verificada. A partir da hipótese da renda permanente e da hipótese do ciclo de vida, pode-se afirmar que a propensão a gastar em bens de consumo (duráveis mais não duráveis) é alta nos primeiros anos de trabalho, baixa nos anos que a renda atinge o pico e alta nos anos subsequentes ^{60/}, inclusive de aposentadoria. Janet Fisher ^{61/} verificou que os anos iniciais eram de baixa propensão a poupar, mas que os anos finais de trabalho e aposentadoria, apresentavam alta propensão a poupar, enquanto Modigliani ^{62/} e Fisher ^{63/}, chegaram a resultados opostos entre si e aos que a renda permanente sugere. Estes estudos sugerem que o efeito da idade do chefe da unidade de consumo não está definitivamente estabelecido ^{64/}.

-
- ^{60/} Malcon Fisher, "Exploration in Saving" pag.256,7 - verificou para diversos grupos de ocupações, que uma parábola se ajustaria bem aos dados de renda, quando os indivíduos eram dispostos por ordem crescente de idade.
- ^{61/} Janet A. Fisher, "Income, Spending and Saving Patterns of Consumer Units in Different Age Groups", Studies in Income and Wealth, vol. 15, pags. 77-102.
- ^{62/} Franco Modigliani, "Savings Behavior: A Symposium," Bulletin of the Oxford Institute of Statistics, vol.19, pags.107-23. Citado por Evans {9}.
- ^{63/} Malcon Fisher, "Exploration in Saving..."
- ^{64/} Para uma análise mais detalhada das características sócio-econômicas (idade, educação e tamanho da família), dos fatores financeiros (variação de renda, riqueza, ativos líquidos), das expectativas e intensões de comprar, veja-se Ferber.{10}.

CAPÍTULO III

SÉRIE DE TEMPO DOS AGREGADOS

A preocupação fundamental deste capítulo é identificar os problemas estatísticos que surgem quando utilizamos o método dos mínimos quadrados para estimar funções de poupança para o agregado. Esta orientação resulta da má qualidade dos estatísticos existentes (seção 3.1) e do fato de que as definições dos agregados de renda e poupança estimados na contabilidade nacional do Brasil são inapropriadas para os testes dos modelos apresentados no capítulo anterior.

Os dados disponíveis permitem que estimemos os modelos de renda absoluta, relativa e permanente (seções 3.2, 3.3, e 3.4). O modelo do ciclo da vida não é testado por insuficiência de dados mas apresentamos uma breve discussão (seção 3.5) que complementa aquela realizada no capítulo II.

3. 1 - Qualidade dos dados estatísticos ^{1/}

Esta seção procura mostrar como são estimadas nas contas nacionais as séries de tempo de poupança, renda e o deflator implícito do consumo os quais serão utilizadas para testar os modelos do capítulo precedente.

A qualidade das estimativas destas variáveis torna-se evidente quando estudamos a metodologia utilizada na sua apuração.

A poupança privada é obtida por resíduo, na conta consolidada de capital. Nesta conta, o item poupança do governo é estimado como resíduo na conta corrente do governo. Assim sendo, a poupança privada é estimada a partir de dois

1/ "Novas Estimativas das Contas Nacionais", Conjuntura Econômica, F.G.V. outubro de 1969.

resíduos.

Vejamos com algum detalhe, como são estimados os itens destas contas, para que possamos inferir a confiança da estimativa da poupança. Obviamente, não podemos quantificar o intervalo de confiança da estimativa porém, a análise nos permitirá avaliar por si só, o grau de confiança esperado.

A poupança do governo, como dissemos acima, é extraída por resíduo na conta corrente do governo. Nesta conta, o item consumo do governo provavelmente é a maior fonte de erro uma vez que se baseia nos Balanços da União e dos Estados e nos Orçamentos dos Municípios. É fácil imaginar que alguns gastos dos ministérios e secretarias foram contabilizados como despesa de custeio e pessoal (consumo do governo) quando na verdade foram utilizados para investimento e vice-versa. Os orçamentos dos municípios, sujeitos à aprovação para o recebimento da cota do fundo dos municípios, muitas vezes, na realidade, terão uma alocação dos recursos diferente da proposta, etc...

A poupança do governo é introduzida na conta consolidada de capital, onde o total da formação de capital (formação bruta de capital fixo mais variação de estoques) é igual ao total dos recursos para a formação de capital (poupança líquida do setor privado, mais depreciação do capital fixo, mais poupança do governo, mais déficit do balanço de pagamento em conta corrente); a poupança privada é estimada como resíduo nesta conta.

A formação bruta de capital fixo é a soma da importação líquida (importação menos exportação) de bens de produção, da produção nacional de bens de produção e das construções, estimados em parte diretamente e em parte indiretamente (por meio de indicadores e a utilização dos censos existentes).

O item variação de estoques se compõe fundamentalmente café (acima de 90%), mais aves, rebanhos, variação líquida de estoques das empresas do governo e de uns poucos produtos agrícolas. A informação sobre a produção de café no período 1947/1957 tem por fonte "O Brasil em Números" e, para os anos restantes, da tem por fonte "O Brasil em Números" e, para os anos restantes, da dos trimestrais do IBC. É lícito supor que esta é uma informação

sujeita a restrições por se constituir numa variável estratégica para a política de preços no mercado externo. Não consta nesta rubrica a variação de estoques do comércio atacadista e varejista e das indústrias, quer sejam estoques de matérias primas, de produtos acabados ou de produtos agrícolas.

O deficit do balanço de pagamento em conta corrente é uma informação prestada pelo Banco Central e teoricamente não é uma fonte de erro.

A depreciação do capital fixo é considerada arbitrariamente como 5% da Despesa Nacional e alocada totalmente no setor privado.

Desta forma, a poupança líquida do setor privado acumula os erros originados na estimativa da poupança do governo com os erros das demais rubricas da conta consolidada de capital. Como não temos meios, a priori, para identificar o sentido do erro de todas estas rubricas, ficamos sem saber o sentido do erro resultante na poupança líquida do setor privado.

A estimação da poupança pessoal a partir da poupança do setor privado não é possível, porque não existe uma série de lucros retidos para o período em estudo. Na "Revista Brasileira de Economia", março de 1962, encontramos uma série histórica, até 1960, dos lucros retidos. Estes eram estimados a partir dos balanços das sociedades anônimas mas, devido a precariedade das informações, foram considerados de má qualidade e não mais estimados depois de 1960.

Desta forma, deveremos utilizar a poupança privada como uma aproximação da poupança pessoal.

A renda disponível líquida do setor privado é estimada a partir do produto interno líquido a custo de fatores - subtraindo-se a renda líquida enviada ao exterior, os impostos diretos, outras receitas correntes do governo e somando-se as transferências.

O produto interno líquido a custo de fatores é a soma dos produtos do setor primário (estimado pela ótica do

produto), secundário e terciário (estimados parte pela ótica do produto e parte pela ótica da renda).

O deflator implícito do consumo é a relação entre o índice do valor do consumo corrente e o índice de quantum do consumo real.

O consumo corrente é estimado por resíduo na conta do produto.

O consumo real é contabilmente igual a renda nacional bruta mais a importação de mercadorias e serviços (inclusive - renda líquida enviada para o exterior) menos a capacidade de importar, a variação de estoques, a formação bruta de capital fixo e o consumo do governo, todos a preços constantes.

Vejamos, sucintamente, como são estimados os agregados da equação contábil acima definida.

A renda nacional real bruta é calculada a partir da renda nacional bruta corrigida pelo índice do produto real.

A importação de mercadorias e serviços (inclusive renda líquida enviada ou recebida do exterior) é calculada a partir das importações CIF de mercadorias, corrigidas pelo índice de preços das importações (Laspeyres). Esta série é novamente corrigida pela relação entre a importação CIF de mercadorias e a importação CIF de mercadorias e serviços (inclusive renda líquida).

A exportação de mercadorias e serviços é calculada a partir das exportações FOB de mercadorias inicialmente corrigidas pelo índice de preços das exportações (Laspeyres) publicado na "Estrutura de Comércio Exterior" da F.G.V. A série, a preços constantes, é corrigida pela relação entre a exportação FOB de mercadorias e a exportação FOB de mercadorias e serviços que são extraídos do balanço de pagamentos (em dólares) e novamente corrigida pela relação de trocas, que é calculada como a relação entre os índices de preços de exportação e importação (em dólares).

A variação de estoques é deflacionada pelo índice geral de preços por atacado (oferta global) e o consumo do governo, cuja estimação já foi discutida, é deflacionado pelo deflator implícito do PIB.

A formação bruta de capital fixo real é calculada a partir do índice do consumo aparente de laminados de aço, de aço em lingotes e de ferrogusa, do índice de consumo aparente de cal e de cimento, do índice de crescimento da população rural e do índice de quantum de importação de bens de produção (cuja fonte é a pesquisa sobre a Estrutura do Comércio Exterior do Brasil efetuada na F.G.V.). Estes índices são ponderados pela participação relativa da produção nacional de equipamentos, da importação de equipamentos e das construções urbanas e rurais no total da formação bruta de capital fixo, formando um índice agregativo final que extrapola e intropola os dados referentes aos anos de apóio (censo).

As estimativas dos itens acima, que irão compor o deflator implícito do consumo, sugerem o cuidado que deve orientar a sua utilização.

3.2 - Teste da Hipótese da Renda Absoluta

As funções de consumo estimadas para o Brasil não têm apresentado um tratamento adequado para o problema do estimador' justo.

Jessé Montello se preocupa com os testes estatísticos da significância dos parâmetros estimados e da auto correlação nos resíduos, e com o uso do deflator adequado ^{2/}.

Fishlow reconhece que o coeficiente de determinação estimado é próximo de um, devido ao efeito tendência e pelo fato do consumo se constituir na maior parte da renda disponível.

^{2/} Jessé Montello e outros, "Análise Econométrica da Função Consumo" Revista Brasileira de Economia, Março, 1968.

O tratamento dado, substituir a renda disponível pela poupança, introduz uma correlação espúria entre o consumo e a poupança, como veremos em seguida. Testou várias especificações usando como variáveis explicativas, além da renda, o saldo da balança de pagamentos em conta corrente, o pico prévio de poupança, a taxa de inflação, o consumo defasado e a poupança (em lugar da renda para evitar viés de simultaneidade). Concluiu que algumas funções ajustadas explicavam muito bem alguns períodos, mas que não tinham capacidade de previsão devido à dificuldade de se estimar relações estruturais em circunstâncias de variações políticas ^{3/}.

A dificuldade em estimar uma função de consumo que servisse para projeções dentro de um modelo agregado da economia, fez com que o IPEA estimasse o consumo como resíduo (consumo requerido) ^{4/}.

A estimação do modelo linear simples que relaciona poupança pessoal e renda pessoal disponível pelo método dos mínimos quadrados, implica inicialmente em um viés para cima no parâmetro da renda. Tal viés decorre da correlação entre a variável independente e o resíduo, uma vez que a renda não é uma variável exôgena do modelo.

A solução seria a substituição da variável endôgena por uma variável exôgena ao sistema ^{5/}. Um método seria a

3/ Albert Fishlow, Projections and Policies for the Plano Trienal, Mimeografado, IPEA.

4/ IPEA, Bases Macroeconômicas do Plano Decenal, Mimeografado, 1966.

5/ É difícil definir uma variável realmente exôgena, a não ser a partir de certos pressupostos restritivos.

Dado o sistema de equações:

$$S = \alpha + \beta y + u$$

$$S = I$$

$$y = c + I + G$$

deduzimos a equação reduzida:

$$y = (c + \alpha + u + G) \frac{1}{1-\beta}$$

que mostra ser y uma função de u.

utilização do consumo em lugar da renda. Porém, como o consumo é extraído por resíduo, introduziríamos uma correlação espúria' entre a poupança e o consumo devido aos erros nas variáveis. O método alternativo seria a utilização dos mínimos quadrados em duas etapas, devendo-se entretanto, na estimação da renda, considerar a existência de auto correlação nos resíduos na escolha das variáveis independentes.

Como o modelo linear simples é incompatível com a propensão média a poupar razoavelmente constante de longo prazo, po demos supor, para efeito de compatibilização, que tenha havido omissão de variáveis. Na hipótese de que a correlação entre as variáveis independentes não seja nula, o viés introduzido pode ser positivo ou negativo, dependendo do sinal do parâmetro da variável omitida. No entanto, se a correlação for nula, não há viés devido a omissão da variável.

Outra fonte de viés decorre do erro nas variáveis originado, principalmente, da não contabilização da variação de estoques do comércio e da indústria e da inexistência de uma série de tempo de lucros retidos. Neste caso, como a renda privada é uma aproximação da renda pessoal, o estimador do coeficiente da renda apresenta-se viesado, sendo o sentido do viés dependente do sinal das variáveis omitidas que explicam os lucros retidos e a variação de estoques do comércio e da indústria ^{6/}.

Uma das hipóteses básicas do método dos mínimos quadrados, a de que não há auto correlação dos resíduos, pode também não se verificar uma vez que a poupança apresenta um comportamento razoavelmente contínuo e ascendente, sugerindo a persistência dos hábitos dos agentes econômicos. Outras causas de auto correlação nos resíduos como erro de especificação, omissão de variáveis e erro de medida também podem ser pensados. No caso de má especificação, o resíduo estimado não é o verdadeiro resíduo, o que implica em distorção dos resultados dos testes t e F

Outro problema que exige preocupação é o da utilização do deflator adequado para a poupança e a renda. Considerando-se a poupança como um consumo postergado que não se transforma

6/ Veja a nota de rodapé 9/, página 47, que também inclui como variável explicativa a poupança forçada.

imediatamente em bem de capital, mas que se dirige para o mercado financeiro, o deflator adequado para a renda e a poupança seria o deflator implícito do consumo. Muitas vezes, porém, utiliza-se o deflator implícito do produto.

A renda disponível líquida, do setor privado que estamos utilizando exclui os impostos diretos e indiretos. Contudo, como o consumidor na sua decisão sobre o plano de compras considera os impostos indiretos como fazendo parte do preço de venda da mercadoria, poderíamos incluir na renda agregada o montante dos impostos indiretos devidos ao consumo pessoal ^{1/}.

A utilização estrita do método dos mínimos quadrados¹ apresenta os seguintes resultados:

QUADRO 3.1

Teste dos deflatores implícitos do consumo e do produto, e das definições de renda líquida e inclusive impostos indiretos devidos ao consumo

critérios	coeficiente linear.	coeficiente da renda.	teste t do coeficiente da renda	coeficiente de determinação.	teste de Durbin Watson
(1)	- 35.6	0.19	10.1	0.85	1.65
(2)	- 41.5	0.21	9.3	0.83	1.66
(3)	- 37.3	0.18	8.7	0.81	1.62
(4)	- 39.4	0.20	9.1	0.83	
(5)	- 35.2	0.17	8.5	0.81	

^{1/} Vamos supor que o montante dos impostos indiretos devido ao consumo pessoal é proporcional à participação do consumo pessoal no total da procura de bens de serviços.

- (1) S e y (líquida) deflacionados pelo deflator implícito do consumo
- (2) S deflacionado pelo deflator implícito do consumo e y (líquida) pelo deflator implícito do produto.
- (3) os mesmos deflatores utilizados em (2), y inclui impostos indiretos
- (4) S e y (líquida) deflacionados pelo deflator implícito do produto
- (5) os mesmos deflatores utilizados em (4), y inclui impostos indiretos

Os coeficientes angulares estimados, veja quadro 3.1, são significativos ao nível de 5% e, o teste de Durbin Watson rejeita a hipótese de auto correlação nos resíduos ao nível de 5% ^{8/}.

