

# **DEMANDA DE MOEDA E TAXA ESPERADA DE INFLAÇÃO: UM ESTUDO EMPÍRICO DE ARGENTINA, BRASIL, CHILE E EUA.**

**Adroaldo Moura da Silva\***

## **I. Introdução**

Neste trabalho desenvolvemos e estimamos um modelo de demanda de moeda para Argentina, Brasil, Chile e EUA. A importância que a demanda de moeda desempenha nas representações da economia em termos de grandes agregados é muito conhecida e por si só poderia justificar a tarefa aqui empreendida.

Acreditamos, contudo, poder ir um pouco além e justificar o trabalho em função do interesse mostrado por alguns economistas pela reformulação da Teoria Quantitativa de Moeda devida a Friedman. Um dos mais importantes aspectos desta reformulação reside no problema da estabilidade da demanda de moeda, ou seja, no problema de mostrar que a demanda de moeda, no agregado, é uma função estável de um pequeno número de variáveis, particularmente, de preços, do produto real e da taxa de juros. É claro que esta questão, a da estabilidade, pode ser abordada de diferentes maneiras, como por exemplo através de comparações com outras relações de comportamento, a exemplo da função consumo. Mas pode-se abordá-la através da estimação da demanda de moeda em diferentes contextos, a fim de se verificar o quão estável é a regularidade empírica

---

\* O autor é doutor em Economia pela Universidade de Chicago e Professor no Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo.

que ela guarda com as variáveis que a determinam. Este último será o caminho aqui seguido.

Mais ainda, a importância desta estabilidade deriva do fato de que ela nos permite fazer inferências sobre o comportamento de renda nominal da economia, dada a política monetária. É nisso que consiste a essência do enfoque monetarista aos problemas de política de estabilização de curto prazo. Em particular, em casos de **grandes flutuações** no nível da renda nominal, a teoria quantitativa pode então ser **aproximadamente** interpretada como uma teoria de inflação. O “aproximadamente” entra na sentença anterior em função da hipótese empírica de que nestes casos o produto real é uma magnitude relativamente estável; pelo menos, mais estável que o índice geral de preços. Contudo, devo acrescentar de imediato que **rigorosamente** pouco ou nada se pode dizer com a ajuda da Teoria Quantitativa no que diz respeito à decomposição dos movimentos da renda nominal em movimentos de produto real e preços, principalmente quando se trata de **pequenos movimentos** na renda nominal. E nesse ponto consiste a grande limitação das Teorias Macroeconômicas em geral e não só da Teoria Quantitativa.

Nosso trabalho é dividido de tal forma que na seção II apresentamos um modelo de demanda de moeda inspirado na versão da Teoria Quantitativa devida a Friedman. Na seção III discute-se o problema da estimação de algumas variáveis não observáveis necessárias à estimação do modelo. Em particular, usamos um método baseado na teoria estatística de previsão ótima para estimar os níveis esperados do índice geral de preços, da taxa esperada de inflação e da renda permanente. Na seção seguinte, a IV, são abordados os principais determinantes da taxa nominal de juros, com particular referência à taxa esperada de inflação, para que se calcule então a chamada taxa esperada real de juros à la Wicksell. A seguir, de posse destas estimativas, na seção V apresentamos os resultados da estimação do modelo, assim como também discutimos as implicações de nossos resultados quanto à taxa de inflação e ao imposto inflacionário.

Finalmente, antes de passarmos ao trabalho propriamente, convém informar ao leitor que este trabalho é um sumário de minha dissertação de doutoramento. [1]

## II. O Modelo

Aqui, ao desenvolvermos o modelo desta seção, seguiremos de perto o procedimento criado por Friedman ao longo desta última década e meia [9] [12]. Moeda é aqui interpretada fundamentalmente como um ativo gerador de serviços, pecuniários ou não-pecuniários, de onde decorre sua importância e inter-relação com a teoria do capital. Desta forma, a exemplo do que ocorre com qualquer outro bem da mesma categoria, a especificação da função demanda de moeda, dados os gostos e preferências do público, depende de dois conjuntos de considerações: de um lado, da escala de oportunidades aberta àqueles que demandam moeda, ou seja, da restrição orçamentária e, de outro, das condições de transformação que eles enfrentam no mercado, ou seja, preços e retornos da moeda e de outros ativos alternativos.

Quanto à restrição orçamentária, admitimos que as unidades econômicas se preocupam primariamente com a alocação de sua riqueza total — capital físico e humano — entre vários tipos de ativos. Entretanto, por questões de conveniência empírica e desde que a cada estoque de riqueza está associado um dado fluxo de renda, aqui tomaremos a renda permanente, conforme definição de Friedman [10], como aquele montante de recursos que condiciona a ação dos agentes econômicos.

Com relação às condições de transformação, também por conveniência empírica, nos restringiremos a três tipos de ativos: títulos, ações e bens físicos. Estes ativos geram individualmente um fluxo de renda, o qual pode ser representado pela taxa nominal de juros no caso de títulos, pela taxa real de juros no caso das ações e pelo retorno nominal na forma de depreciação ou apreciação de valor dos bens físicos<sup>(1)</sup>, em relação à moeda.

Admitiremos, além do mais, que moeda gera seu retorno somente na forma de conveniência, segurança, etc., ou seja, não gera retornos pecuniários e que unidades econômicas se preocupam tão somente com o comando real mantido por seu estoque de moeda em relação a bens e serviços. Desta forma,

---

(1) Isto claramente envolve uma simplificação no que respeita à existência de retornos não pecuniários ou não, quanto a risco, etc.. Para maiores detalhes veja Friedman [9].

trazemos o nível geral de preços para representar aquele retorno em termos reais.

À luz destas considerações, podemos representar a função demanda de moeda da seguinte maneira:

$$\text{II.1} \quad m^d = \frac{M}{e \cdot p} = f(y^p, r, i, p^e)$$

onde  $M$  é o estoque nominal da moeda;  $p^e$  é o nível esperado do índice geral de preços;  $m^d$  é o estoque real desejado de moeda;  $y^p$  é a renda permanente (funcionando como "proxy" para o conceito amplo de riqueza);  $i$  é a taxa nominal esperada de juros;  $r$  é a taxa real de juros; e  $p^e$  é a taxa esperada de inflação, ou seja, a taxa correspondente à depreciação da moeda em termos de bens, tal como o esperam as unidades econômicas.