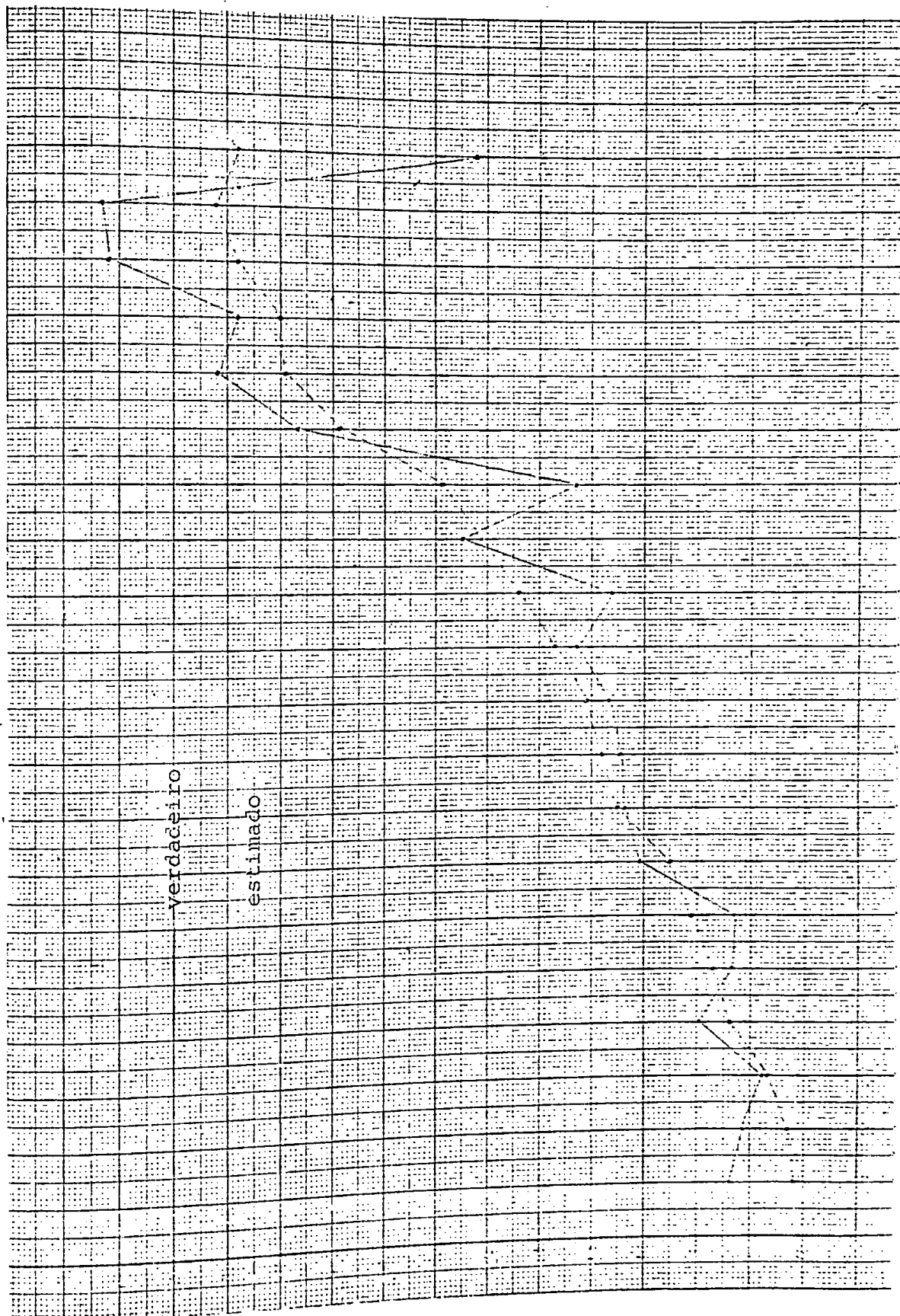
A análise do quadro 3.1 sugere que estatisticamente o critério (1) deve ser escolhido nas regressões deste capítulo. Economicamente, a renda deflacionada pelo deflator implícito do consumo representa o poder de compra dos bens cujo consumo foi postergado para o futuro; isto é, a poupança corrente. Evidentemente, a poupança corrente, assim definida, será deflacionada pelo deflator implícito do consumo.

Como era de esperar, a propensão marginal a poupar estimada no caso em que a renda inclui impostos indiretos é um pouco inferior àquela em que a renda é disponível.

A aderência do modelo, especificado segundo o critério (1), aos dados observados da série de tempo, veja gráfico 3.1, indica que a hipótese da renda absoluta não explica

^{8/} O teste t, devidamente utilizado, exige que não haja autocorrelação nos resíduos nem heterocedasticidade. O gráfico de dispersão da poupança contra a renda, utilizando os vários critérios do quadro 3.1, indicou a existência de homocedasticidade.

GRÁFICO 3.1 - Aderência do modelo de renda absoluta.



as variações bruscas da poupança verificadas em 1960 e em 1966. O ano de 1960 aparece na curva ajustada como um ponto de inflexão, enquanto o ano de 1966 representou um período de recessão econômica. O comportamento da poupança nestes dois anos sugere que o consumo resistiu a uma variação proporcional àquela ocorrida com a renda e daí resultou uma variação negativa mais que proporcional da poupança.

A introdução da taxa de inflação como uma variável que reflete a transferência de renda real da classe de renda fixa para a classe de renda móvel, a qual se localiza no pico da pirâmide das rendas e possui maior propensão a poupar, fez com que a propensão marginal a poupar diminuisse sensivelmente em relação ao modelo simples.

Em virtude de a renda e a taxa de inflação estarem altamente correlacionadas (0.85), surge o problema da multicolinearidade, o que implica na instabilidade das estimativas. Cabe aqui lembrar que a multicolinearidade por si só não implica em viés na estimação dos parâmetros, mas que o aumento da variância dos estimadores torna o estimador de mínimos quadrados não eficientes, isto é, este estimador passa a não ser mais o de variância mínima.

A renda por ser a variável mais correlacionada com a poupança, explica a maior parte da sua variação (0.85) roubando poder de explicação da taxa de inflação (0.04) ^{9/}.

9/ Na hipótese de que a variação de estoques do comércio e da indústria seja uma função linear crescente da taxa de inflação, o parâmetro da taxa de inflação está subestimado. Dado o modelo linear simples $s = a + by$ onde S é a poupança pessoal e y é a renda pessoal disponível, chamando-se de L os lucros retidos, de S' a poupança privada e de y' a renda privada disponível, temos:
 $S' = a + by' + (1 - b) L$. Sendo S' igual a poupança privada estimada nas contas nacionais S^* mais a variação de estoques V do comércio e da indústria; na suposição de que $V = c + d \frac{\Delta p}{p}$; incluindo-se a poupança forçada medida pela taxa de inflação; temos: $S^* = a - c + by' + (1 - b)L + (e - d) \frac{\Delta p}{p}$

Na hipótese de que $L = f + gy'$ então a relação acima torna-se: $S^* = [a + (1 - b) f - c] + [b + (1 - b) g] y' + (e - d) \frac{\Delta p}{p}$ que mostra os vieses dos estimadores do termo constante e dos parâmetros da renda pessoal e da poupança forçada.

Apesar da multicolinearidade, acima discutida, os parâmetros estimados são significantes ao nível de 5%. O teste de Durbin Watson rejeita a hipótese de auto correlação nos resíduos ao nível de 5%.

$$S = -21.6 + 0.12y + 69.1 \frac{\Delta p}{p} \quad R^2 = 0.89$$

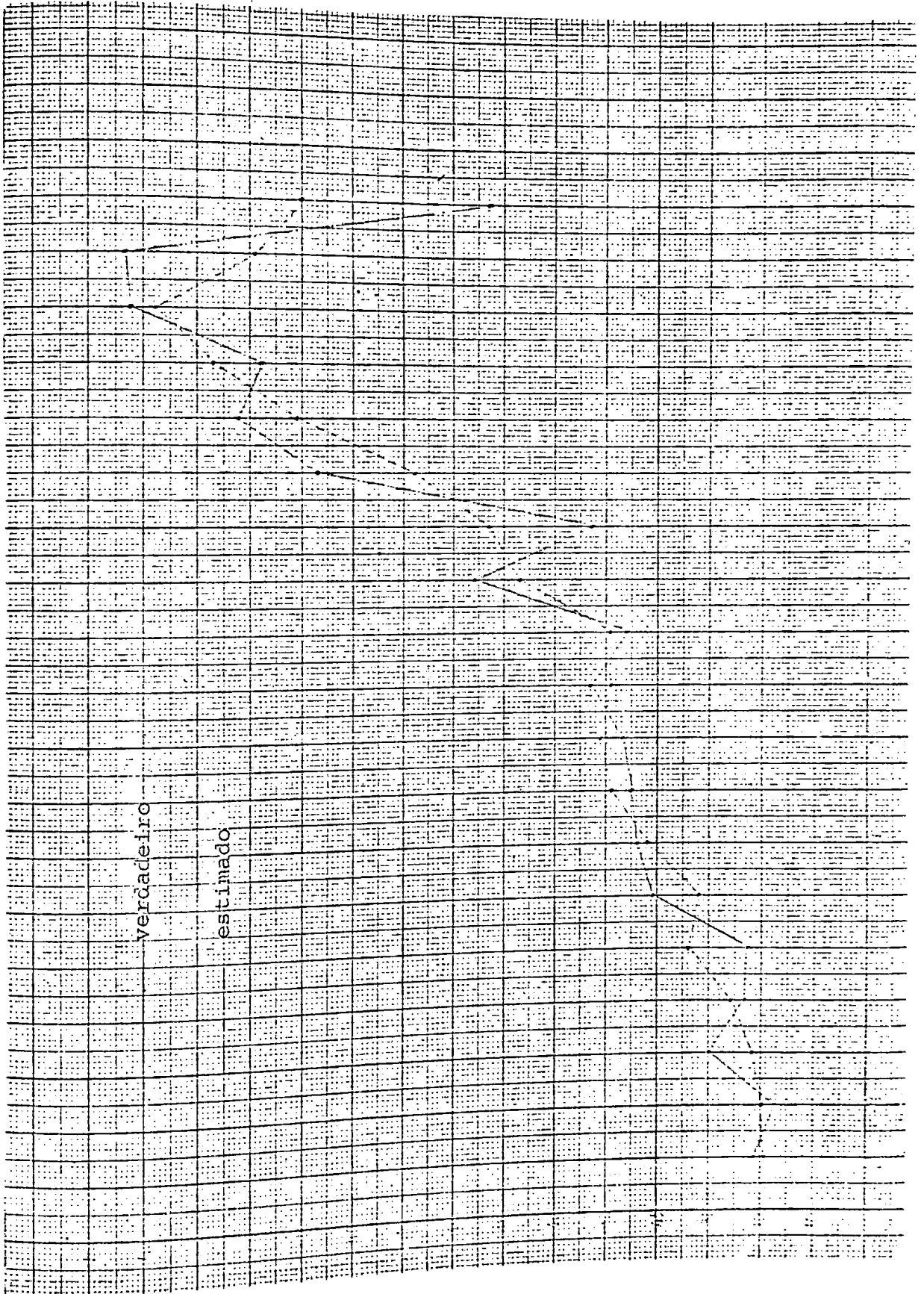
(3.71) (2.47) dw = 2.41

A aderência do modelo da poupança forçada aos dados - observados, veja gráfico 3.2, é melhor que a do modelo simples da renda. Os anos de 1960 e 1966 ainda não são satisfatoriamente explicados. A curva ajustada apresenta para o ano de 1960 tendência oposta àquela verificada, enquanto que para o ano de 1966, apesar da tendência ser a mesma, a variação não explicada da poupança é grande.

A hipótese da poupança forçada também pode ser interpretada a partir do modelo de Hicks-Hansen. Neste caso, estando a economia próxima ao pleno emprego, as expectativas de maiores lucros, devido ao aumento de preços, levariam os empresários a um aumento do investimento autônomo, gerando uma pressão da demanda agregada sobre a oferta. Como consequência, o equilíbrio de pleno emprego seria estabelecido a uma taxa de juros mais baixa e a um nível de preços mais alto. Como ex-post poupança e investimento são iguais, o aumento dos investimentos se fez via diminuição do consumo.

Na especificação usada para o modelo da poupança forçada, a taxa de inflação poderia ser pensada como representando o efeito da taxa de juros declinante com o aumento da inflação. Nesta hipótese, o processo inflacionário e a institucionalização da taxa de juros nominal (lei da usura), acarretariam uma diminuição da taxa de juros real inversamente proporcional a taxa de inflação. Este comportamento da taxa de juros real teria induzido os indivíduos a reorganizarem a sua carteira de investimentos (o consumo aqui é definido segundo Friedman) no sentido de outras formas de ativos para imóveis e automóveis, cujos valores

GRÁFICO 3.2 - Aderência do modelo de renda absoluta e taxa de inflação.



nominais acompanhavam a inflação. Além disso, a taxa de juros real negativa, existente em grande parte do período, teria induzido os indivíduos a aumentarem as suas poupanças reais na expectativa de que as amortizações futuras, devidas às compras de imóveis e automóveis, seriam absorvidas pela taxa de inflação crescente. Após 1960, a inflação de demanda teria aumentado os lucros retidos das empresas fazendo com que a poupança aumentasse rapidamente.

Este mecanismo, que teria aumentado a poupança dos indivíduos e das empresas, acredita-se que tenha funcionado principalmente no período de 1960 a 1964.

Jorge Viana, estimou um modelo recursivo para o Brasil utilizando a hipótese da poupança forçada na estimação da função de consumo. O teste de Durbin Watson não rejeitou a hipótese de auto correlação nos resíduos ao nível de 5% (coeficiente de auto correlação estimado igual a - 0.52 ^{10/}).

A introdução de outras variáveis como distribuição de renda R ^{11/} ativos monetários líquidos A ^{12/} e grau de industrialização G ^{13/} aumenta o efeito da multicolinearidade no sentido de que uma variável "rouba" todo o poder de explicação das demais, veja Gráfico 3.3 .

O teste da variável grau de industrialização se baseia na hipótese de que a industrialização de um país é um fator que tende a forçar o consumo, tanto sob o aspecto qualitativo como quantitativo.

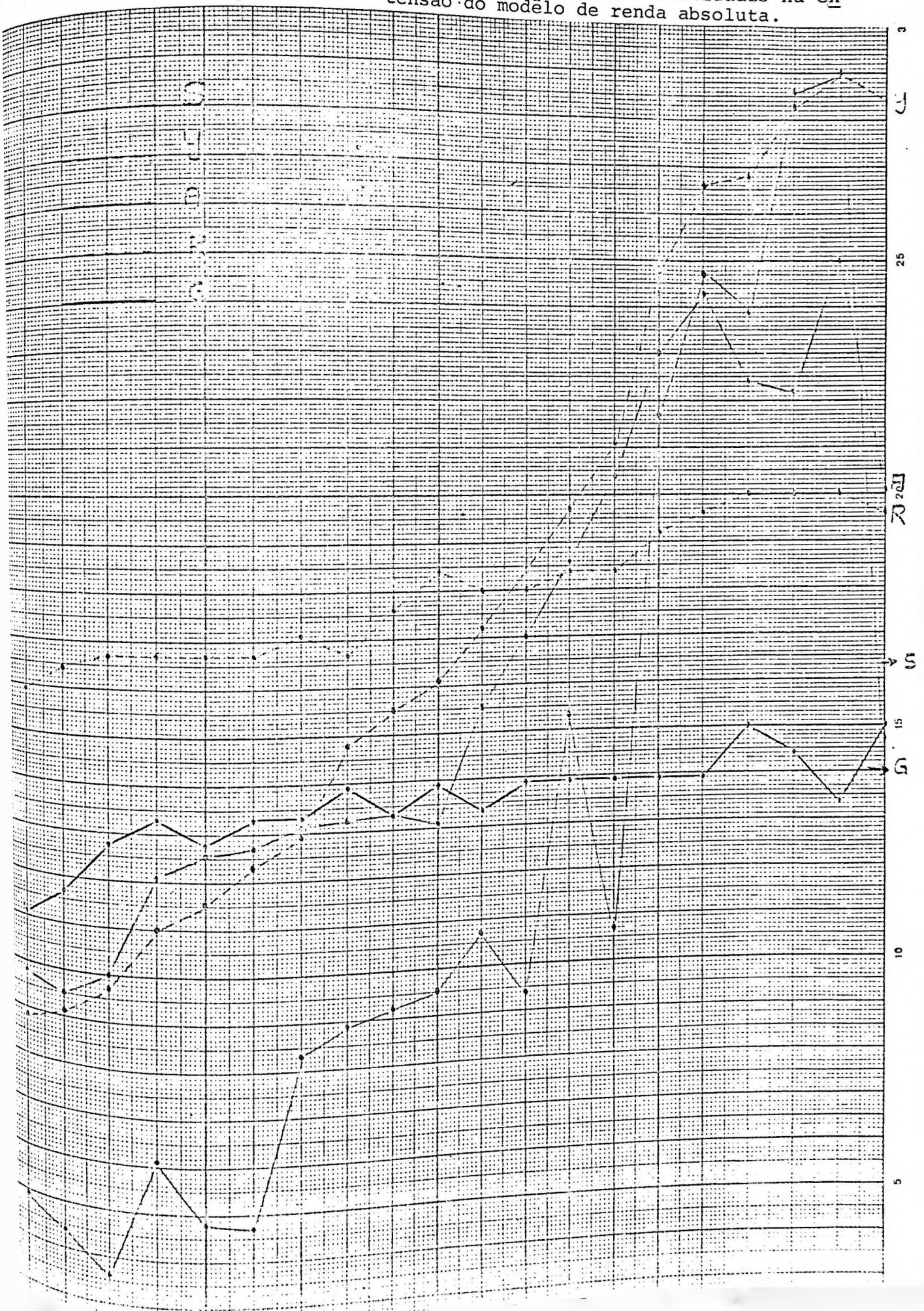
^{10/} Jorge V. Monteiro e Martin O. Smolka, "Projeções Macroeconômicas para 1970/1975", mimeografado, convênio PUC/IPEA, 1971.

^{11/} A distribuição da renda é medida pela relação entre o total de salários e ordenados do setor urbano e a renda interna do setor urbano. Fonte: dados ainda não publicados, na época da pesquisa, pela Fundação Getúlio Vargas.