É interessante notar que, exceto por  $y^p$ , os argumentos de II.1 têm a dimensão de uma taxa de juros. Na verdade, sob certas condições<sup>(2)</sup>, estas taxas são interdependentes. Pode-se mesmo, nesses termos, expressar  $i$  em função de  $r$  e  $p^e$ , o que nos permitiria exprimir (II.1) ou em termos de  $i$  ou em termos de  $r$  e  $p^e$ . Isto implicaria, contudo, na impossibilidade de se diferenciar o grau de substituição entre moeda e títulos, de um lado, do grau de substituição entre moeda e bens físicos, por exemplo, de outro. A este ponto voltaremos oportunamente.

Note também que todas as variáveis em II.1 se referem a valores que se espera venham a se realizar no futuro, o que sem dúvida, impõe uma severa dificuldade à implementação empírica da relação em estudo. Aqui, com o fito de estabelecer uma ponte entre valores desejados e observados, admitiremos que o estoque real observado de moeda pode ser decomposto em dois componentes não observáveis. De um lado, teremos o componente de longo prazo dado por  $m^d$  no qual mudanças

---

(2) Abaixo, na seção IV, apontaremos as condições necessárias para validar esta relação.

dependem de variáveis com certo grau de previsibilidade — veja equação II.1 acima — e, de outro, o componente de curto prazo,  $m^u$ , no qual mudanças dependem de variáveis não previsíveis, tais como mudanças no estoque de moeda devido a ações das autoridades monetárias, ou devido à existência de renda transitória, etc..

Dentre os fatores que causam mudanças em  $m^u$ , cumpre destacar o papel da renda transitória. Segundo Friedman [12], é através da renda transitória que se explicam em larga medida as discrepâncias entre estoques atual e desejado de moeda; na verdade, admite-se que uma proporção da renda transitória é absorvida por variações no estoque real de moeda. Desta forma, pode-se explicar, em conformidade com esta interpretação, toda discrepância de curto prazo entre estoques desejados e atuais de moeda, salvo por um erro, a partir do componente transitório da renda e pela taxa à qual as unidades econômicas se ajustam para alcançar o seu nível desejado de liquidez real.

Evocando a interdependência entre a taxa de juros nominal e a taxa esperada de inflação, o raciocínio acima nos permite escrever o modelo completo em sua forma linear do seguinte modo:

$$\text{II.1} \quad m_t^d = \alpha_0 y_p + \alpha_1 p_t + \alpha_2 r_t$$

$$\text{II.2} \quad \Delta m_t = \Delta m_t^d + \Delta m_t^u$$

$$\text{II.3} \quad \Delta m_t^u = \beta_0 y_{T_t} + \beta_1 (m_t - m_t^d) + e_t$$

onde  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \beta_0$  e  $\beta_1$  são parâmetros a ser estimados,  $m_t$  o

estoque real de moeda,  $e_t$  uma variável aleatória serialmente independente de média zero e variância constante e  $\Delta$  é o operador, tal que  $m_t - m_{t-1} = \Delta m_t$ . Pela manipulação algébrica de (2), (1') e (3), obtém-se

$$\begin{aligned}
 \text{II.4} \quad m_t - \frac{1}{1 - \beta_1} m_{t-1} &= \alpha_0 \left[ y_p - \frac{1}{1 - \beta_1} y_{p,t-1} \right] + \\
 & a_1 \left[ p_t^e - \frac{1}{1 + B_1} p_{t-1}^e \right] + \alpha_2 \left[ r_t - \frac{1}{1 - \beta_1} r_{t-1} \right] + \\
 & \frac{\beta_0}{1 - \beta_1} y_{T_t} + e_t
 \end{aligned}$$

que é a forma na qual o modelo será estimado abaixo.

Na estimação, a priori se estabelecem as seguintes restrições sobre o valor dos coeficientes:

1.  $\alpha_0$  — o coeficiente da renda permanente, como é bem conhecido, deve ser positivo;

2.  $\alpha_1$  — o coeficiente de  $p^e$  deve ser negativo; este coeficiente representa o grau de substituição entre bens físicos e moeda; quanto maior for a taxa à qual as pessoas esperam que moeda se deprecie, em termos de bens e serviços, menor será a quantidade demandada de moeda.

3.  $\alpha_2$  — o coeficiente de taxa real de juros deve ser negativo; quanto maior  $r$ , maior será o grau em que as unidades econômicas estarão dispostas a substituir moeda por ativos cujos retornos são independentes da taxa esperada de inflação. No caso do Brasil, um bom exemplo é dado pelo ativos financeiros cujo retorno é vinculado à correção monetária.

Como referido acima, a taxa nominal de juros não aparece explicitamente em II.4, devido ao fato de não ser independente

de  $p^e$ . Contudo, esta omissão pode deturpar a interpretação dada aos coeficientes  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  acima. Por exemplo, se a taxa nominal de juros é, do ponto de vista empírico, o argumento relevante na função demanda de moeda ao invés de  $r$  e  $p^e$  e se existe uma relação estável entre  $i$ , de um lado e  $r$  e  $p^e$ , de outro, então segue-se que  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  estariam capturado os efeitos da substituição entre moeda e títulos e

não os mencionados acima. Mais especificamente, na medida em que os dois componentes de  $i$  tenham o mesmo efeito sobre  $m^d$ , é de se esperar que os valores estimados de  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  sejam aproximadamente iguais, o que, por seu turno, implica que a substituição relevante do ponto de vista empírico se faz entre a moeda e títulos, como o sugeriu originalmente Keynes, e não entre moeda, de um lado, e títulos, ações e bens físicos, de outro, conforme a sugestão de Friedman. Este é um ponto de particular importância quando se estudam os mecanismos pelos quais moeda afeta o sistema econômico no curto prazo.

4.  $\beta_0$  — o coeficiente da renda transitória, como indicado acima, deve ser positivo mas se espera que seja menor que o coeficiente de renda permanente,  $\alpha_0$ ; se os coeficientes fossem iguais, a decomposição da renda em dois componentes, segundo o sugerido por Friedman, seria irrelevante para explicar as variações no estoque desejado de moeda, reforçando a hipótese de que o motivo transacional é o dominante na demanda por moeda.

5.  $\beta_1$  — o coeficiente de ajustamento deve ser positivo e menor que 1 (um), indicando a velocidade à qual o estoque real desejado de moeda é aproximado pelo estoque atual. É claro que a simples observação de II.4 acima indica que, antes de passarmos a sua estimação propriamente dita, devemos discutir a estimação das variáveis não observáveis  $y_p$ ,  $y_T$ ,  $p^e$  e  $r$ , tarefa à qual voltaremos agora.

### III. OBTENÇÃO DAS ESTIMATIVAS DE $y_p$ , $y_r$ , $p^e$ e $\dot{p}^e$

A fim de obtermos estimativas de  $y_p$ ,  $y_r$ ,  $p^e$  e  $\dot{p}^e$ , prosseguiremos de acordo com a teoria estatística da previsão ótima, o que, conforme sugestão de Nerlove [23] e Carvalho [5], nos conduzirá aproximadamente à Teoria das Expectativas Racionais de Muth [21]. Utilizaremos mais especificamente os métodos desenvolvidos por Box e Jenkins [3] para o tratamento estatístico de séries temporais.

A hipótese básica de trabalho é a de que os agentes econômicos baseiam suas expectativas acerca do comportamento futuro de uma variável econômica qualquer somente em fun-

ção do comportamento por ela exibido no passado. O problema, portanto, consiste em se identificar e estimar os componentes sistemáticos contidos nas observações passadas da variável da qual se deseja obter projeções futuras.

Heuristicamente, o método aqui utilizado pode ser entendido da seguinte forma: dada a variável  $Z_t$ , o problema se configura em encontrar um filtro, um operador tal que, se aplicado a  $Z_t$ , gere uma série "a" que seja serialmente independente com média zero e variância constante.

Para se obter tal filtro, procede-se da seguinte forma:

1. Primeiro se estuda se a série em questão é não-estacionária<sup>(3)</sup>. Se não estacionária, a série  $Z_t$  é então transformada de tal forma a se eliminar a não-estacionariedade, para que se obtenha uma outra série,  $W_t$ , a qual, exceto por algum componente seasonal, é estacionária. Isto é atingido com a seguinte transformação:

$$(1-B)^d Z_t = W_t, \text{ onde } B^j Z_t = Z_t - Z_{t-j}$$

"d" é o grau de diferenciação, ou seja, se

$$d = 1, \text{ então } W_t = Z_t - Z_{t-1}$$

2. Em seguida, se  $W_t$  ainda apresenta um componente seasonal, este é eliminado pela transformação de  $W_t$  para a obtenção de uma outra série  $D_t$ , através da seguinte operação:

$$\frac{(1 - \Upsilon B^s)}{(1 - \Theta B^s)} W_t = D_t, \text{ onde } \Upsilon \text{ e } \Theta \text{ são os parâmetros que}$$

captam a seasonalidade de  $W_t$ . "s" será igual a 12 se as observações de  $W_t$  forem mensais e igual a 4, se trimestrais.

3. Em terceiro lugar, estuda-se  $D_t$  com o fito de se identificar a existência ou não de um componente auto-regressivo. Se presente, então este componente auto-regressivo é elimina-

---

(3) Uma série é dita estacionária (a weakly stationary process) quando sua média for independente do índice temporal  $t$  ( $\pm t = 1, 2, 3, \dots$ ) e sua covariância for dependente somente da defasagem (lag) envolvida e não do valor absoluto do índice temporal  $t$ .

do de  $D_t$  para se obter uma outra série,  $C_t$ , através da seguinte operação:

$$\Phi(B) D_t = C_t, \text{ onde } \Phi(B) = [1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \dots - \Phi_v B^v]$$

é um polinômio de grau "v" e estacionário. Por exemplo, se  $v=2$ , então  $(1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2)$

4. Em quarto lugar, estuda-se a série  $C_t$ , com o fito de nela identificar um componente do tipo "moving-average". Constatada sua presença, tal componente é eliminado de  $C_t$  para se obter uma série " $a_t$ " que seja serialmente independente com média zero e variância constante, mediante a operação seguinte:

$$\frac{1}{\Theta(B)} C_t = a_t, \text{ onde } \Theta(B) = [1 - \Theta_1 B - \Theta_2 B^2 - \dots - \Theta_q B^q]$$

é um polinômio de grau "q" e passível de inversão.

Coletando os termos acima, podemos então representar o modelo da seguinte forma:

$$\text{III.I. } (1-B)^d (1-\gamma B^u) \Phi(B) Z_t = \Theta(B) [1 - \Theta B^q] a_t \quad \text{ou}$$

$$\pi(B) Z_t = a_t$$

$$\text{onde } \pi(B) = \frac{\Phi(B)}{\Theta(B)} \frac{1-\gamma B^u}{1-\Theta B^q} (1-B)^d$$

que, em sua expressão mais ampla, é o modelo desenvolvido por Box e Jenkins.

\* Note que  $\pi(B)$  "extrai" de  $Z_t$  toda informação sistemática contida em seu passado, necessária à obtenção de estimativas dos valores futuros de  $Z_t$ .

Desta forma, identificados "d", "u" e "q", estimam-se os parâmetros  $\gamma$ ,  $\Theta$ ,  $\Phi_i (i = 1, 2, 3, \dots, v)$  e  $\Theta_i (i = 1, 2, 3, \dots, q)$ , o que então nos permitirá obter os valores esperados de  $Z_t$ . A fim de melhor ilustrar a técnica aqui utilizada, discutiremos o modelo estimado para o índice de preços por atacado da Argentina, cujos resultados aparecem na Tabela 1.