^{12/} Os ativos líquidos são medidos pelo montante dos meios de pagamentos, deflacionados pelo deflator implícito do consumo. Fonte: Boletins do Banco Central.

^{13/} O grau de industrialização é medido pela relação entre o produto do setor secundário e o produto interno líquido a custo de fatores. Fonte: Conjuntura Econômica, outubro/1969.

GRÁFICO 3.3 - Tendência das variáveis utilizadas na extensão do modelo de renda absoluta.



Visto que a correlação entre a poupança e distribuição de renda (0.93) é maior que a correlação entre a poupança e renda (0.92) a multicolinearidade faz com que a variância do parâmetro da renda aumente tornando-o não significativo.

$$S = -49.3 - 0.02Y + 72.9 \frac{\Delta P}{P} - 572.9 G + 381.6 R + 0.47 A$$

(-0.19) (2.85) (-1.72) (0.87) (1.82)

$$R^2 = 0.94$$

$$dW = 2.22$$

O teste de Durbin Watson indica que não se pode rejeitar a hipótese de auto correlação nos resíduos ao nível de 5%. O coeficiente de auto correlação negativa dos resíduos estimado ($\rho = -0.11$), da mesma forma que a multicolinearidade, tornará o estimador não eficiente, porém por si só não implicará em viés do estimador. Convém ressaltar, que a auto correlação nos resíduos invalida a utilização dos testes t e F e que o método dos mínimos quadrados superestima a variância dos estimadores (quando $\rho < 0$) ^{14/}.

Provavelmente, a instabilidade da estimativa do parâmetro da renda seja uma das explicações para o valor tão baixo encontrado. Os sinais dos parâmetros estimados do grau de industrialização e da taxa de inflação são os previstos mas, o sinal do ativo líquido e da distribuição de renda são contrários aos previstos.

14/ J. Johnston, Econometric Methods, ed. Mac. Graw-Hill, cap.7, a técnica usual para remover a auto correlação nos resíduos consiste em substituir a variável no tempo t pela diferença entre a variável no tempo t e o produto do coeficiente de auto correlação pela variável no tempo t-1, procedendo-se em seguida a estimação do modelo. A técnica econométrica é repetida até que se elimine a auto correlação.

3.3 - Teste da Hipótese da Renda Relativa

A função original de Duesenberry ^{15/} $S/y = a + b y/y^0$, onde y^0 é o pico prévio de renda, apresenta de início uma vantagem em relação às funções apresentadas até agora que é a neutralização do efeito tendência uma vez que as variáveis estão sob a forma de razão ^{16/}.

A idéia do efeito pico prévio anterior pode ser ampliada para incluir todos os picos prévios anteriores ponderados segundo as suas influências na tomada de decisão presente. Esta modificação foi sugerida por Duesenberry, Eckstein e Fronm ^{17/}, que substituíram o pico prévio por uma média ponderada, geometricamente decrescente, dos picos prévios anteriores ^{18/}.

^{15/} J. S. Duesenberry, Income, Saving...

^{16/} J. Johnston, Econometric Methods, cap.8, pags. 201- 7. O efeito da multicolinearidade pode ser diminuído se aumentarmos o número de observações, se melhorarmos a forma especificativa da função ajustada ou se tivermos uma estimativa externa de um dos parâmetros. Uma técnica bastante utilizada, consiste em substituir as variáveis pelas suas diferenças primeiras ou pelos logarítimos dos quocientes.

^{17/} J.S. Duesenberry, O Eckstein and G. Fronm, "A Simulation of the United States Economy in Recession", Econometrica, vol. 28, pag. 749-810.

^{18/} A. Pastore, A Resposta da Produção Agrícola..., pag. 50-90, apresenta um "survey" dos modelos de defasagens distribuídas. Mostra, que os modelos de ajustamento parcial e de expectativas adaptadas conduzem à mesma forma reduzida.

$$\frac{S}{Y} = a + b \left[\frac{Y}{Y^0} + \lambda \left\{ \frac{Y}{Y^0} \right\}_{-1} + \dots \right] + u$$

multiplicando ambos os membros por λ , defasando de uma unidade e subtraindo membro a membro temos:

$$\frac{S}{Y} = \{a - \lambda a\} + \lambda \left\{ \frac{S}{Y} \right\}_{-1} + b \frac{Y}{Y^0} + \{u - \lambda u_{-1}\}$$

Uma vez que Y/Y^0 nos agregados da série de tempo é próximo de um, será mais fácil analisar as implicações da relação acima se esta razão for invertida.

$$\frac{S}{Y} = \{a - \lambda a\} + \lambda \left\{ \frac{S}{Y} \right\}_{-1} + b \frac{Y^0}{Y} + \{u - \lambda u_{-1}\}$$

A correlação simples entre as variáveis independentes (0.53) diminui bastante em relação àquelas da seção 3.2. A utilização da variável defasada implica na introdução de um viés de defasagens distribuídas na estimação do parâmetro da variável $\{S/Y\}_{-1}$ porque os resíduos estão auto correlacionados. O viés que decorre da correlação entre a variável defasada e o resíduo seria maior se estivéssemos trabalhando com os níveis das variáveis ao invés da razão ^{19/}. Se a série de tempo de que dispomos (20 observações) fosse maior, poderíamos utilizar uma média aritmética das 4 últimas observações anteriores a S/Y , e utilizá-la no lugar de $\{S/Y\}_{-1}$ diminuindo desta forma a correlação entre a variável defasada e o resíduo. O viés de defasagens distribuídas consiste num viés para cima do parâmetro estimado da variável defasada e num viés para baixo no parâmetro da variável Y^0/Y .

^{19/} Veja Apêndice 1

A razão S/y diminui o erro devido à inclusão dos lucros retidos na poupança e na renda, mas ainda está superestimada, originando um viés para cima no parâmetro da variável y^0/y , que é subestimada quando y^0 é diferente de y .

A função estimada foi:

$$\frac{S}{y} = 0.39 - 0.040 \frac{y^0}{y} + 0.79 \left\{ \frac{S}{y} \right\}_{-1} \quad R^2 = 0.45$$

(-2.02) (3.59) $dw = 2.49$

O teste de Durbin Watson não é conclusivo ao nível de 5%. O parâmetro estimado da variável pico prévio de renda não é significativo ao nível de 5% porque a variável permanece praticamente constante no período, não podendo desta forma explicar variações de S/y . A correlação simples entre as variáveis independentes é 0.53 e entre y^0/y e S/y é 0.02.

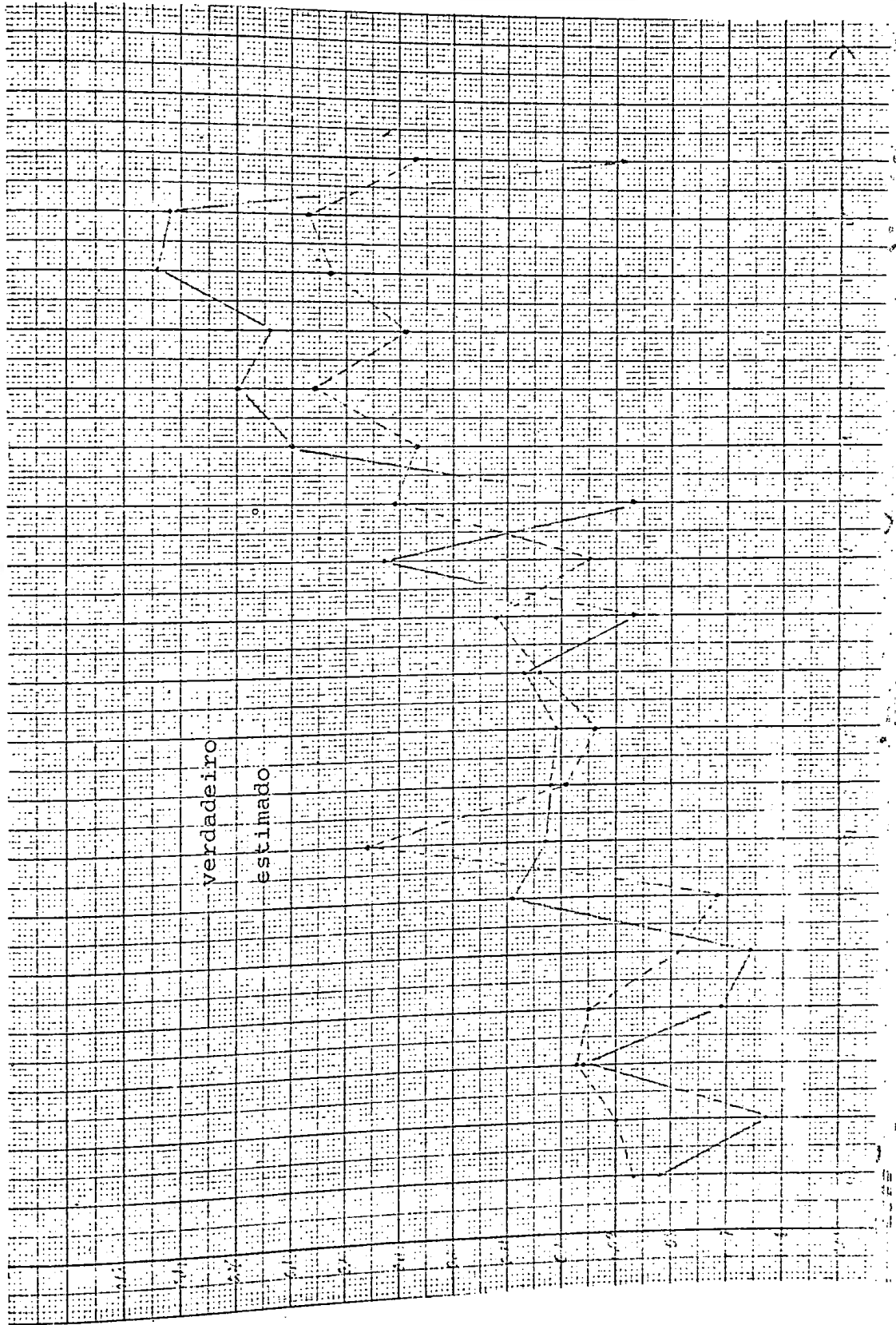
Observemos, que o coeficiente de determinação, quando as variáveis estão sob a forma de razão, é bem menor que aquele encontrado quando existe o efeito tendência.

O gráfico 3.4 mostra que a função ajustada não explica o comportamento da poupança até 1961, mas após este ano a curva ajustada apresenta a mesma tendência que a curva verificada, com exceção de 1965 quando diferem levemente.

A propensão marginal a poupar de curto prazo estimada, quando se considera a média da variável defasada para o período, é 0.48 que é bem superior a verificada nos outros modelos, enquanto que para o longo prazo, na hipótese de que a poupança esteja crescendo a uma taxa constante de 5% e que a relação S/y se mantenha constante, o valor estimado 0.05 é bem inferior aos dos outros modelos. 20/

20/ Michael K. Evans, Macroeconomic Activity: Theory, Forecasting, and Control, ed. Harper e Row, New York, 1969 pag. 70-2. Deduz as propensões marginais a consumir de curto e longo prazo para os modelos analisados.

GRÁFICO 3.4 - Aderência do modelo de renda relativa.



3.4 - Teste da Hipótese da Renda Permanente

Friedman admitiu que a renda permanente para o agregado de série de tempo poderia ser medida como uma média ponderada, geometricamente decrescente, das rendas observadas e que o consumo observado poderia ser considerado como consumo permanente. Por extensão, podemos admitir que a relação também é válida para o caso da poupança 21/.

$$S = k \{ \lambda y + \lambda^2 y_{-1} + \dots \} + u \quad 0 < \lambda < 1$$

Aplicando a transformação sugerida por Koych, temos 22/

$$S = k \lambda y + \lambda S_{-1} + \{ u - \lambda u_{-1} \}$$

O erro de medida da variável S e a persistência dos hábitos dos agentes econômicos tendem a tornar os resíduos u e u_{-1} correlacionados, o que implica na perda de eficiência dos estimadores. O aumento da variância dos estimadores é alimentado pela alta correlação entre as variáveis independentes' (0.92).

Este modelo apresenta viés "distributed lag" uma vez que a poupança defasada e o resíduo estarão correlacionados,

21/ M. Fisher, "Exploration in Savings..." pag.228,31, Analisa as definições de renda e poupança segundo Friedman em relação às definições da sua amostra.

22/ A. Pastore, Resposta da Produção Agrícola..., pag.75,80. Apresenta resumidamente o modelo de Koych, idealizado para aplicação na estimação da função de investimento, mostrando que o coeficiente de reação λ é o complemento a 1 do coeficiente de ajustamento de Nerlove.

e viés de simultaneidade, devido à reversão de causalidade na estimação do parâmetro da renda. Evans afirma que estes vieses agem no sentido contrário, e que portanto tendem a se neutralizar em parte 23/.

As considerações sobre as técnicas econométricas para eliminar o viés de simultaneidade feitas na seção 3.2, são válidas neste caso. O viés de defasagens distribuídas é mais difícil de ser eliminado. A solução que muitas vezes se aplica é diminuir a correlação entre S e S_{-1} e portanto entre u e u_{-1} , tomando-se S_{-1} como uma média aritmética das quatro últimas observações, ou usando-se a razão S/y em lugar do valor absoluto de S .

Da mesma forma que nos modelos precedentes, o erro de medida nas variáveis representa uma fonte de viés cuja magnitude depende da variância do erro, sendo o verdadeiro parâmetro consistentemente subestimado.

A função estimada foi:

$$S = - 44.5 + 0.22 - 0.19 S_{-1} \quad R^2 = 0.85 \\ (3.53) \quad (-0.42) \quad dw = 1.82$$

A utilização de defasagens distribuídas concorre para uma diminuição da auto correlação nos resíduos em relação aos modelos restantes 24/. Isto deve em parte explicar porque o teste de Durbin Watson rejeitou a hipótese de auto correlação nos resíduos ao nível de 5%. Os parâmetros estimados da renda e o coeficiente linear são significativos ao nível de 5%.

23/ M. Evans, Macroeconomic Activity..., pag.53. Afirma que o viés de simultaneidade irá superestimar o parâmetro da renda e subestimar o parâmetro da poupança defasada e que o viés "distributed lag" irá agir em sentido contrário. O sentido do viés "distributed lag" na estimativa do parâmetro da poupança defasada citado por Evans, é contrário ao deduzido por Griliches, veja Apêndice 1.

24/ Zvi Griliches, "A Note on Serial Correlation Bias in Estimates of Distributed lag", Econometrica, vol.29, janeiro 1961, pag.70.

mas o parâmetro da poupança defasada não é significativo ao nível de 5%.

O valor negativo estimado para o parâmetro da poupança defasada possivelmente decorre da instabilidade da estimativa e além disso, como o parâmetro estimado da renda é superior ao encontrado no modelo simples da renda absoluta, é provável que o viés líquido tenha sido no sentido de superestimar o parâmetro da renda e de subestimar o parâmetro da poupança defasada.

A renda explica praticamente toda a variação da poupança (0.829) roubando poder de explicação da poupança defasada cuja estimativa do parâmetro não é significativa ao nível de 5%.

O gráfico 3.5 evidencia que a aderência do modelo aos dados observados é bastante fraca não explicando as variações bruscas ocorridas em 1958 e 1960.