No processo de identificação o seguinte resultado foi obtido:

$$\begin{aligned}d &= 2 \\q &= 2 \\v &= 0 \\T &= \Theta = 0\end{aligned}$$

desta forma, o modelo a ser estimado é dado por

$$(1 - B)^2 P_t = (1 - \Theta_1 B - \Theta_2 B^2) a_t$$

onde  $P_t$  é o logaritmo natural do índice de preços por atacado para a Argentina. Então podemos escrever o modelo para a taxa de inflação como:

$$\text{III.2.} \quad (1 - B) P_t = (1 - \Theta_1 B - \Theta_2 B^2) a_t \text{ ou}$$

$$\dot{P}_t = \sum \pi_j \dot{P}_{t-j} + a_t, \text{ onde}$$

$$\pi_1 = 1 - \Theta_1$$

$$\pi_2 = (1 - \Theta_1) \Theta_1 - \Theta_2$$

$$j \geq 3$$

$$\pi_j = \Theta_1 \pi_{j-1} + \Theta_2 \pi_{j-2}$$

e os  $\pi_j$  ( $j = 1, 2, 3, \dots$ ) são calculados pela equalização dos coeficientes em

$$(1 - B) = (1 - \Theta_1 B - \Theta_2 B^2) (1 + \Theta_1 B + \Theta_2 B^2 + \Theta_3 B^3 + \dots)$$

Em seguida, estimativas de  $\Theta_1$  e  $\Theta_2$  são obtidas de maneira a minimizar a soma dos quadrados dos erros,  $a_t$ . Então, dado  $\hat{\Theta}_1$ ,  $\hat{\Theta}_2$  e escrevendo-se (III.2.) para o período no futuro para o qual se deseja obter a previsão, digamos  $k$ , obtém-se

$$\text{III.3.} \quad (1-B) \dot{P}_{t+k} = (1 - \hat{\Theta}_1 B - \hat{\Theta}_2 B^2) a_{t+k}$$

Aplicando-se então o operador esperança matemática à expressão (III.3.) e tomando-se  $k = 1$ , tem-se

$$\text{III.4.} \quad \dot{P}_t(1) = \dot{P}_t - \hat{\Theta}_1 a_t - \hat{\Theta}_2 a_{t-1}$$

onde  $p_t(1)$  é o valor esperado da taxa de inflação para o período  $t+1$  quando se conhecem as taxas de inflação até o período  $t$ . Notando que  $a_t$  e  $a_{t-1}$  são erros conhecidos, pode-se escrever (III.4.) de forma a que prontamente se identifique o modelo de Cagan de expectativas adaptadas como um caso particular do método aqui sugerido:

$$\dot{P}_t(1) - \dot{P}_{t-1}(1) = (1 - \hat{\Theta}_1) [\dot{P}_t - \dot{P}_{t-1}(1)] - \hat{\Theta}_2 [\dot{P}_{t-1} - \dot{P}_{t-2}(1)]$$

ou seja, revisam-se mudanças na expectativa das taxas de inflação, neste caso particular, em proporção aos erros associados com as expectativas de inflação dos dois períodos imediatamente anteriores.

Em particular, se  $\hat{\Theta}_2 = 0$ , obtemos o modelo de Cagan [4].

Com estas observações, passamos agora aos resultados obtidos pela aplicação da técnica aqui discutida. Primeiro, aplicamos o método — identificação do processo, estimação dos coeficientes que o caracterizam e finalmente a obtenção das previsões — às séries trimestrais de índices de preços para Argentina, Brasil e Chile. Os resultados quanto à identificação e estimação aparecem na Tabela 1. A partir destes resultados, utilizando-se o procedimento acima descrito, obtiveram-se os valores estimados para os índices de preço esperados assim como as estimativas das taxas esperadas de inflação para os países latinos em estudo.

Em segundo lugar, aplicamos o mesmo método, numa primeira fase, às séries trimestrais de preços para os EUA. Os resultados, entre outras coisas, aparecem na Tabela 2. Com estes resultados, então calculamos as estimativas para o nível esperado do índice geral de preços e para a taxa de inflação esperada. Numa segunda fase, aplicamos a mesma técnica à série trimestral do produto americano, cujos resultados também aparecem na Tabela 2. Neste caso, identificam-se os valores esperados, obtidos a partir do modelo estimado para o

TABELA 1 — MODELOS ESTIMADOS, PERÍODO 1952/1969, ARGENTINA, BRASIL E CHILE. OBSERVAÇÕES MENSAIS

	Modelo	Estimativas dos Parâmetros	Q(k)	$\chi^2$	Variância Amostral dos Resíduos	
<b>Argentina</b>						
a) Índice do Custo de Vida ( $q_{at}$ )	$(1-B)(1-B^{12})(1-\phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3) \log q_{at} = (1-\theta B^{12}) a_t$	$\hat{\phi}_1 = .2986$ (4.3) $\hat{\phi}_3 = .1524$ (2.21)	$\hat{\theta}_2 = .1294$ (1.8) $\hat{\theta} = .7825$ (17.2)	17.6	28.4	.000525
b) Índice Preço por Atacado ( $p_{at}$ )	$(1-B)^2 \log p_{at} = (1-\theta_1 B - \theta_2 B^2) a_t$	$\hat{\theta}_1 = .4702$ (7.0)	$\hat{\theta}_2 = .2215$ (3.3)	14.6	30.8	.000496
<b>Brasil</b>						
a) Índice Custo de Vida ( $q_{bt}$ )	$(1-B)^2 \log q_{bt} = (1-\theta_1 B) a_t$	$\hat{\theta}_1 = .9002$ (31.6)		25.5	32.0	.000478
b) Índice Preço por Atacado ( $p_{bt}$ )	$(1-B)(1-B^{12})(1-\phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3) \log p_{bt} = (1-\theta B^{12}) a_t$	$\hat{\phi}_1 = .3487$ (5.4) $\hat{\phi}_4 = .1984$ (2.9)	$\hat{\theta}_2 = .1746$ (2.6) $\hat{\theta} = .9517$ (60.4)	20.6	28.4	.000285
<b>Chile</b>						
a) Índice Custo de Vida ( $q_{ct}$ )	$(1-B)^2 \log q_{ct} = (1-\theta_1 B - \theta_2 B^2 - \theta_3 B^3) \times (1-\theta B^{12}) a_t$	$\hat{\theta}_1 = .5722$ (9.8) $\hat{\theta}_3 = .1533$ (2.7)	$\hat{\theta}_2 = .2560$ (3.3) $\hat{\theta} = -.2553$ (-4.0)	15.8	27.2	.000441
b) Índice Preço Atacado	$(1-B)(1-B^{12})(1-\phi_1 B - \phi_2 B^2) \log p_{ct} = (1-\theta B^{12}) a_t$	$\hat{\phi}_1 = .3648$ (5.6) $\hat{\theta} = .8427$ (26.2)	$\hat{\theta}_1 = .1851$ (2.9)	21.6	29.6	.000560