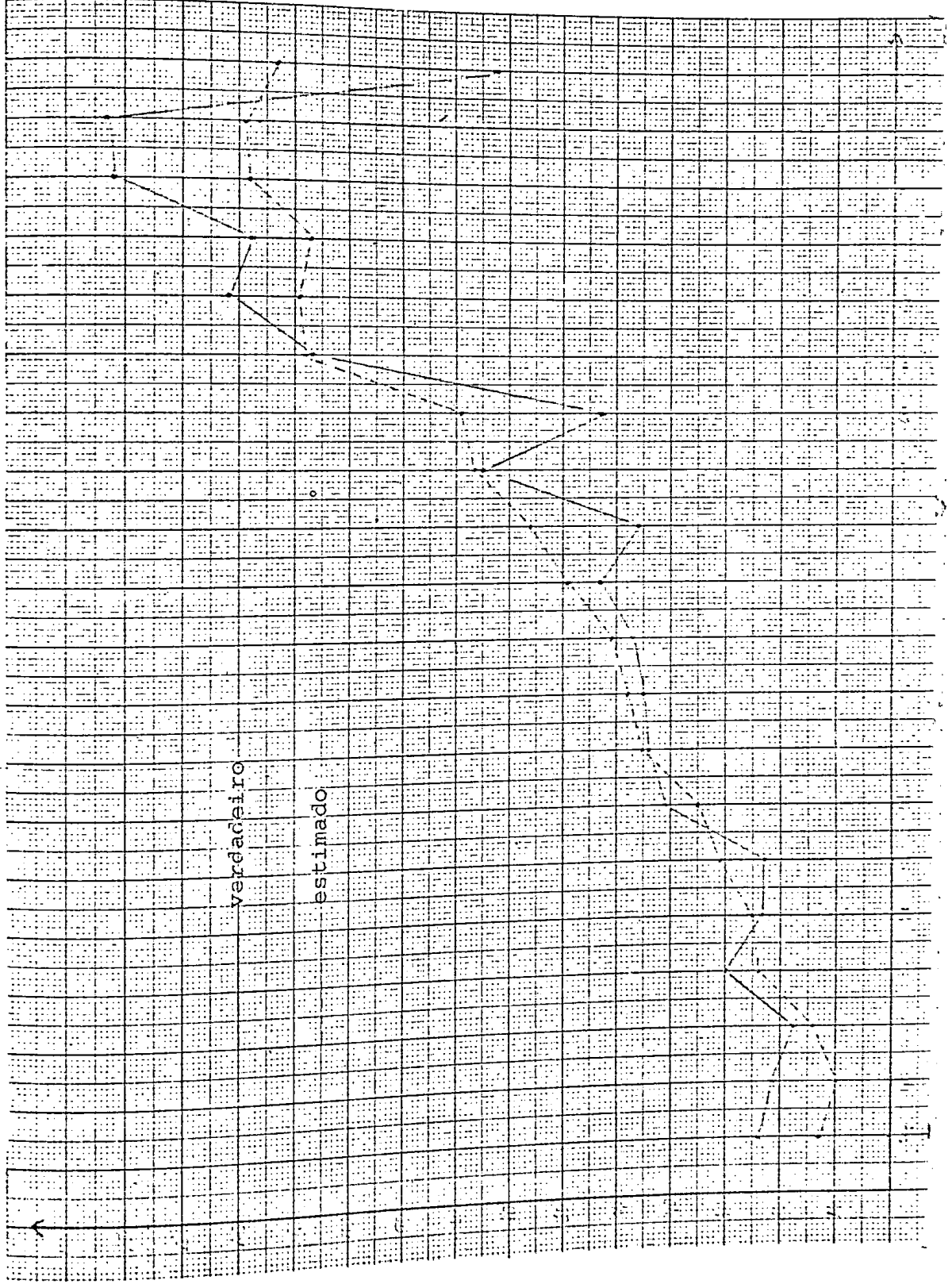
O aparecimento do termo constante pode ser devido ao erro nas variáveis. Caso contrário, a função estimada representaria o modelo proposto por Brown ^{25/} que é incompatível com a constância da relação S/y no longo prazo. A propensão marginal a poupar de longo prazo, estimada no modelo de Brown, na sua posição de que a poupança esteja crescendo a 5%, foi de 0.20, valor bem maior do que aquela estimada no modelo de renda relativa.

Rizzieri, usou renda disponível, consumo defasado e taxa de inflação na estimação da função de consumo para o Brasil ^{26/}. Saliencia que o consumo defasado permite a introdução das hipóteses do efeito hábito persistente e das expectativas futuras quando se utiliza defasagens distribuídas. A propensão marginal a consumir de curto prazo estimada foi 0.63, o parâmetro estimado do consumo defasado não é significativo ao

^{25/} T. M. Brown, "Habit Persistent...", pag.355-371.

^{26/} Juarez Rizzieri, Função Consumo no Brasil, Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo, 1968, pags. 3-25.

GRÁFICO 3.5 - Aderência do modelo de renda permanente.



nível de 5% e o teste de Durbin Watson não é conclusivo ao nível de 5%.

Uma extensão da teoria foi proposta por Mincer ^{27/} para substituir a medida da renda permanente de Friedman. Considerou a poupança como uma relação linear da renda permanente e da renda transitória e concluiu que S/y seria função da relação entre a renda permanente e a renda verificada. Sugeriu como "proxy" desta relação a razão entre população e homem/hora. Esta função porém, não explica o aumento da poupança que decorre da redistribuição da renda numa situação inflacionária. Modigliani ^{28/} sugeriu como "proxy" alternativa a relação entre força de trabalho e emprego. Infelizmente, os dados existentes não permitem que testemos esta extensão da teoria, que remove grande parte dos problemas estatísticos apontados uma vez que é afastado o efeito tendência.

3. 5 - Discussão da Hipótese do Ciclo da Vida

A especificação sugerida por Modigliani na relação {4} do capítulo II, pretende eliminar os problemas estatísticos que a especificação inicial implicaria.

As variáveis sob a forma de razão afastam o efeito tendência eliminando desta forma a maior fonte de multicolinearidade, porém se esperariam coeficientes de determinação bem inferiores aos verificados na utilização de níveis.

Como uma "proxy" da relação entre a renda do trabalho esperada e a renda do trabalho num dado instante, podemos usar a relação proposta por Modigliani entre força de trabalho e emprego.

^{27/} J. Mincer, "Employment and Consumption", Review of Economics and Statistics, vol. 42, pag. 20-26 - Citado por Evans {9};

^{28/} A. Ando e F. Modigliani, "The Life Cycle...", pag. 55-84.

Esta função não é comparável diretamente com as especificações dos modelos apresentados porque usamos renda do trabalho ao invés de renda pessoal disponível e, além disso, a equação é estimada a preços correntes ao invés de preços constantes.

A consistência do modelo pode ser testada comparando-se a propensão marginal a poupar anual estimada a partir de dados anuais e trimestrais.

Finalmente, esta função não considera o fato de que a curto prazo, consumo e poupança (que é adição de riqueza) são mais substitutos do que complementares e que, numa situação inflacionária, é provável que a relação entre riqueza pessoal e renda do trabalho diminua, se uma quantidade grande de riqueza constituir de ativos de valor fixo.

CAPITULO IV

"CROSS-SECTIONS" DE FAMILIAS E PAISES

Este capítulo tem por objetivo indicar como a partir dos dados de "cross-sections" de famílias e países poder-se-iam corrigir as estimativas do capítulo III.

Na seção 4.1 mostramos que os dados de orçamentos familiares existentes não permitem a estimativa dos agregados de renda e poupança pessoal e, indicamos a dificuldade de se estimar uma distribuição de renda per capita. Com os dados existentes, testamos a hipótese de a poupança variar em função da renda absoluta e de outras variáveis, que representam a composição da família e a posição geográfica.

Na seção 4,2, a partir de uma amostra de países, estimamos um padrão de comportamento da poupança que é comparado com o comportamento do Brasil e daí inferimos uma possível medida do viés da propensão marginal a poupar, estimada no capítulo anterior, quando utilizamos a hipótese da renda absoluta. Finalmente, verificamos se a hipótese da poupança forçada é explicativa na amostra de países.

4.1 - "Cross-sections" de orçamentos familiares

4.1.1 Metodologia

Teoricamente, a partir de uma amostra de orçamentos familiares representativa do Brasil, poderíamos estimar os agregados da renda pessoal disponível e da poupança pessoal.

Estimaríamos a renda média de cada classe, utilizando a frequência absoluta da distribuição da renda de cada cidade da amostra como ponderação. Na hipótese de que este estimador não seja viesado, utilizando-se a distribuição de renda para o Brasil, chegamos à renda pessoal agregada.

O estimador da poupança agregada seria a integral do produto da função de poupança pela distribuição de renda e pela população do Brasil. A estimação da função de poupança do Brasil seria feita utilizando-se, ao mesmo tempo tôdas as observações das cidades. Isto significa, implícitamente, que tôdas as cidades da amostra possuem a mesma função de poupança. Entretanto, esta hipótese deve ser testada utilizando-se a análise da variância para verificar se as funções de poupança estimadas para cada cidade provêm do mesmo universo. Se fôr rejeitada, a análise de variância nos permite separar os vários universos para os quais devemos estimar as respectivas funções de poupança.

Conhecendo-se as respectivas distribuições de renda e populações, a soma das integrais do produto das funções pelas distribuições de renda e pelas populações será igual a poupança agregada.

Conhecendo-se os agregados da poupança e da renda pessoal, fãcilmente deduzimos, a partir da renda privada e da poupança privada, os lucros retidos e a variaçãõ de estoques do comércio e da indústria. (na suposiçãõ de que a principal fonte de erro é a não contabilizaçãõ da variaçãõ de estoques do comércio e da indústria).

Desta forma, a existênciã de pesquisas de orçamentos familiares para alguns anos nos permitiria corrigir a sêrie de tempo dos agregados.

Infelizmente, êste caminho não pode ser percorrido porque a "Pesquisa de Orçamentos Familiares" 1961/1963 da FGV não é uma amostra representativa do Brasil, conforme veremos a diante, e sômente está publicada a parte referente ao setor urbano. Além disso, não temos disponível uma função de distribuição de renda adequada, uma vez que o ajustamento realizado pela CEPAL superestima a concentraçãõ de renda nas classes mais

altas ^{1/} e a utilização dos dados primários do Censo nos obriga a usar o ponto médio da classe e sermos arbitrários em relação à última classe de renda. Outrossim, devemos lembrar que a estimativa da distribuição de renda a partir dos dados originais do Censo deverá ser corrigida pela relação entre o número total de indivíduos remunerados da classe e o número total de indivíduos ou famílias da classe de renda para o Brasil.

Conclui-se desta forma, que os dados estatísticos existentes nos impedem de corrigirmos a série de tempo dos agregados de renda e poupança pessoal.

Porém, vamos utilizar os dados das cidades pesquisadas para testar a hipótese da renda absoluta e algumas variáveis que

1/ Escritório CEPAL/ILPES no Brasil, La Distribución del Ingreso en Brasil, mimeografado, 1970.

Este trabalho ajusta, na amostra do censo de 1960 para o Brasil, uma curva log normal na cauda da distribuição e uma curva de Pareto no ramo superior. A comparação dos resultados obtidos com os dados originais do censo de 1960, mostram a superestimação da concentração da renda nas classes mais altas. Podemos observar que apesar do limite superior da segunda classe de renda da CEPAL ser menor do que o limite superior da quarta classe de renda do CENSO, a frequência acumulada daquela é 80% enquanto a do CENSO é 70%.

BRASIL

<u>CEPAL</u>			<u>CENSO</u>		
<u>Classe de renda</u>		<u>% da população</u>	<u>Classe de renda</u>		<u>% da População</u>
0	→ 1826	20.00	0	→ 2100	24.8
1826	→ 5548	60.00	2100	→ 3300	17.1
5548	→ 9136	10.00	3300	→ 4500	13.2
9136	→ 15045	5.00	4500	→ 6000	15.2
15045	→ 47927	4.00	6000	→ 10000	16.7
47927	→ ∞	1.00	10000	→ 20000	9.4
			20000	→ ∞	3.6

representam composição da família e posição geográfica.

4.1.2 - Teste da hipótese da renda absoluta

Preliminares

A utilização da renda como variável explicativa da poupança é acompanhada de algumas hipóteses de comportamento que limitam a especificação a ser testada. Vamos supor que a poupança seja uma função crescente da renda e que a propensão marginal a poupar esteja compreendida entre zero e um, sendo também uma função crescente da renda.^{2/}

O fato de que nas primeiras classes de renda se verifica que poupanças negativas não pode ser explicada pela hipótese da renda absoluta. Como a mesma unidade de consumo não poderia apresentar poupança negativa indefinidamente, dado que a sua capacidade de crédito assim como o montante dos ativos líquidos de sua propriedade são limitados, uma das explicações é que os componentes destas classes sejam descontínuos, se caracterizem por flutuações de renda (devido à mobilidade das ocupações) e mostrem resistência em baixar o padrão de vida alcançado. Além disso, a flutuação nas ocupações tenderia a subestimar a renda na resposta dos inquéritos econômicos.^{3/}

Os orçamentos familiares fornecem algumas informações' sobre a composição da família como idade do chefe A, a taxa de dependência T ^{4/} e instruções do chefe I. Janet Fisher ^{5/} pes-

^{2/} Como os indivíduos somente começam a poupar a partir de um certo nível de renda, esta hipótese implica que a propensão média é sempre menor que a propensão marginal a poupar.

^{3/} Harold Lubell, "Effects of Redistribution of Income on Consumer's Expenditures", American Economic Review, 1947, vol. 37, pgs. 157-70.

^{4/} Relação entre o número de pessoas que não trabalham e o tamanho da família.

^{5/} Janet Fisher, "Income, Spending and Saving Patterns of Consumer Units in Different Age Groups", National Bureau Economic Research, Studies in Income and Wealth, vol. 15, 1962, pgs. 75-102.

quisou o comportamento das unidades de consumo durante o ciclo da vida, concluindo que as famílias jovens fazem grandes compras de bens de consumo duráveis acusando frequentemente poupança negativa, enquanto as famílias velhas já tendo adquirido os bens de consumo duráveis necessários, fazem relativamente poucas compras neste setor. Verificou também, que a renda e a propriedade de ativos líquidos aumenta dos jovens até uma idade média e que depois declina. Dorothy Brady ^{6/} também verificou que a poupança da família é função de variáveis sócio econômicas como tamanho, idade, ocupação e do nível de renda do grupo social que a família participa. Leff ^{7/} verificou que a taxa de dependência é uma variável fundamental para explicar a capacidade de poupar dos países subdesenvolvidos.

A hipótese que vamos testar sobre a instrução do chefe é de que entre as famílias de mesma renda, aquelas cujos chefes têm maior instrução esperam receber maiores rendas no futuro e tendem a poupar menos no presente.

A utilização de variáveis "dummy" facilita o teste das variáveis geográficas. Assim sendo, poderemos verificar o comportamento das cidades com mais de 500 000 habitantes, D_1 ; dos estados da área da Sudene, D_2 ; das cidades dos estados do Rio de Janeiro, São Paulo, Minas Gerais, Guanabara e Espírito Santo, conjuntamente, D_3 ; das capitais dos estados, D_4 e das cidades do estado de São Paulo, D_5 . A hipótese básica é que as famílias que moram nos grandes centros urbanos têm propensão a poupar menor que as das cidades pequenas, porque os veículos de comunicação sendo maiores nas grandes cidades tendem a aumentar o efeito demonstração.

^{6/} D. S. Brady, "Family Saving, 1888-1950", A Study of Saving in the United States, vol. 3, Princeton 1956, pgs. 139-276.
Citado por Ferber {10}.

^{7/} N. H. Leff, "Dependency Rates and Savings Rates", American Economic Review, 1969, vol. 59, pgs. 886-96.

Qualidade dos dados estatísticos

A pesquisa de orçamentos familiares do setor urbano feita pela F.G.V., estabeleceu como primeiro extrato as principais capitais e algumas cidades próximas^{8/}, razão pela qual não deve ser considerada como uma amostra representativa do setor urbano. Em seguida, selecionou-se uma amostra aleatória de domicílios entre aqueles que compunham os setores censitários da amostra econômica de 25% do Censo Demográfico de 1960, usando como variáveis dimensionadoras a renda e a composição familiar. Compõem-se de oito capitais e 12 cidades do interior com períodos de referência respectivamente de 1 de julho de 1961 a 30 de junho de 1962 e de 1 de julho de 1962 a 30 de junho de 1963. Foram realizados 7 309 inquéritos de domicílios que começaram em média seis meses após o término do período de referência e duraram seis meses.

Pesquisa elaborada no IPEA ^{9/} constatou a necessidade de uma série de ajustamentos para que os dados se tornassem consistentes. Na renda corrente constatou-se, a partir de uma sub-amostra de 1/4 dos questionários, que os salários declarados como recebidos durante o ano eram o último salário recebido por ocasião do inquérito, multiplicado por 12 o que superestimava o salário anual. Criou-se então um coeficiente baseado na proporção de declarações corretas e erradas para cada cidade e para cada classe de renda, para a devida correção.

8/ Foram pesquisadas oito capitais: Guanabara, São Paulo, Belo Horizonte, Recife, Fortaleza, Curitiba, Belém e Salvador e doze grupos de cidades do interior nos Estados do Paraná/Santa Catarina, Rio de Janeiro/Espírito Santo, Minas Gerais e São Paulo estratificadas segundo a dimensão da população urbana. A renda familiar anual é estratificada em nove classes de renda em Cr\$ 1 000 da época de referência (até 99, de 100 a 149, de 150 a 249, de 250 a 349, de 350 a 499, de 500 a 799, de 800 a 1 199, de 1 200 a 2 499, de 2500 e mais).

9/ IPEA, Pesquisa de Funções de Demanda - Mimeografado-1970.

Os dados de despesas correntes 10/ do setor urbano, nos itens alimentação, bebidas, fumo, artigos de limpeza de habitação e artigos de cuidado pessoal, foram coletados a preço de mês da resposta do questionário. Utilizaram-se então os deflatores dos Estados, geral e de alimentação, fornecido pelo Departamento Nacional de Salários, para que as respostas se tornassem a preços de dezembro de 1961 e de dezembro de 1962, respectivamente para as capitais e as cidades do interior. O mês médio de resposta para cada cidade foi tomado como a média ponderada das datas de respostas a partir de uma amostra de 1/4 dos questionários.

A única manipulação que fizemos foi deflacionar a despesa e a renda corrente das cidades do interior pelo índice geral do Departamento Nacional de Salários, para que os dados das capitais e das cidades se tornassem comparáveis.

Os gráficos I e II mostram que a forma da função a ser ajustada depende dos valores observados nas classes extremas, principalmente a última classe de renda, a qual se compõe de amostras de um número reduzido de famílias (Veja Apêndice 2.)