NOTAS DA TABELA 1:

1. Fonte Básica para  $q_{at}$ ,  $p_{at}$ ,  $q_{bt}$ ,  $p_{bt}$ ,  $q_{ct}$ ,  $p_{ct}$  é International Financial Statistics, uma publicação do FMI.
2. Números entre parêntesis abaixo dos coeficientes são as estatísticas t.
3.  $Q(k) = n \sum_{k=1}^{24} p_k^2(a_t)$  onde k = número de defasagens no correlograma de "a," e n = número de observações.  $Q(k)$  é aproximadamente distribuído como um chi quadrado com k - m graus de liberdade onde "m" é o número de parâmetros estimados. Na tabela k = 24.
4.  $\chi^2$  é o chi quadrado para 24 - m graus de liberdade ao nível de 5 per cento.
5. Note que se  $Q(24)$  é menor que  $\chi^2$ , o modelo estimado é supostamente o adequado.

TABELA 2 — MODELOS ESTIMADOS PARA OS EUA, 1947/1970, OBSERVAÇÕES TRIMESTRAIS

	Modelo	Estimativas dos Parâmetros	Q(k)	$\chi^2$	Variância Amostral dos Resíduos	
1. Produto Nacional Líquido Real, $y_t$ (bilhões)	1) $(1-B)(1-\theta_1 B) y_t = \alpha + (1-\theta_2 B^2) a_t$	$\hat{\theta}_1 = .4888$ (5.2) $\hat{\alpha} = 1.84$ (3.67)	$\hat{\theta}_2 = .2375$ (2.21)	10.2	29.6	22.2
2. Índice Custo de Vida ( $q_t$ )	2a) $(1-B)(1-\theta_1 B) \log q_t = (1-\theta_2 B^2 - \theta_3 B^3) q_t$	$\hat{\theta}_1 = .7652$ (9.7) $\hat{\theta}_2 = -.3276$ (-3.2)	$\hat{\theta}_3 = .1280$ (1.2)	19.4	29.6	.000038
3.	2b) $(1-B)^2 \log q_t = (1-\theta_1 B^2 - \theta_2 B^3) a_t$	$\hat{\theta}_2 = .2745$ (2.79)	$\hat{\theta}_3 = -.1778$ (-1.80)	21.0	30.8	.0000425
4. Deflator Implícito do Produto ( $p_t$ )	a) $(1-B)^2 \log p_t = (1-\theta_1 B - \theta_2 B^2 - \theta_3 B^3) a_t$	$\hat{\theta}_1 = .3662$ (3.96) $\hat{\theta}_2 = .3352$ (3.76)	$\hat{\theta}_3 = .2610$ (2.6)	18.8	29.6	.0000251
5.	b) $(1-B)(1-\theta_1 B) p_t = \alpha + (1-\theta_2 B - \theta_3 B^2) a_t$	$\hat{\theta}_2 = .8721$ (8.8) $\hat{\theta}_3 = .2005$ (1.7)	$\hat{\theta}_1 = .2797$ (1.8) $\hat{\alpha} = .09$ (1.3)	18.4	28.4	.1974

Notas: Fonte primária para  $y_t$  e  $p_t$ , The National Income and Product Account of the United States, 1929-1965 e diversos números de julho do Survey of Current Business. Fonte para  $q_t$ , Survey of Current Business. Veja também notas ao quadro anterior.

produto, com os valores da renda permanente, enquanto que os resíduos — produto observado menos o esperado — são identificados com os valores da renda transitória. Note que, por construção, os valores estimados para a renda permanente ( $y_p$ ) são independentes dos estimados para a renda transitória ( $y_T$ ), cuja soma no tempo é praticamente nula, o que satisfaz de maneira rigorosa a definição da renda permanente apresentada por Friedman [10]<sup>(4)</sup>.

Com as estimativas obtidas nesta seção, podemos representar agora três das variáveis não observáveis necessárias à estimação de nosso modelo de demanda de moeda<sup>(5)</sup>. Passamos, pois, à estimação da quarta variável não observável, ou seja, à estimação da taxa real esperada de juros,  $r$ .

#### IV OBTENÇÃO DAS ESTIMATIVAS DE “ $r$ ”

Em princípio, o cálculo de “ $r$ ” não passaria de uma simples rotina de subtração se, de posse de uma boa estimativa de  $p^e$ , estivéssemos dispostos a aceitar como verdadeira a relação fisheriana entre “ $i$ ” e “ $p^e$ ”. Infelizmente, porém, o problema é um pouco mais complexo. De um lado, a equação de Fisher [8] é derivada da hipótese de maximização da riqueza por parte dos agentes econômicos e como tal, sujeita ela própria à constatação empírica. De outro, nas múltiplas tentativas de se implementar empiricamente a relação em questão, obtiveram-se resultados indicando que, na melhor das hipóteses,  $i$  reflete apenas parcialmente os movimentos de  $p^e$ <sup>(6)</sup>

---

(4) A condição de que a soma da renda transitória no tempo seja nula é, estritamente falando, um requisito necessário à definição de renda permanente. Contudo, esta condição tem sido comumente utilizada em aplicações, a exemplo daquela efetuada pelo próprio Friedman [10].

(5) Para maiores detalhes sobre a técnica, assim como sobre os resultados empíricos desta seção, o leitor interessado pode consultar o capítulo 3 de minha dissertação [1].

(6) Veja, por exemplo, os trabalhos de Friedman [14], Gibson [15], Sargent [24] e do próprio Fisher [8].

Dessa forma, e graças ao interesse recente que a equação de Fisher tem despertado entre os estudiosos dos problemas monetários, resolvemos seguir uma rota menos direta, mas talvez de maior interesse.

No desenvolvimento do modelo desta seção, tomamos como ponto de partida a seguinte identidade:

$$\text{IV.1.} \quad i_t = rn_t + (rm_t - rn_t) + (i_t - rm_t)$$

onde  $i_t$  é a taxa nominal de juros,  $rn_t$  é a taxa natural de juros e  $rm_t$  é a taxa de juros real de mercado à la Wicksell.

Em primeiro lugar, seguindo Fisher e outros, vamos admitir que a taxa real natural de juros seja independente de  $p^e$  e dada por

$$\text{IV.2.} \quad rn_t = \gamma_0 + \mu_t$$

onde  $\gamma_0$ , uma constante, pode ser interpretada como a taxa de equilíbrio de longo prazo e  $\mu_t$  como uma variável aleatória seriamente independente de média zero e variância constante<sup>(7)</sup>.

Em segundo lugar, consideramos a distinção entre  $i_t$  e  $rm_t$ . Para tal vamos admitir a existência de somente dois ativos, um dos quais gera um fluxo de renda em termos reais — por exemplo, ações ou bens físicos — e, um outro, que gera um fluxo de renda em termos nominais — por exemplo, letra de câmbio. Nestas condições e admitindo-se que:

- a. não haja diferenças de opinião entre tomadores e mutuários de ativos quanto a movimentos de preços e taxas de juros;
- b. os agentes se ajustem imediatamente a qualquer mudança na taxa esperada de inflação; e
- c. os ativos sejam equivalentes quanto a risco e retorno não pecuniários,

---

(7) Embora razoável, a independência entre a taxa real natural de juros e taxa esperada de inflação tem sido disputada em recentes trabalhos teóricos. Veja por exemplo Mundell[20].

tem-se, em equilíbrio e negligenciados os produtos cruzados, o seguinte:

$$\text{IV.3.} \quad i_t - r_{mt} = \dot{p}^e - (\dot{p}_{rt} - \dot{p}_{it})$$

onde  $\dot{p}_{rt}$  e  $\dot{p}_{it}$  representam respectivamente as perdas ou ganhos de capital associadas com bens físicos e títulos.

Desde que usualmente inflação exerce uma pressão depressiva sobre o preço real dos títulos (daqueles ativos cujo retorno é fixado em termos nominais) e se adicionalmente admitirmos que  $(\dot{p}_{rt} - \dot{p}_{it})$  mantém uma relação de proporcionalidade com  $\dot{p}^e$ , então poderemos escrever IV.3 da seguinte forma:

$$\text{IV.4.} \quad i_t - r_{mt} = (1 - \theta) \dot{p}_t^e = \gamma_1 \dot{p}_t^e$$

onde  $\theta$  é o coeficiente de proporcionalidade referido. Note que, na estimação abaixo, quanto mais próximo da unidade estiver

o valor de  $\gamma_1$ , menor será a influência da diferença  $(p_{rt} - p_{it})$ . Finalmente, passamos à diferença  $(r_{mt} - r_{nt})$ . Seguindo Wicksell, Keynes e outros, admitimos que  $r_m$  seja afetada pelas condições de desequilíbrio no mercado monetário, o que quer dizer que, em seguida a uma elevação da taxa de expansão da oferta nominal de moeda, deve-se observar de imediato uma queda em  $r_{mt}$ ; contudo, à medida em que o mercado monetário começa a se ajustar via aumentos de preços e/ou de produto, é de se esperar que o estoque real de moeda comece a declinar e exerça desta forma pressão para a elevação de  $r_m$  em direção à sua posição original, podendo inclusive compensar plenamente a queda inicial. No caso particular em que a expansão da oferta nominal de moeda afete somente preços, as possibilidades são de que após um certo período de tempo  $r_m$  e o produto voltem à sua posição original. O "timing" desta influência provisória de mudanças no estoque real de moeda sobre  $r_{mt}$ , constitui uma questão essencialmente empírica e cuja discussão foge aos propósitos desta seção; cremos, entretanto que seria razoável escrever genericamente a diferença, na forma seguinte:

$$\text{IV.5.} \quad r_{mt} - r_{nt} = \sum_{i=1}^n \alpha_i m_{t-i+1} + \sum_{i=1}^n \beta_i y_{t-i+1}$$

onde  $m$  é a taxa de crescimento do estoque real de moeda,  $y$  é a taxa de crescimento do produto e  $\alpha_i$  e  $\beta_i$  ( $i = 1, 2, 3, \dots$ ) são parâmetros.

Agora, coletando os termos acima, obtemos os principais determinantes da taxa nominal de juros:

$$\text{IV.6.} \quad i_t = \gamma_0 + \sum_i \alpha_i m_{t-i+1} + \sum_i \beta_i y_i + \gamma_1 p_t^e$$

que é o modelo de cuja estimação obtivemos informações para o cálculo da taxa real de juros.

O modelo IV.6 foi implementado com informações estatísticas referentes à economia americana, uma vez que praticamente inexistem séries estatísticas sobre taxas de juros para Argentina, Brasil e Chile. Utilizando informações sobre dois ativos comercializados no mercado americano, conseguimos os seguintes resultados no que concerne à influência da taxa esperada de inflação sobre a taxa de juros nominal, ou seja, aos valores estimados de  $\gamma_1$  em IV.6:

TABELA 3

	$\hat{\gamma}_1$ (1)	Intervalo de Confiança (a) (2)	
isp	82.15	71.30	92.9
isg	72.15	65.5	84.8

Fonte: Estimativas do autor [1]

a. Intervalo de confiança baseado nas estimativas da coluna (1) e seus respectivos desvios padrões ao nível de confiança de 95%.

isp — é a série de retornos dada por “commercial paper rate”

isg — é a série de retornos dada por “treasury bill rate”

Com base nestas estimativas, foram obtidas séries da taxa real esperada de juros conforme a operação que se segue:

$$rm_t = i_t - \hat{\gamma} \dot{p}^e$$

De posse então das estimativas de  $rm_t$ , passamos agora à estimação do modelo de demanda de moeda. Note contudo que obtivemos estimativas da taxa real esperada de juros à La Wicksell e não da taxa de juros<sup>(8)</sup>.