Resultados

Os ajustamentos nas funções de poupança dos indivíduos foram bem melhores que o das famílias.

As propensões marginal e média a poupar que decorrem destes ajustamentos são extramamente altas, provavelmente como decorrência de má qualidade dos dados uma vez que o coeficiente de determinação conseguido no ajustamento para a função

10/ O consumo corrente é constituído de produtos não industrializados (carne fresca, pescado fresco, ovos, vegetais frescos, frutas frescas), produtos industrializados (móveis, têxtil, vestuário, material elétrico, minerais não-metálicos, metalurgia, produtos alimentares, bebidas, fumo, diversos) alimentação fora de casa, aluguel, manutenção, serviço de vestuário, serviço do cuidado pessoal, assistência a saúde, recreação, leitura, educação, transporte (urbano, coletivo, próprio, viagens) outras despesas.

de poupança dos indivíduos, 0.79, pode ser considerado como muito bom para dados de cross-section.

A função ajustada para as famílias foi

$$\{1\} \quad \frac{S}{Y} = - 0.85 + 0.16 \log Y \quad R^2 = 0.42$$

(11.3)

dw = 1.56

Na estimação dos parâmetros do modelo, os dados de renda foram colocados em ordem crescente para que pudessemos utilizar a estatística de Durbin Watson. As estimações posteriores que apresentarem esta estatística também sofreram o mesmo tratamento.

Assim sendo, o teste de Durbin Watson rejeita a hipótese de aleatoriedade na distribuição dos resíduos ao nível de 5%, resultado que juntamente com a heterocedasticidade apresentada, compromete a validade do teste t de Student (veja gráfico 4.1).

O gráfico 4.2 mostra que a aderência do modelo é bastante fraca.

Essa especificação, frequentemente utilizada para ajustar dados de "cross-section" de famílias, apresenta em qualquer nível de renda, propensão marginal a poupar maior que a propensão média, uma vez que as famílias somente começam a poupar a partir de um certo nível.

O quadro abaixo mostra as propensões marginal e média para diversos níveis de renda que derivam deste ajustamento, os quais sugerem que uma redistribuição da renda mais igualitária estáticamente implicaria numa diminuição da poupança pessoal agregada.^{11/}

^{11/} Para um exercício estático deste tipo, veja-se Harold Lubell, "Effects...". Roberto Cavalcanti de Albuquerque no artigo "Desenvolvimento Industrial e Distribuição da Renda: A experiência Brasileira", Revista da Secretaria da Fazenda de Pernambuco, 1970., vol.1, nº 1. estimou um modelo simulado de redistribuição de renda e seus efeitos sobre a poupança e o consumo, baseado no trabalho de Lubell e utilizando os dados originais da Pesquisa de Orçamentos Familiares da FGV, para as capitais.

GRÁFICO 4.1 - Dispersão dos dados de renda - poupança das famílias.

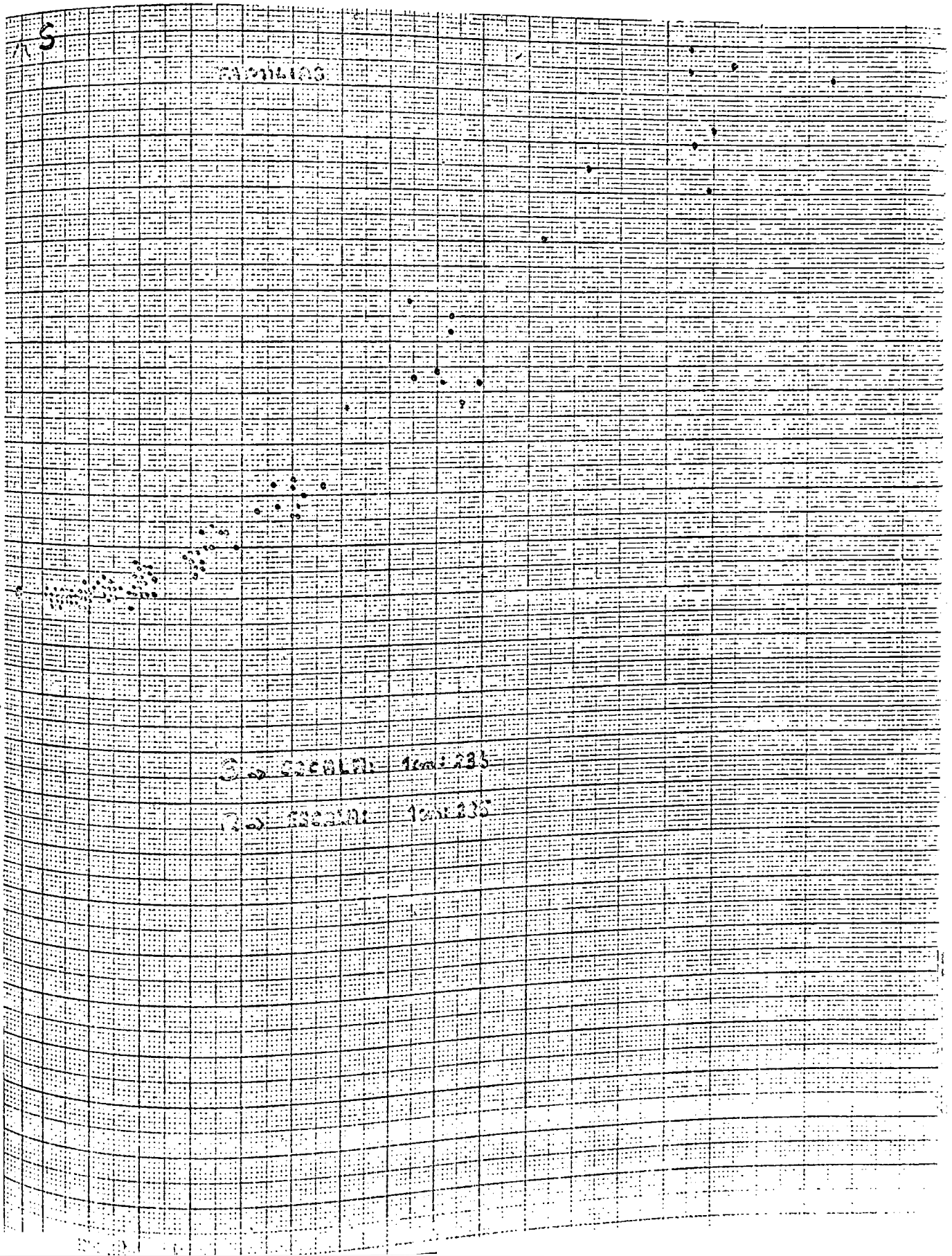
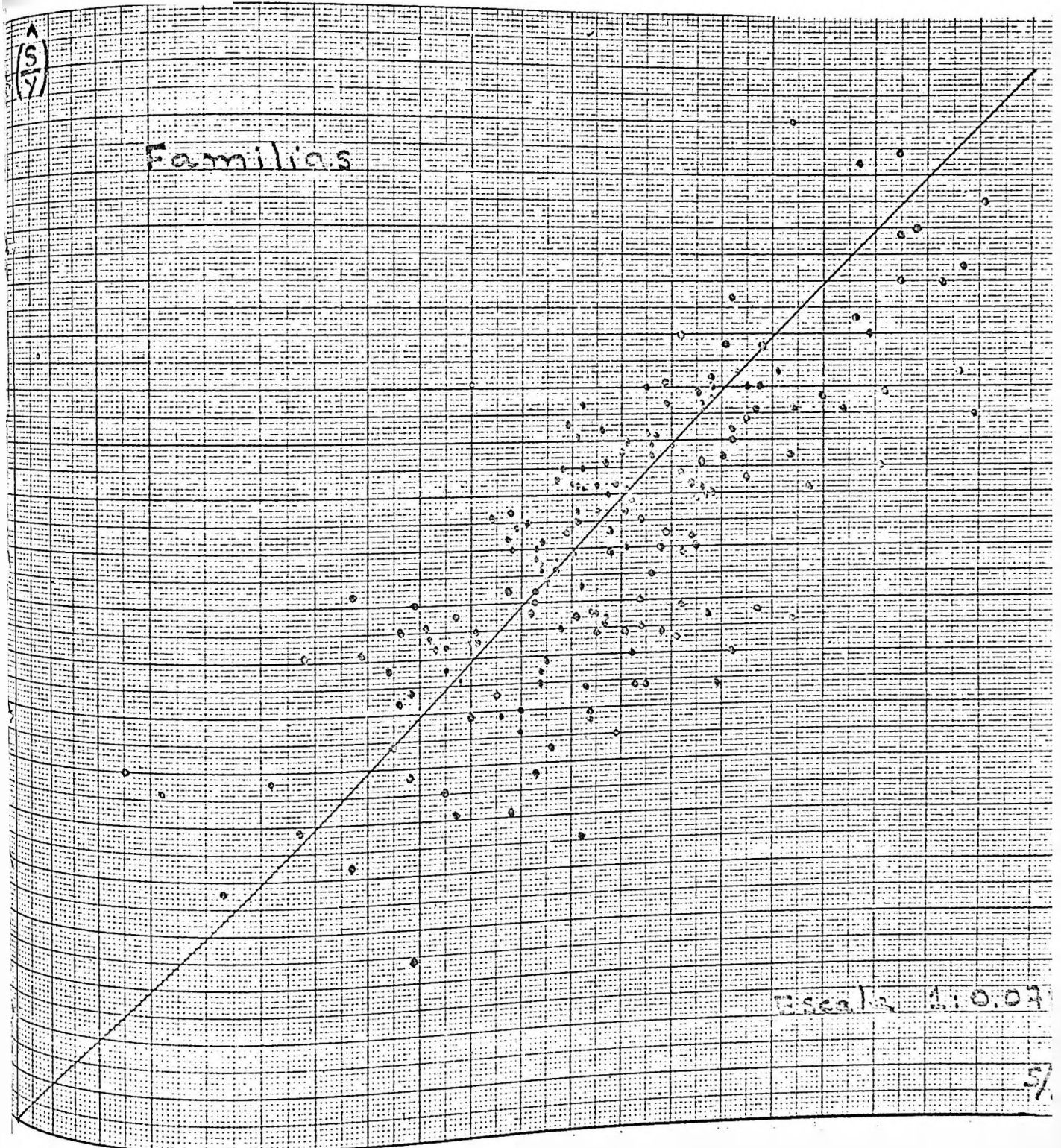


GRÁFICO 4.2 - Aderência dos dados estimados aos observados da propensão média a poupar das famílias.



QUADRO 4.1

Propensão marginal e média a poupar
das famílias para as cidades da
amostra por nível de renda

nível de renda *	propensão média a poupar	propensão marginal a poupar
50	- 0.22	- 0.06
100	- 0.11	- 0.05
200	0.	0.16
300	0.06	0.22
400	0.11	0.27
700	0.20	0.36
1000	0.26	0.42
2000	0.37	0.53
3000	0.43	0.59

* Renda familiar em Cr\$ 1 000 de dezembro de 1961

A curva ajustada para os indivíduos usando a mesma especificação foi

$$\{2\} \frac{S}{Y} = - 0.74 + 0.19 \log Y$$

(10.95)

$$R^2 = 0.41$$

$$dw = 2.30$$

O teste de Durbin Watson indica que os resíduos estão correlacionados negativamente.

Depois de testarmos diversas especificações para a função de poupança dos indivíduos, verificamos que aquela que

melhor se ajustava aos dados também não apresentava autocorrelação nos resíduos.

$$S = - 16.70 + 0.08 y \log y \quad R^2 = 0.79 \\ (25.81) \quad dw = 2.23$$

O gráfico 4.3 mostra que existe problema de heterocedasticidade e o gráfico de aderência 4.4 evidencia que esta forma especificativa se ajusta razoavelmente bem aos dados observados.

O teste das variáveis que representam a composição da família, mostram que o grau de instrução do chefe, I , e a taxa de dependência, T , são variáveis explicativas e que aumentam o poder de explicação da função ajustada.

O ajustamento obtido para os dados de família

$$\{3\} \quad \frac{S}{Y} = - 0.66 + 0.24 \log y - 0.68 T - 0.04 I \quad R^2=0.50 \\ (9.93) \quad (-3.95) \quad (-3.50)$$

mostra que os parâmetros estimados são significativos a 5%. O aumento do parâmetro estimado de $\log y$ pode ter resultado da omissão das variáveis I e T na especificação anterior {2}, uma vez que os sinais estimados destes parâmetros são negativos, e da instabilidade da estimativa decorrente da alta correlação, 0.84, entre $\log y$ e I .

Os sinais estimados dos parâmetros de I e T ^{12/} estão de acordo com a hipótese formulada sobre o comportamento destas variáveis mas, as magnitudes dos parâmetros evidenciam que não existe sentido econômico.

Um teste simples de análise de sensibilidade consiste

^{12/} Malcon Fisher, "Exploration in Savings", pag.246 apresenta os coeficientes estimados da variável composição da família para várias ocupações e grupos de idade. Verificou que a maior parte dos coeficientes estimados são negativos.

GRÁFICO 4.3 - Dispersão dos dados de renda - poupança per capita.

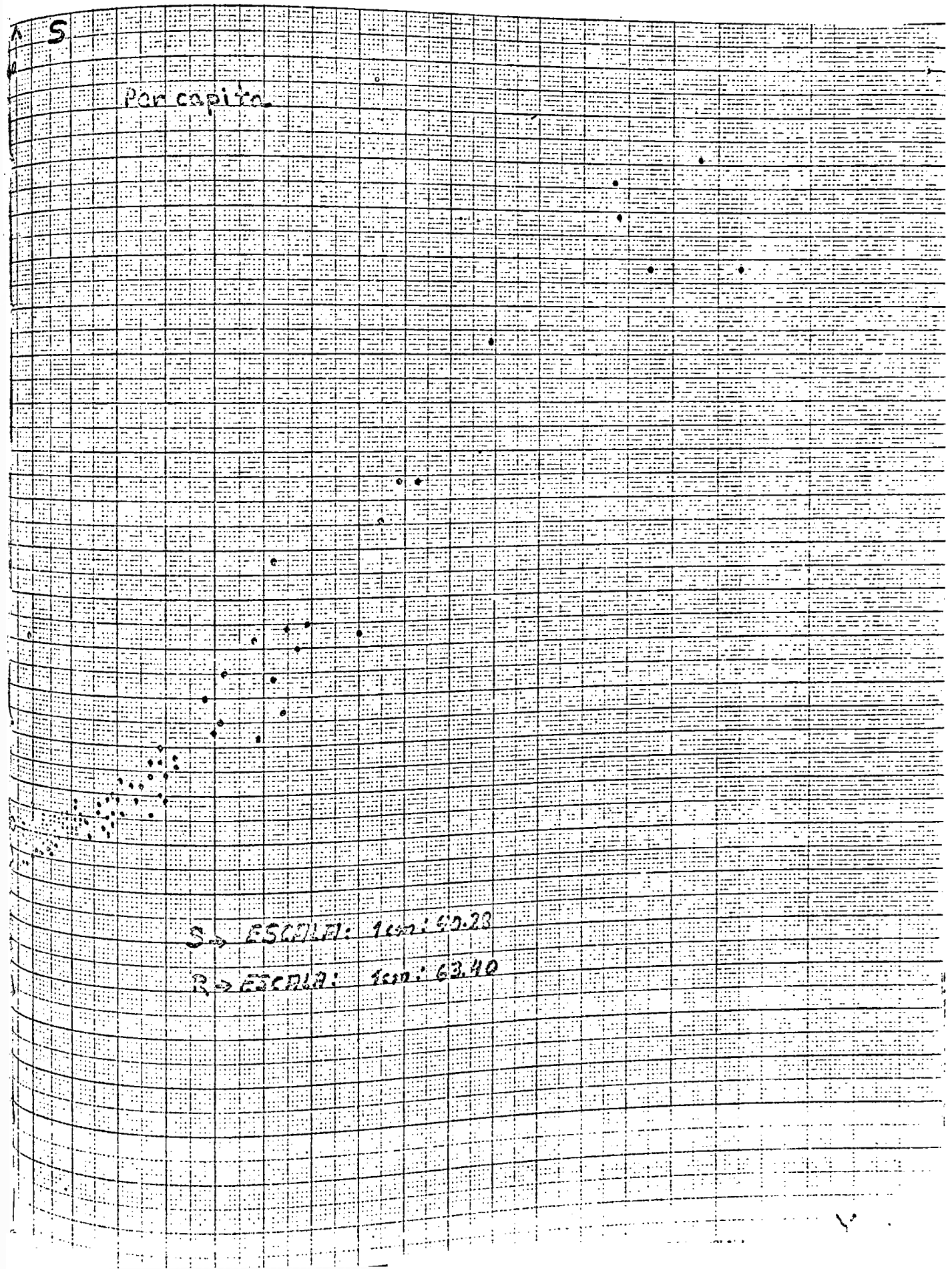
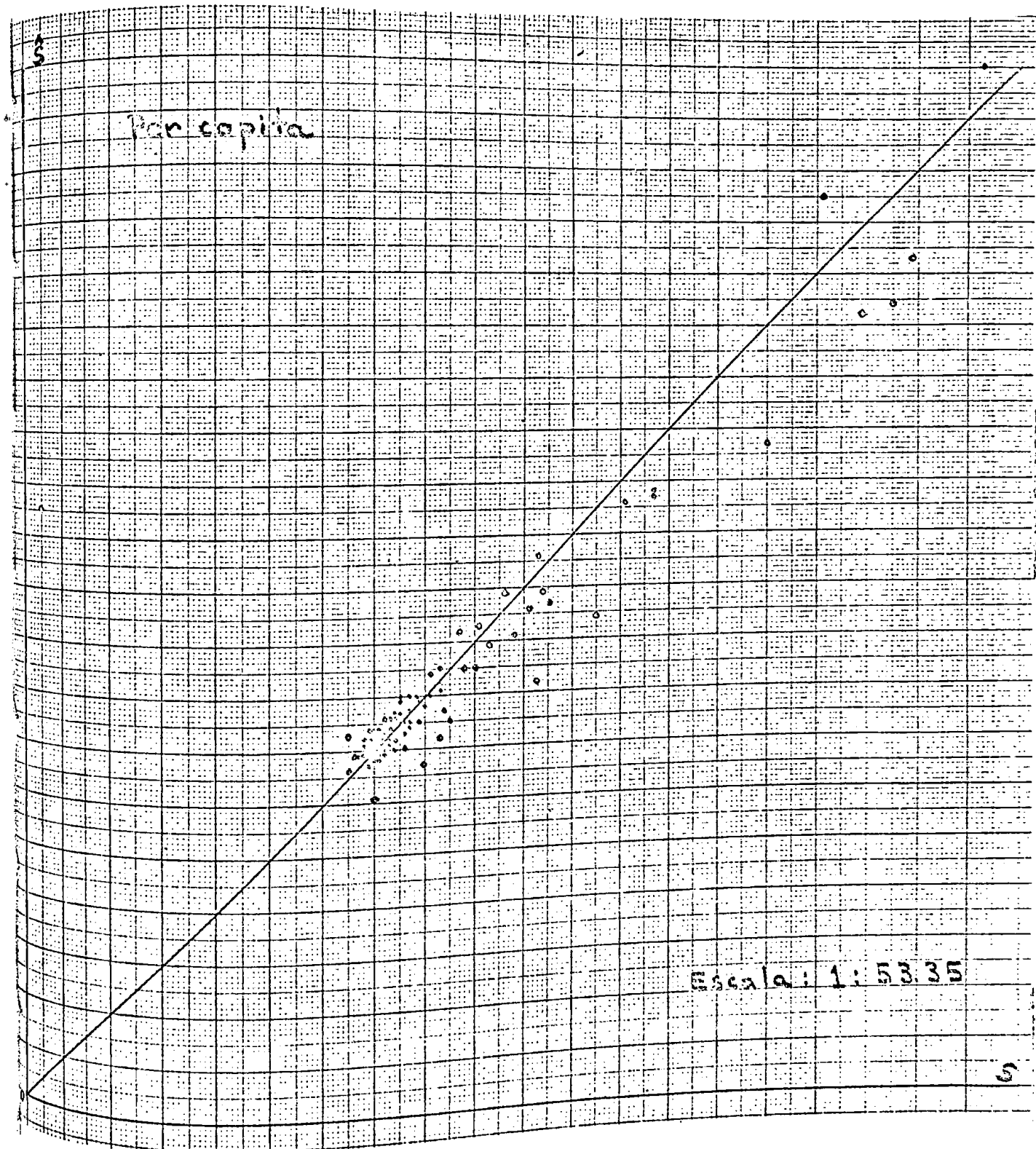