## V RESULTADOS EMPÍRICOS

Uma vez adquiridas as estimativas das variáveis não observáveis obtidas nas seções III e IV, passamos à implementação empírica do modelo desenvolvido na seção II. Note-se que a aplicação direta de mínimos quadrados ao modelo, como escrito em II.4, envolveria um problema de ineficiência visto que o método exigiria a estimação de 8 coeficientes, enquanto que pelo modelo em sua forma estrutural necessitaríamos estimar somente 5 (cinco) coeficientes. A fim de superar esta dificuldade, estimaremos II.4 através de uma rotina não linear buscando o valor  $\beta_1$  que minimize a soma dos quadrados dos resíduos. Se "e" em II.4. for serialmente independente e normalmente distribuído, este procedimento corresponde ao método de estimação de máxima verossimilhança.

Convém notar também que as estimativas das variáveis não observáveis foram obtidas independentemente da estimação do modelo II.4. Bem, agora passemos à descrição dos resultados; em primeiro lugar apresentaremos os resultados obtidos para a economia americana, e então, em seguida, os obtidos para Argentina, Brasil e Chile.

### V.1. Resultados para os Estados Unidos

Os resultados obtidos pela estimação de modelo II.4 para a economia americana são apresentados nas Tabelas 4 e 5. De um modo geral, eles são bons; em todos os casos, o coeficiente de determinação é alto e, exceto para os de renda transitória,

---

(8) Para maiores detalhes sobre os problemas desta seção, veja capítulo 4 de minha dissertação [1].

os coeficientes estimados apresentam os sinais de acordo com as previsões do modelo, e em todos os casos são significativamente diferentes de zero ao nível de 5% de confiança.

As estimativas do coeficiente da renda permanente são significativamente diferentes de zero e bastante estáveis; qualquer que seja a "proxy" para o custo de reter moeda, a elasticidade renda estimada se coloca em torno de 0.80, implicando que a velocidade renda da moeda varia positivamente com as variações da renda permanente, ao contrário do que indicam os resultados de M. Friedman [12]. Na verdade, nossos resultados ratificam aqueles apresentados por Laidler [18], Lee [19] e Hamburger [16].

Quanto aos coeficientes estimados da renda transitória, os resultados são bastante pobres; as estimativas não são significantes e, em alguns casos, são mesmo de sinal contrário ao previsto aprioristicamente. Aqui o resultado contrasta frontalmente com os apresentados por Chow [6]; segundo os resultados deste autor, a variável importante para explicar as flutuações na liquidez real da economia, no curto prazo, seria o nível de produto, e não a renda permanente, o que equivale a dizer que os coeficientes " $y_p$ " e " $y_T$ " seriam iguais. Todavia, nossos resultados mostram que há uma relação estável entre " $m^d$ " e " $y_p$ " quaisquer que sejam as variáveis incluídas no modelo e o período considerado, enquanto que a relação entre " $m^d$ " e " $y_T$ " é instável e insignificante.

Os coeficientes estimados de " $\dot{p}$ " e " $r$ " são significativamente diferente de zero e de sinais conforme o esperado a priori. Contudo, em todos os casos, são basicamente da mesma magnitude. Se por exemplo, tomarmos o intervalo de confiança, .036/.012, associado com a estimativa do coeficiente de  $r_m$  na regressão n.º 1 da Tabela 4, nota-se que ele contém todos os valores estimados de  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  apresentados nas Tabelas 4 e 5. Como se mencionou acima, este resultado parece indicar que estimativas de  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  estão na verdade captando a influência de " $i$ " sobre " $m^d$ " e não, conforme o assinalado, as de " $r$ " e " $\dot{p}$ ". A fim de melhor testar esta possibilidade, reestimamos a regressão com " $i$ ", substituindo " $r$ " em II.4; os resultados desta mudança apresentados na Tabela 5 não só mostram que o coeficiente estimado de " $i$ " em torno de -.0206 basicamente reproduz os valores estimados para  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$ , mas também que a in-

trodução de " $\dot{p}^e$ " é redundante, visto que ele não entra significativamente na regressão modificada. Este resultado é confirmado pela estimação do modelo excluindo ambos " $\dot{p}^e$ " e " $r$ "

Com base nestes resultados, somos levados a crer que a substituição relevante do ponto de vista empírico se faz entre moeda e ativos financeiros e que a introdução de " $r$ " ou de " $\dot{p}^e$ " ou de ambos é redundante quando " $i$ " já aparece na demanda. Subsidiariamente, este resultado empresta maiores graus de credibilidade à decomposição da taxa nominal de juros apresentada na seção anterior. Ainda mais, em casos em que não se disponha de boa informação estatística sobre taxas de juros, " $\dot{p}^e$ " pode funcionar como uma boa "proxy" de " $i$ ", mas, é claro, seu coeficiente deve ser interpretado com cuidado, visto que não podemos interpretá-lo seguramente como uma medida do grau de substituição entre moeda e bens físicos.

Quanto ao coeficiente de ajustamento, nossas estimativas implicam numa defasagem média entre estoques atuais e desejados da ordem de 5 trimestres, ou seja, o valor de  $\beta_1$  estimado em torno de .15 é aquele valor que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos nas regressões estimadas. O intervalo para  $\beta_1$  no qual a busca foi realizada foi o de .10-.40. Este resultado parece bastante próximo de estimativas realizadas por outros pesquisadores, e, em particular com os resultados apresentados por Chow [6] que estima a defasagem média em torno de 5,5 trimestres.

## V.2. Resultados para Argentina, Brasil e Chile.

A fim de implementarmos empiricamente o modelo da seção II, para os países latino-americanos em estudo, fomos obrigados a simplificá-lo em duas direções: primeiramente, não consideramos a decomposição de " $i$ ", em " $r$ " e " $\dot{p}^e$ ", e, portanto, seus efeitos sobre a demanda de moeda, uma vez que não existem boas informações estatísticas sobre juros para Argentina, Brasil e Chile. Aqui trabalharemos somente com " $\dot{p}^e$ "; é claro que esta simplificação poderá prejudicar a interpretação

TABELA 4 — DEMANDA POR MOEDA EUA, 1954/70. OBSERVAÇÕES TRIMESTRAIS (n = 68)

$$z_t = \alpha_0 x_1 + \alpha_1 x_{2t} + \alpha_2 x_{3t} + \beta_0 w_t - \beta_1 = 15$$