GRÁFICO 4.4 - Aderência dos dados estimados aos observados da poupança per capita.



em tomar as médias destas variáveis na amostra e variar apenas o valor da variável em estudo. Comparando-se as variações decorrentes da variável dependente, podemos verificar se a magnitude do parâmetro estimado tem sentido econômico. Assim sendo, considerando a média dos valores de $\log y$ (5.78) e da taxa de dependência (0.68) fizemos variar os anos de instrução do chefe da família de 2,5 e 9 anos e verificamos que a propensão média a poupar era respectivamente 0.19, 0.07 e - 0.09. Da mesma forma, considerando a média dos anos de instrução do chefe (5.4) e fazendo variar a taxa de dependência de 0.50, 0.65 e 0.80, temos que a propensão média a poupar assume respectivamente os valores 0.16, 0.06 e - 0.04. Esta sensibilidade da propensão a poupar decorrente de variações do grau de instrução e da taxa de dependência nos parece pouco provável sob o aspecto econômico.

A variável idade do chefe A, não acrescenta poder de explicação à função dada em {3}, não sendo significativa a 5%.

$$R^2 = 0.50$$

$$\frac{S}{Y} = - 0.49 + 0.24 \log y - 0.70T - 0.04I - 0.003A$$

(9.35) (-4.02) (-3.32) (-0.85)

Quando na função de poupança dos indivíduos acrescentamos a taxa de dependência T como variável explicativa, estamos supondo que exista uma certa economia de escala à medida que o número de dependentes aumenta. O ajustamento realizado, além de rejeitar esta hipótese mostra que a variável não acrescenta poder de explicação à função ajustada em {2}.

$$S = 17.84 + 0.08y \log y - 50.89T$$

(25.84) (-1.23) $R^2 = 0.79$

A comparação das funções de poupança das cidades com mais de 500 000 habitantes e menos mostra que o comportamento das famílias das grandes e pequenas cidades da amostra não diferem entre si.

$$R^2 = 0.43$$

$$\frac{S}{Y} = - 0.82 + 0.16 \log y - 0.15 D_1 + 0.02 D_1 \log y$$

(9.71) (-0.71) (0.49)

da mesma forma, o comportamento dos indivíduos também não difere.

$$S = 14.45 + 0.08y \log y - 8.17D_1 + 0.005D_1y \log y \quad R^2=0.79$$

(19.64) (-0.76) (-0.80)

uma vez que as variáveis "dummy" não são significativas a 5%.

Em seguida, comparamos o comportamento das famílias e dos indivíduos localizados na área da SUDENE com os das restantes cidades e verificamos que não havia diferença de comportamento, uma vez que os parâmetros das variáveis "dummy" utilizadas não foram significativos a 5%. As estimativas para as famílias e para os indivíduos foram respectivamente:

$$\frac{S}{Y} = -0.85 + 0.16 \log y + 0.10 D_2 - 0.01 D_2 \log y \quad R^2 = 0.42$$

(10.57) (0.41) (-0.33)

$$S = -16.88 + 0.08 y \log y - 5.01 D_2 + 0.02 D_2 y \log y$$

(24.56) (-0.36) (1.50) $R^2 = 0.79$

As cidades da amostra que pertencem à região leste, com exceção de Salvador que foi incluída na área de atuação da SUDENE, também não apresentam comportamento diferente das restantes cidades. Os parâmetros das variáveis "dummy" não são significativos a 5%, tanto na especificação ajustada para as famílias como para os indivíduos, que foram respectivamente:

$$\frac{S}{Y} = -0.65 + 0.14 \log y - 0.29 D_3 + 0.04 D_3 \log y \quad R^2 = 0.44$$

(5.85) (-1.67) (1.26)

$$S = -14.00 + 0.08y \log y - 4.92D_3 - 0.006D_3y \log y \quad R^2 = 0.79$$

(17.76) (-0.51) (-0.93)

Em seguida, verificamos que o comportamento das capitais não diferiam do comportamento das cidades do interior, rejeitando a hipótese de que as capitais devido a sua característica de sede do governo, estariam mais sujeitas ao efeito demonstração do exterior do país e das principais capitais uma vez que reúnem veículos de comunicação mais eficientes para mudanças de atitudes. Os resultados não devem ser considerados conclusivos uma vez que as cidades do interior pesquisadas foram escolhidas nas proximidades das capitais. Os ajustamentos para famílias e os indivíduos foram respectivamente:

$$\frac{S}{Y} = -0.79 + 0.15 \log y - 0.19D_4 + 0.03D_4 \log y \quad R^2 = 0.43$$

(8.34) (-1.06) (0.86)

$$S = -12.56 + 0.08y \log y - 8.08D_4 + 0.009D_4 y \log y \quad R^2 = 0.79$$

(13.94) (-0.84) (1.46)

onde os parâmetros das variáveis "dummies" não são significativos a 5%.

Finalmente, verificamos que o comportamento das famílias das cidades do Estado de São Paulo diferiam das outras cidades da amostra uma vez que as variáveis "dummies" utilizadas para o intercepto e o coeficiente angular apresentam parâmetros significativos a 5%.

$$\frac{S}{Y} = -0.64 + 0.13 \log y - 0.99D_5 + 0.15D_5 \log y \quad R^2 = 0.51$$

(8.71) (5.20) (4.65)

Este ajustamento mostra que as famílias das cidades do Estado de São Paulo possuem propensão marginal a poupar nas primeiras classes de renda bem inferior àquelas apresentadas pelas restantes cidades, enquanto as restantes classes de renda apresentam propensão marginal a poupar bastante maior, sendo a diferença uma função crescente da renda.

QUADRO 4.2

Propensão média e marginal a poupar das famílias para as cidades do Estado de São Paulo e outros Estados por nível de renda

Níveis de renda *	Famílias das cidades do Estado de São Paulo		Famílias das Cidades restantes	
	(1)	(2)	(1)	(2)
50	- 0.54	- 0.26	- 0.13	0.2
100	- 0.35	- 0.07	- 0.04	0.09
200	- 0.15	0.13	0.05	0.18
300	- 0.03	0.25	0.10	0.23
400	0.05	0.33	0.14	0.27
700	0.22	0.51	0.22	0.35
1000	0.30	0.58	0.26	0.39
2000	0.50	0.78	0.35	0.48
3000	0.61	0.89	0.40	0.53

(1) - propensão média a poupar renda pessoal

(2) - propensão marginal a poupar renda pessoal

* - renda corrente anual em cr\$ 1000 de dezembro de 1961

A implicação imediata desta diferença de comportamento é que uma redistribuição estática da renda a favor das classes iniciais, teria uma repercussão na poupança agregada, gerada no Estado de São Paulo, muito mais depressiva do que aquela gerada nas restantes cidades.

Além disso, a diferença nas propensões marginais a poupar das várias classes de renda serve para explicar a diferença de comportamento das propensões médias a poupar entre as cidades do Estado de São Paulo e as cidades

des restantes. De fato, apesar das classes de renda iniciais em São Paulo apresentarem propensão média a poupar inferior a das restantes cidades, a velocidade de crescimento da propensão marginal a poupar é maior, resultando daí, que as últimas classes de renda possuem propensões médias superiores.

A especificação que melhor explica os valores per capita (os quais neutralizam o efeito tamanho família) rejeita qualquer diferença significativa entre o comportamento das cidades de São Paulo e das restantes cidades, uma vez que as variáveis "dummies" utilizadas não são significativas a 5%.

$$S = -16.70 + 0.08y \log y - 8.88D_5 + 0.004 D_5 \log y$$

(20.73) (0.76) (0.57)

$$R^2 = 0.79$$

Desta forma, a curva ajustada na relação {2} explica o comportamento do indivíduos para tôdas as cidades da amostra. Neste ajustamento, a velocidade de crescimento da propensão marginal a poupar é menor que o das famílias porêm, as primeiras classes de renda apresentam propensão marginal e média a poupar extremamente altas. A utilização, para os indivíduos, da mesma especificação utilizada para as famílias aumenta a velocidade de crescimento da propensão marginal a poupar em comparação com {2}, e como consequência o valor da propensão média das últimas classes.

QUADRO 4.3

Propensão média e marginal a poupar dos indivíduos
 para as cidades da amostra por nível de renda

Nível de renda	A		B	
	(1)	(2)	(1)	(2)
50	- 0.02	0.39	0.0	0.19
100	0.20	0.45	0.13	0.33
200	0.34	0.50	0.27	0.46
300	0.40	0.54	0.34	0.54
400	0.44	0.56	0.40	0.58
700	0.51	0.61	0.51	0.70
1000	0.53	0.63	0.58	0.77
2000	0.60	0.69	0.70	0.89
3000	0.63	0.72	0.79	0.98

A - para a estimativa $S = -16.70 + 0.08y \log Y$

B - para a estimativa $\underline{S} = -0.74 + 0.19 \log Y$

(1) - propensão média a poupar renda pessoal

(2) - propensão marginal a poupar renda pessoal

Em virtude da não representatividade da amostra, destes resultados não se pode inferir uma estimativa da propensão marginal e média a poupar da série de tempo dos agregados. Caso a amostra fôsse representativa, poderíamos ponderar as propensões calculadas para os vários níveis de renda pela distribuição da renda, e desta forma ter uma estimativa da propensão

a poupar para o agregado.

4.2 - "Cross-section" de países

É comum a utilização de informações obtidas a partir de uma amostra de países para contornar as dificuldades que resultam da ausência de dados estatísticos adequados para o país em análise. As informações obtidas, quando utilizamos esta técnica, devem ser encaradas com certa reserva uma vez que não existe suporte teórico explícito para esta associação.

Nossa amostra contém 20 países que apresentam a mesma definição para os agregados (veja quadro 4.4)

O teste de "rank correlation" mostrou que o coeficiente de correlação entre a participação dos lucros retidos na renda privada e o nível da renda privada não é significativo a 5%. Tal constatação, rejeita a hipótese frequentemente utilizada em Economia de que nos países mais desenvolvidos as poupanças das empresas são relativamente maiores do que nos países em desenvolvimento. Para facilitar esta constatação, construímos o gráfico 4.5 que evidencia a aleatoriedade na disposição dos pontos observados. De fato, países desenvolvidos como Alemanha, Finlândia, Bélgica e Itália apresentam participação dos lucros retidos na renda privada inferiores a 3%, enquanto outros países desenvolvidos como Japão, Inglaterra e Suíça apresentam mais que o dobro desta participação. As variáveis que explicam esta diferença de comportamento é uma questão em aberto na teoria econômica; acreditamos, porém, que fatores institucionais expliquem parte deste comportamento.

Argumenta-se, muitas vezes, que a propensão média a poupar renda pessoal seja uma função crescente do nível da renda pessoal e que portanto, os países desenvolvidos apresentariam relação poupança renda maior que a dos países subdesenvolvidos. O gráfico 4.6 sugere, realmente, que a grande maioria dos países em desenvolvimento e desenvolvidos apresentam níveis de propensão média a poupar superiores a 10% enquanto os países subdesenvolvidos

HÁBITOS DE POUPANÇA DOS PAÍSES

PAÍSES	RENDA PESSOAL	POUPANÇA PESSOAL	TAXA DE INFLAÇÃO	S. PESSOAL R. PESSOAL	RENDA PRIVADA	POUPANÇA PRIVADA	S. PRIVADA R. PRIVADA	LUCROS RETIDOS	LUCROS RETIDOS RENDA PRIVADA
Coreia	105.90	2.9	164	.03	111.87	8.87	0.0793	5.97	0.053
Colômbia	114.97	10.1	117	.02	121.73	16.96	0.1385	6.76	0.056
Filipinas	145.30	5.4	118	.04	146.34	6.44	0.0440	1.04	0.007
Guatemala	369.30	-	103	.05	359.13	-	-0.0261	29.83	0.075
Haiti	373.90	16.1	107	.04	401.46	43.66	0.1038	27.56	0.069
Chile	407.63	-	231	.04	425.56	-	-0.0013	17.93	0.042
África do Sul	472.13	55.1	110	.12	501.13	84.10	0.1678	29.00	0.058
Venezuela	592.87	27.7	105	.05	607.30	42.13	0.0694	14.43	0.024
Grécia	624.70	91.9	108	.15	632.32	99.52	0.1574	7.62	0.012
Brasil	669.33	127.8	117	.19	714.07	172.54	0.2416	44.74	0.063
Itália	893.60	139.4	114	.16	919.09	164.89	0.1794	25.49	0.028
Áustria	915.70	85.6	112	.09	957.92	127.82	0.1334	42.22	0.044
Finlândia	1 122.10	134.5	121	.12	1 150.33	162.73	0.1415	28.23	0.025
Holanda	1 126.60	161.3	116	.14	1 194.45	229.15	0.1918	67.85	0.057
Inglaterra	1 259.70	88.2	112	.07	1 351.57	180.07	0.1332	91.87	0.068
Alemanha	1 373.10	192.0	109	.14	1 394.35	213.26	0.1529	21.26	0.015
Bélgica	1 458.90	209.4	112	.14	1 488.30	238.80	0.1605	29.40	0.020
Frância	1 506.90	180.8	109	.12	1 583.87	257.77	0.1627	76.97	0.049
Índia	1 750.80	291.5	112	.17	1 872.25	412.95	0.2206	121.45	0.065
Quênia	1 758.10	193.4	115	.11	1 978.81	408.11	0.2062	214.71	0.109
Canadá	1 793.19	165.8	108	.10	1 862.15	249.76	0.1341	62.96	0.034
Austrália	1 940.60	174.4	110	.09	2 077.34	311.14	0.1498	136.74	0.066
N. Zelândia	2 281.20	304.6	111	.13	2 374.46	397.88	0.1676	93.28	0.039
USA	2 534.75	178.4	106	.07	2 668.20	311.87	0.1169	133.47	0.050

FONTES DE DADOS BÁSICOS: National Accounts Statistics - vol. II - 1968 - pgs. 135-38
 Statistical Year Book - 1969 - pgs. 566-67.

(OBS.: 1) A renda pessoal refere-se às famílias e instituições privadas não lucrativas e exclui os impostos diretos e indiretos. Os Países assinalados com * contabilizam as empresas do Governo no Governo Geral; estas observações não foram utilizadas nas regressões a fim de que os dados dos Países fossem compatíveis.
 2) Os valores de renda e de poupança são em US\$ per capita.

GRÁFICO 4.5 - Dispersão da participação do lucro na
renda privada de acôrdo com a renda
privada per capita dos países.

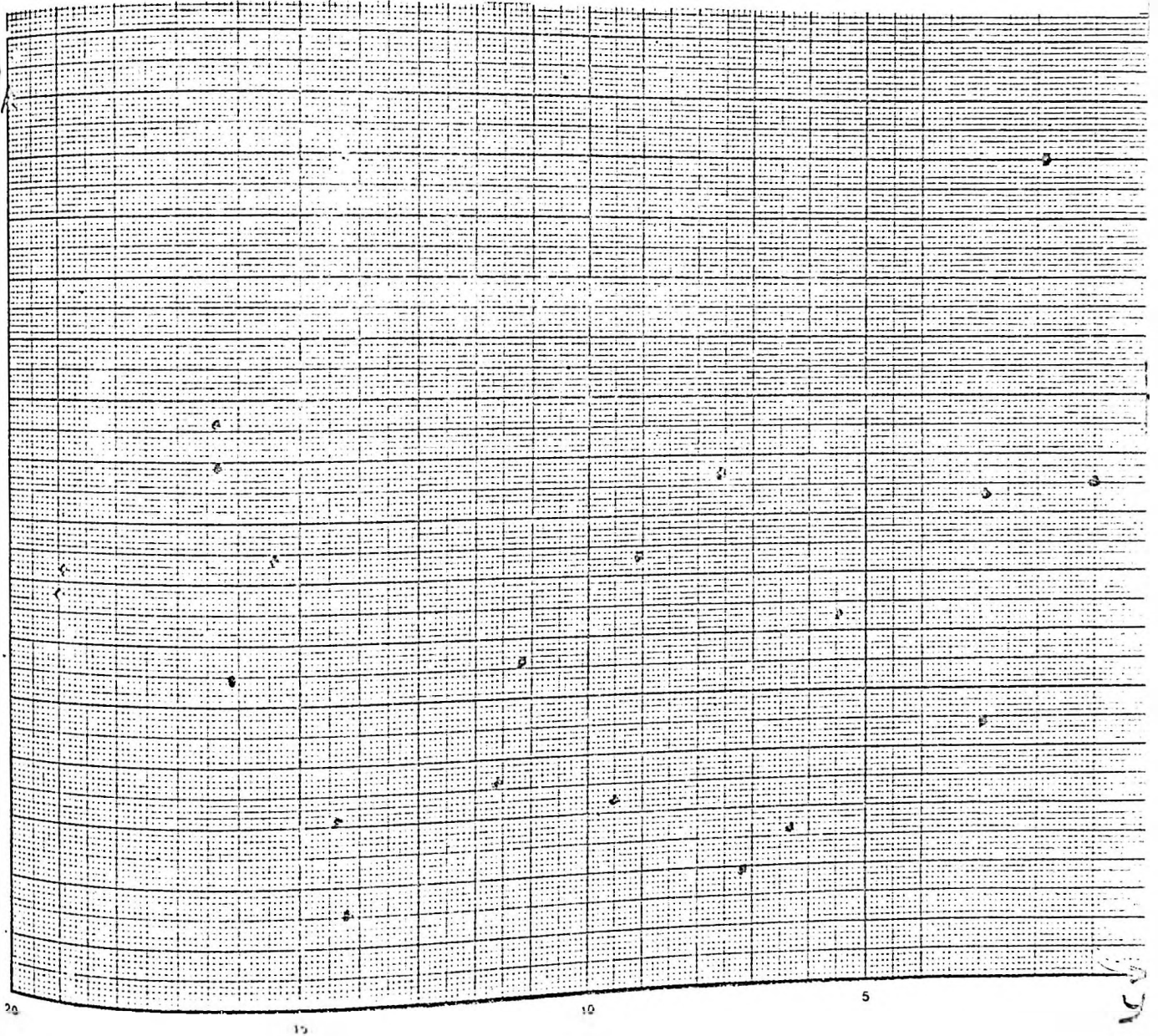
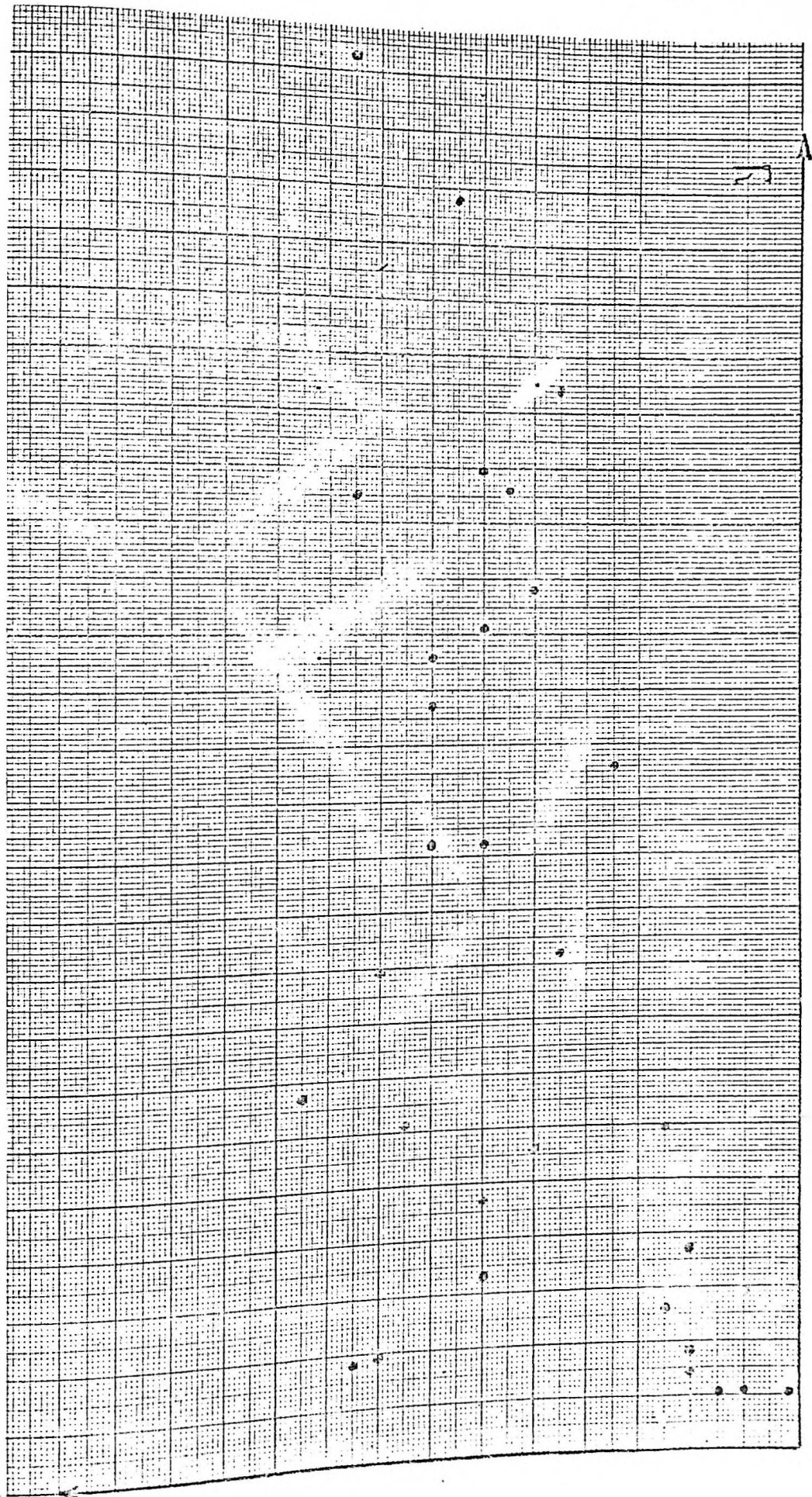


GRÁFICO 4.6 - Dispersão da propensão média a poupar de acordo com a renda pessoal per capita dos países.



09/55

difícilmente chegam a 5%. Porém, não há qualquer tendência que evidencie um comportamento semelhante àquele apresentado pelos dados de poupança e renda pessoal dos orçamentos familiares.

O comportamento das poupanças dos países da amostra em relação à renda pessoal evidenciá uma tendência linear, gráfico 4.7, o que sugere a existência de um padrão de comportamento internacional em torno do qual os países se apresentam.

Testando-se a hipótese da renda absoluta para os dados de poupança privada, S' , e renda privada, y' , encontramos alto coeficiente de determinação, 0.89, e verificamos que a hipótese de auto correlação nos resíduos era rejeitada ao nível de 5%.

$$S' = -40.27 + 0.19 y' \quad R^2 = 0.89$$

(12.37)

dw = 2.00

É interessante observar, que a propensão marginal a poupar estimada para o padrão internacional é igual àquela estimada no capítulo III em {1}, que não é uma estimativa justa de vido aos problemas estatísticos já comentados.

Podemos supor que a propensão marginal a poupar renda pessoal estimado na amostra de países, também fosse igual àquela que se estimaria para o Brasil, se existissem informações sobre lucros retidos das empresas. Nesta hipótese, a propensão marginal a poupar estimada para os países seria igual a estimativa viesada da propensão marginal a poupar renda pessoal do Brasil (devido a omissão das variáveis explicativas da variação de estoques que não é contabilizada).

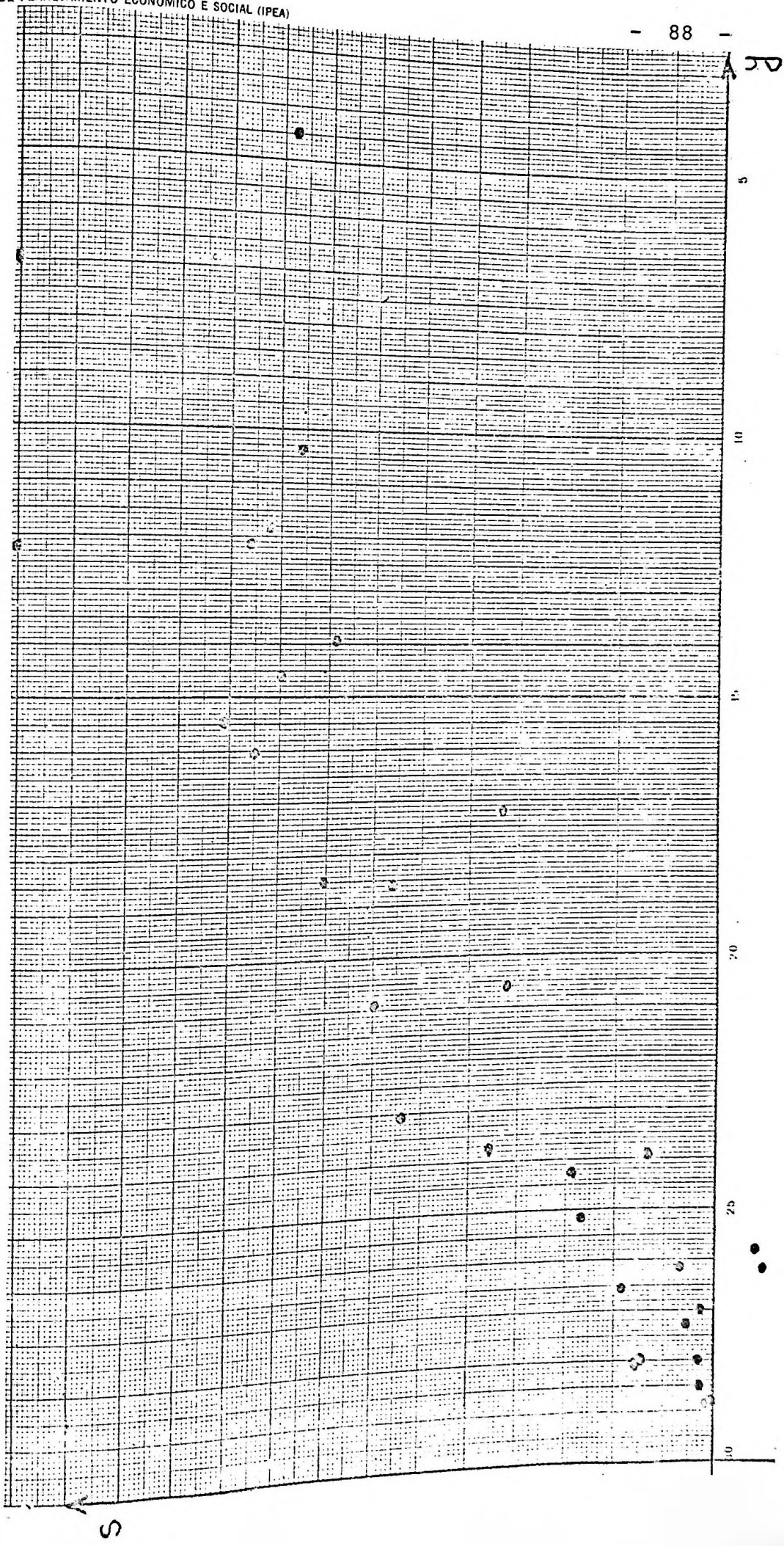
A função ajustada apresenta coeficiente de determinação 0.65 e rejeita a hipótese de auto correlação nos resíduos ao nível 5%:

$$S = -3.19 + 0.12 Y \quad R^2 = 0.65$$

(5.85)

dw = 2.00

GRÁFICO 4.7 - Dispersão dos dados de poupança - renda pessoal dos países.



Finalmente, constatamos que a hipótese da poupança forçada não explica o comportamento da poupança pessoal na amostra de países. O parâmetro estimado da taxa de inflação é negativo e não significativo ao nível de 5%, concordando com a hipótese formulada pelos economistas mais ortodoxos de que uma inflação prolongada acaba por se incorporar às expectativas dos assalariados, os quais passam a exigir aumentos salariais acima da taxa de inflação verificada. Em seguida, argumentam que como a classe dos assalariados apresenta propensão marginal a consumir maior que a da classe capitalista, a poupança pessoal agregada tenderia a diminuir.

$$S = 62.56 + 0.11 y - 0.49 \frac{\Delta p}{p} \quad R^2 = 0.68$$

(5.27) (-1.11) dw = 1.98

A diminuição do parâmetro estimado da renda em relação ao parâmetro estimado no modelo simples, mostra que a taxa de inflação não era uma variável explicativa omitida naquele modelo.

APENDICE 1

Viês de defasagens distribuídas

Vamos deduzir o viês "distributed lag" nas situações em que o verdadeiro modelo não apresenta os resíduos serialmente correlacionados e naquelas em que os resíduos estão correlacionados.^{1/}

1 - Resíduos não serialmente correlacionados

Dado o verdadeiro modelo

$$\{1\} \quad S_t^* = \beta y_t^* + e_t$$

$$\text{onde } E \{e_t, e_{t-1}\} = 0$$

e S^* é a poupança permanente

y^* é a renda permanente

consideramos y^* como uma média ponderada, geometricamente decrescente, das rendas absolutas verificadas y , e, seguindo Friedman, tomemos S^* como sendo igual a poupança absoluta verificada S .

$$\{2\} \quad y_t^* = \{1 - \alpha\} \{S_{t-1} + \alpha S_{t-2} + \dots\}$$

^{1/} Zvi Griliches, "A Note on Serial Correlation Bias in Estimates of Distributed Lags", Econometrica, vol.29, Janeiro 1961, pags 65-73.

Substituindo {2} em {1}, defasando de uma unidade e subtraindo membro a membro temos a equação transformada do verdadeiro modelo

$$S_t = \{1 - \alpha\} \beta Y_{t-1} + \alpha S_{t-1} + e_t - \alpha e_{t-1}$$

que apresenta auto correlação negativa dos resíduos.

Utilizando-se o método dos mínimos quadrados podemos estimar os parâmetros do modelo acima

$$S_t = \{1 - c\} b Y_{t-1} + c S_{t-1} + u_t$$

A esperança matemática do estimador c foi deduzida por Griliches

$$E \{c\} = \alpha - \alpha E \{ b e_{t-1} S_{t-1} \cdot Y_t \}$$

$$\text{supondo que } E \{ e_{t-1} Y_t \} = 0$$

concluimos que

$$E \{c\} = \alpha \left\{ 1 - \frac{\sigma^2}{\sigma^2_{S_{t-1} \cdot Y_t}} \right\} \text{ onde } \sigma^2_{S_{t-1} \cdot Y_t} = \sigma^2_{S_{t-1}} \{1 - r^2_{S_{t-1} Y_t}\}$$

Portanto, o verdadeiro parâmetro será consistentemente subestimado

2 - Resíduos serialmente correlacionados

2.1 - "Pure serial correlation" - $E\{e_t\} = 0$

Dado o modelo

$$S_t = \beta y_t + \alpha S_{t-1} + e_t$$

$$\text{onde } e_t = \rho e_{t-1} + W_t$$

e, ρ é o coeficiente de auto correlação nos resíduos e, W_t não é seriamente correlacionado

temos, que o verdadeiro modelo será

$$S_t = \beta y_t + \alpha S_{t-1} + \rho e_{t-1} + W_t$$

Omitindo a contribuição de e_{t-1} , vamos estimar o modelo

$$S_t = b y_t + C S_{t-1} + u_t$$

Griliches, mostra que a esperança matemática do estimado C é dada pela relação

$$E\{C\} = \alpha + \rho E \left[\frac{b e_{t-1} S_{t-1} \cdot Y_t}{e_{t-1} S_{t-1} \cdot Y_t} \right]$$

onde $b e_{t-1} S_{t-1} \cdot Y_t$ é o coeficiente de S_{t-1} na regressão de S_t sobre e_{t-1} e Y_t

Supondo-se que $E \{e_{t-1} y_t\} = 0$

temos que

$$\{3\} \quad E \{C\} = \alpha + \rho \quad E \left[\frac{b_{e_{t-1} S_{t-1}}}{1 - r_{S_{t-1}^2} y_t} \right] = \frac{\frac{E \{e_{t-1} S_{t-1}\}}{E \{S_{t-1}^2\}}}{1 - r_{S_{t-1}^2} y_t} \quad \rho + \alpha$$

Por outro lado, podemos escrever S_t como uma função da média ponderada das rendas e resíduos anteriores

$$\{4\} \quad S_t = \sum_{i=0}^{\infty} \beta \alpha^i y_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i e_{t-1}$$

Dado que, $E \{ey\} = 0$ e $E \{e_t e_{t-i}\} = \rho^i \sigma^2$,

Multiplicando ambos os termos de {4} por e_t e aplicando o operador esperança, temos:

$$\{5\} \quad E \{e_t S_t\} = \sigma^2 \frac{1}{1 - \alpha \rho}$$

Substituindo {5} em {3} e subtraindo α de ambos os membros, temos finalmente

$$E \{C - \alpha\} = \rho \frac{1}{1 - \alpha \rho} \frac{\sigma^2}{S_{t-1}^2 \{1 - r_{S_{t-1}^2} y_t\}}$$

que é a medida do viés assintótico.

Como o coeficiente de ajustamento α é menor do que um, concluimos que quando $\rho > 0$ o estimador C superestima α , e quando $\rho < 0$ o estimador C subestima o verdadeiro parâmetro α . O valor absoluto do viés aumenta a medida que α , ρ e $r_{S_{t-1} Y_t}^2$ se aproximam de um (ou de menos um, para α e ρ)

Portanto, quando o verdadeiro modelo apresenta auto-correlação positiva nos resíduos e se verifica o caso de "pure serial correlation" a estimativa de Evans ("Macroeconomic ..."- pag. 53) é correta

2.2 - Omissão de variáveis - $E\{z y\} \neq 0$

Dado o verdadeiro modelo

$$S_t = \beta Y_t + \alpha S_{t-1} + \delta z_t + e_t$$

Suponhamos, que o modelo estimado mais o resíduo seja

$$S_t = b Y_t + C S_{t-1} + u_t$$

onde a variável z está no resíduo u .

Neste caso, a esperança matemática do estimador C , conforme deduzido por Griliches, será

$$E\{C\} = \alpha + \delta b z_t S_{t-1} Y_t$$

e portanto $E\{C-\alpha\} = \delta b_{z_t S_{t-1}} \cdot Y$

onde $b_{z_t S_{t-1}} \cdot Y_t$ é o coeficiente de S_{t-1} na regressão auxiliar de z_t sobre S_{t-1} e Y_t .

Assim sendo, a magnitude do viés depende do tamanho do parâmetro da variável omitida e da correlação entre a variável omitida e a variável defasada. O sinal vai depender dos sinais de ρ e $b_{z_t S_{t-1}} \cdot Y_t$

Neste caso, o viés para cima apontado por Evans acontecerá quando e somente quando ρ e b forem do mesmo sinal.

A P E N D I C E 2

DADOS ESTATÍSTICOS

NÚMERO DE FAMÍLIAS (ORÇ. FAMILIARES) POR CLASSE DE RENDA

CID/DIS:	GR.	T	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Rio de Janeiro		762	24	29	103	104	143	156	100	82	16
São Paulo		671	6	13	89	104	165	137	75	61	21
Belo Horizonte		503	31	23	104	84	94	78	41	45	8
Curitiba		493	10	28	79	83	80	100	52	46	10
Salvador		538	41	56	143	85	89	90	43	32	4
Recife		515	33	67	133	96	75	55	26	22	3
Fortaleza		610	62	87	157	101	80	68	27	24	4
Belém		483	16	39	122	73	92	87	28	19	2
<u>SOMA</u>		4 625	228	347	935	740	303	771	397	331	63
<u>INTERIOR</u>											
Rio - Espírito Santo	A	234	6	7	15	24	43	82	62	31	14
	B	175	5	5	16	13	20	46	29	32	9
	C	130	4	13	27	20	19	35	26	29	7
<u>SOMA</u>		639	15	25	58	57	82	163	117	92	30
São Paulo	A	293	2	5	8	19	46	82	62	60	9
	B	120	5	2	20	30	46	39	16	13	4
	C	131	6	7	31	31	36	35	23	12	-
<u>SOMA</u>		654	13	14	59	80	128	156	101	90	13
Minas Gerais	A	239	12	10	51	42	55	73	33	22	4
	B	120	9	8	26	26	34	47	13	12	5
	C	239	17	13	53	50	42	39	14	10	1
<u>SOMA</u>		721	38	31	130	113	131	159	60	44	10
Paraná - Santa Catarina	A	310	-	1	15	25	47	64	63	67	28
	B	130	2	2	13	16	26	55	30	25	11
	C	130	4	5	24	14	47	39	24	15	8
<u>SOMA</u>		670	6	8	52	55	120	158	117	107	47
<u>TOTAL</u>		7 309	300	425	1 234	1 050	1 269	1 407	792	664	163

CIDADES	CLASSES DE RENDA									MÉDIA
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
Belém	67.4	116.9	176.1	263.2	371.2	560.0	857.7	1 352.0	3 999.2	389.7
Fortaleza	65.6	116.5	184.7	261.8	385.1	586.3	963.2	1 606.9	3 837.3	361.1
Salvador	60.7	116.0	182.7	281.5	386.2	588.0	875.6	1 440.2	2 548.5	416.1
Guanabara	57.1	115.6	183.1	277.1	380.4	571.0	870.2	1 462.8	4 114.8	616.3
São Paulo	65.1	109.8	193.9	270.1	378.8	571.8	863.7	1 439.0	4 691.4	654.4
Curitiba	63.9	117.9	186.2	267.0	336.4	594.4	910.8	1 439.5	3 951.6	579.3
Belo Horizonte	64.5	113.8	182.7	271.0	365.4	548.9	872.0	1 494.4	3 862.5	505.7
Recife	62.6	122.3	184.7	267.5	380.5	553.5	865.4	1 413.5	2 357.7	350.5
Minas Gerais										
A	45.0	87.5	127.4	170.4	249.8	373.3	547.5	937.8	3 834.6	365.1
B	33.0	75.1	131.0	171.5	264.9	382.8	633.8	1 099.9	2 107.0	376.3
C	36.2	65.8	120.8	156.1	232.8	379.0	501.8	892.6	5 643.1	258.7
Paraná/Santa Catarina										
A	-	31.5	117.0	150.2	193.0	337.0	458.4	837.0	2 124.2	583.6
B	42.5	65.8	113.4	154.8	202.2	325.9	545.0	900.4	1 741.5	274.2
C	40.3	81.4	117.8	151.7	246.5	375.4	522.9	1 068.0	2 943.4	465.9
PJ/Espírito Santo										
A	28.2	77.7	112.4	148.9	231.7	380.9	549.2	964.8	2 266.2	503.0
B	40.6	73.7	117.2	173.6	263.0	374.3	566.9	1 032.3	2 363.5	560.9
C	46.2	65.7	125.8	176.8	223.8	339.1	573.1	922.5	2 300.5	464.4
São Paulo										
A	28.6	92.6	157.7	219.4	269.3	393.1	648.5	1 055.9	2 418.2	601.8
B	19.9	90.8	140.0	176.9	266.0	427.0	616.9	1 303.5	3 206.9	466.2
C	33.0	89.2	139.3	223.1	236.1	425.4	676.5	1 222.0	-	367.4

Fonte de dados Básicos: "Pesquisa de Funções de Demanda" IPEA, 1970 - Base: dezembro de 1961.

Cidades	CLASSES DE RENDA									MÉDIA
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
Belém	67.8	142.2	162.8	215.9	277.9	426.5	695.5	923.6	1 812.2	303.8
Fortaleza	63.1	134.2	184.9	270.1	366.3	511.6	752.5	1 093.4	1 370.1	307.5
Salvador	63.0	143.1	193.4	299.0	367.5	560.0	731.5	1 072.7	1 566.4	378.4
Suarabara	77.7	147.3	192.7	300.1	372.3	539.4	730.3	1 035.2	1 603.1	497.6
São Paulo	95.8	149.9	222.6	329.7	341.4	527.0	753.7	1 052.2	2 250.0	526.2
Curitiba	102.6	137.1	188.6	263.6	314.1	449.4	741.8	925.9	2 051.2	436.4
Belo Horizonte	64.3	137.4	174.6	263.7	338.4	456.5	772.1	1 030.6	1 749.5	402.0
Recife	63.4	106.6	169.8	205.1	310.6	330.3	641.6	876.5	1 137.9	262.9
Minas Gerais										
A	41.8	83.6	119.9	171.5	236.9	352.4	525.7	698.2	1 255.0	302.0
B	34.7	83.8	121.6	174.1	253.2	346.5	432.1	371.0	727.0	299.0
C	46.6	80.6	120.8	173.0	232.2	363.9	529.7	684.8	3 762.4	280.5
Pernambuco/Santa Catarina										
A	-	59.6	99.3	163.4	195.3	283.2	420.7	644.5	1 113.4	429.9
B	26.4	84.9	84.7	131.8	202.9	253.0	338.1	604.7	877.1	329.5
C	32.2	92.7	120.1	173.3	220.8	318.7	507.4	770.8	1 274.3	348.4
RJ/Espírito Santo										
A	33.7	87.8	97.0	178.3	242.3	358.9	500.1	642.1	1 227.4	403.1
B	34.6	90.5	83.5	149.9	198.9	332.7	474.3	733.7	1 081.7	400.9
C	55.5	92.3	106.1	145.1	264.8	307.9	501.7	731.6	1 318.3	377.4
São Paulo										
A	22.2	105.3	148.7	221.5	297.8	405.0	565.0	753.4	1 514.4	500.9
B	63.9	82.4	149.5	190.4	259.3	420.3	635.2	780.0	1 192.5	369.3
C	79.7	99.5	123.7	199.1	225.5	371.7	506.1	818.0	-	297.0

Fonte dos Dados Básicos: "Pesquisa de Funções de Demanda" IPEA, 1970 - Base: dezembro de 1961.

BIBLIOGRAFIA

- { 1} Albuquerque, Roberto Cavalcanti, "Desenvolvimento Industrial e Distribuição da Renda : A Experiência Brasileira", Revista da Secretaria da Fazenda de Pernambuco, 1970, vol. 1.
- { 2} Ackley, Gardner, Macroeconomic Theory, Mac Millan Co., 1961, cap. X, XI, XII.
- { 3} Brady, D.S. e Friedman, Rose, "Savings and The Income Distribution", National Bureau of Economic Research, Studies in Income and Wealth, New York, 1947, vol. 10.
- { 4} Brown, T.M., "Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior", Econometrica, 1952, vol.120.
- { 5} Chenery, Hollis B. e Strout, Alan M., "Foreign Assistance and Economic Development", American Economic Review, 1966, vol. 56.
- { 6} CEPAL/ILPES no Brasil, La Distribucion del Ingreso en Brasil, mimeografado, 1970.
- { 7} Duesenberry, J.S., Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior, Cambridge, Harvard University Press, 1949.
- { 8} Duesenberry, J.S., Eckstein, O. e Fronm, G., "A Simulation of the United States Economy in ' Recession", Econometrica, 1960, vol. 28.
- { 9} Evans, Michael K., Macroeconomic Activity : Theory, Forecasting and Control, ed. Harper e Row, New York, 1969. Cap. II, III.
- {10} Ferber, Robert, "Research on Household Behavior", Surveys of Economic Theory, American Economic Association, vol. 3, cap. XII.

- {11} Friedman, Milton, A Theory of the Consumption Function, National Bureau of Economic Research, Princeton, 1957.
- {12} Fisher, Malcom R., "Exploration in Savings Behaviour", Bulletin of the Oxford University, Institute of Statistics, 1956, vol. 18, nº 3.
- {13} Fisher, Janet A., "Income, Spending and Saving Patterns of Consumer Units in Different Age Groups", Studies in Income and Wealth, 1962, vol. 15.
- {14} Fundação Getúlio Vargas, Pesquisa de Orçamentos Familiares, 1961-1963.
- {15} Fundação Getúlio Vargas, "Novas Estimativas das Contas Nacionais", Conjuntura Econômica, 1969, outubro.
- {16} Fishlow, Albert, Projections and Policies for the Plano Trienal, mimeografado, IPEA.
- {17} Griliches, Zvi, "A Note on Serial Correlation Bias in Estimates of Distributed Lag", Econometrica, 1961, vol. 29.
- {18} Hamburger, William, "The Relation of Consumption to Wealth and the Wage Rate", Econometrica, 1955, vol. 23.
- {19} IPEA, Bases Macroeconômicas do Plano Decenal, mimeografado, 1966.
- {20} IPEA, Pesquisa de Funções de Demanda, mimeografado, 1970.
- {21} Johnston, J., Econometric Methods, ed. Mac Graw - Hill, 1963.

- {22} Kerstenetzky, Isaac, "A Economia Brasileira e suas Perspectivas", APECÃO, julho, 1968.
- {23} Kinnon, R.Mc, "Foreign Exchange Constraints in Economic Development and Efficient Aid Allocation", Economic Journal, 1964, vol. 74.
- {24} Klein, L.R., "Assets, Debts, and Economic Behavior", National Bureau of Economic Research, Studies in Income and Wealth, New York, 1951, vol. 14.
- {25} Klein, L.R. e Goldberger, A.S., An Econometric Model of the United States, 1929-1952, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 3ª ed., 1969.
- {26} Leff, N.H., "Dependency Rates and Savings Rates", American Economic Review, 1969, vol. 59.
- {27} Lubell, Harold, "Effects of Redistribution of Income on Consumer's Expenditures", American Economic Review, 1947, vol. 37.
- {28} Modigliani, F. e Brumberg R., "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data", Post Keynesian Economics, ed. Kurihara.
- {29} Modigliani, F. e Ando, A., "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", American Economic Review, 1963, vol. 53.
- {30} Modigliani, Franco e Ando, Albert, "The Permanent Income and the Life Cycle, Hypotheses of Saving Behavior, Comparisons and Tests", Proceedings of the Conference on Consumption and Saving.

- {31} Mayer, T., "The Propensity to Consume Permanent Income", American Economic Review, 1966, vol.56.
- {32} Montello, Jessé e outros, "Análise Econométrica da Função Consumo", Revista Brasileira de Economia, 1968, março.
- {33} Monteiro, Jorge V. e Smolka, Martin O., Projeções Macroeconômicas para 1970/1975, mimeografado, Convênio PUC/IPEA, 1971.
- {34} Pigou, A.C., "The Classical Stationary State", Economic Journal, 1943, vol. 53.
- {35} Pastore, Affonso Celso, A Resposta da Produção Agrícola aos Preços no Brasil, Universidade de São Paulo, 1969, cap. II.
- {36} Rizzieri, Juarez, Função Consumo no Brasil, Instituto de Pesquisas Econômicas, USP, São Paulo, 1968.
- {37} Simonsen, Mario Henrique, Brasil 2001, APEC, 1969, cap. VI.
- {38} Schultz, Theodore W., "Investment in Human Capital", American Economic Review, 1961, vol. 51.
- {39} Tobin, James, "Relative Income, Absolute Income, and Savings", Money, Trade and Economic Growth, New York, Macmillan Co., 1951.