Reg. No.	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta_0$	Constante	R <sup>2</sup>	erro padrão da regressão (SER)
	"Commercial Paper Rate"						
1.	.8280 (19.2)	-.02402 (-4.97)	-.02389 (-3.84)	-.0752 (-.22)		.879	.02081
2.	.8442 (20.1)	-.01525 (-3.78)	-.01696 (-3.39)	-.00713 (-.03)	-.02741 (-6.52)	.898	.01768
	"Treasury Bill Rate"						
3.	.8263 (20.2)	-.02364 (-4.83)	-.02410 (-3.65)	.1266 (.35)		.878	.02101
4.	.8433 (20.5)	-.01522 (-3.71)	-.01727 (-3.28)	.1399 (.50)	-.02772 (-6.50)	.893	.01808

Notas:  $z_t = m_t - (1/1.15) m_{t-1}$ ;  $x_{1t} = (1/1.15) y_{pt-1}$

$$x_{3t} = r_t - (1/1.15) r_{t-1}; x_{2t} = p_t - (1/1.15) p_{t-1}; w_t = (1/1.15) y_{Tt}$$

Ambos, R<sup>2</sup> e SER, são calculados com base em  $m_t$  e não com base em  $z_t$ .

Números em parênteses imediatamente abaixo dos coeficientes são estatísticas t.

$m_t$  é expresso em logaritmo e  $y_p$  e  $y_T$  são calculados a partir dos resultados apresentados na Tabela 2 e também em Logs.

<sup>e</sup>p é a taxa anual esperada de inflação.

Fonte para M (estoque nominal de moeda), i (representada por "commercial paper rate" e "Treasury Bill rate") é Federal Reserve Bulletin, FRS e Business Conditions Digest us Dep. of Commerce.

TABELA 5 — DEMANDA POR MOEDA EUA, 1954/1970 OBSERVAÇÕES TRIMESTRAIS  
(TAXA NOMINAL DE JUROS VERSUS TAXA ESPERADA DE INFLAÇÃO)

	$Y_p$	$i$	$\dot{p}$	$y_T$	SE	$R^2$
1.	.8107 (20.7)	-.02055 (-4.86)		.4331 (1.78)	.0157	.91
2.	.8109 (20.5)	-.02000 (-4.56)	-.00160 (-.62)	.4130 (1.67)	.0156	.91
3.	.8078 (21.0)	-.01954 (-4.18)		.5275 (2.02)	.0163	.92
4.	.8083 (20.7)	-.01874 (-3.93)	-.00228 (-.88)	.4953 (1.9)	.0162	.91

Veja nota da Tabela anterior. 1. e 2. para 'commercial paper rate' e 3. e 4. para "Treasury Bill Rate"

sugerida acima para o coeficiente “ $\dot{p}^e$ ”. Em segundo lugar, devido à inexistência de séries trimestrais de produto para os países latinos em estudo, geramos uma série sintética trimestral a partir das informações anuais sobre produto conforme técnica sugerida por Harberger [17]. Dada a natureza desta operação, acreditamos que o cálculo de renda permanente se constituiria num refinamento desnecessário. Por isso, assumimos a decisão de trabalhar com a série trimestral de produto, sacrificando dessa forma a inclusão da renda permanente no modelo.

Em função destas observações, o modelo estimado é dado por:

$$\begin{aligned} \text{V.2.1.} \quad m_t - (1/1 - \beta_1) m_{t-1} = \alpha_0 [y_t - (1/1 - \beta_1) y_{t-1}] + \\ + \alpha_1 [\dot{p}_t^e - (1/1 - B_1) \dot{p}_{t-1}^e] + e'_t \end{aligned}$$

Como no caso para os EUA, o modelo será estimado iterando-se sobre o coeficiente  $\beta_1$ , no intervalo dado por 0,10 — 0,40.

Contudo, antes de passarmos à descrição dos resultados, julgamos conveniente uma breve discussão a respeito de algumas estatísticas relevantes à apreciação dos resultados a serem apresentados.

Na tabela 6, apresentamos as taxas médias de crescimento de preços, moeda e produto, assim como seus coeficientes de variação para o período amostral, 1954/1969, para Argentina, Brasil e Chile. Como se pode observar na Tabela, os três países apresentam altas taxas de crescimento de oferta monetária

( $\dot{M}$ ) que paralelam razoavelmente com as de inflação ( $\dot{P}$ ). Somente no caso da Argentina é que a taxa média de inflação excede a de crescimento na oferta monetária, e isto em consequência de uma situação bem especial: a taxa de inflação ao segundo trimestre de 1959 (150% a.a.) superou de longe a taxa de crescimento de oferta monetária no mesmo período, em virtude de uma grande desvalorização cambial (62% a.a.).

Estas taxas  $\dot{P}$  e  $\dot{M}$  também apresentam grande variância; mudanças anuais da ordem de 20% ou mais em  $\dot{P}$  e  $\dot{M}$  não são

fenômenos incomuns; é claro que a intensidade destas mudanças, como indicado pelo coeficiente de variação, não é a mesma para os três países, mas, de qualquer forma, e para nossa surpresa, os coeficientes de variação associados com p são sistematicamente superiores àqueles associados com M.

TABELA 6 — TAXAS MÉDIAS DE CRESCIMENTO E COEFICIENTES DE VARIAÇÃO DE PREÇOS MOEDA E RENDA REAL, 1954/69.

Países		Preços	Estoque Nominal de Moeda	Renda Real
		p j (1)	M j (2)	Y j (3)
Argentina	(a)	26.9(1.21)	25.8(.47)	3.7(1.35)
Brasil	(b)	35.9(.64)	41.4(.51)	5.5(.45)
Chile	(c)	30.9(.60)	38.1(.37)	3.9(.87)

NOTAS:

1. Taxas de inflação com base no índice de preço por atacado.
2. Números em parêntesis são os coeficientes de variação (desvio padrão/média).
3. Todas as taxas são taxas anuais de crescimento.

Quanto ao produto, o Brasil é o país que apresenta não só a maior taxa média de crescimento, (y) em torno de 5,5% a.a., mas também a de menor variabilidade. Surpreendentemente, no caso da Argentina, os desvios padrões associados com “y” e “p” são superiores às suas respectivas médias, o que, pelo menos em comparação com Brasil e Chile, parecem indicar um alto grau de instabilidade econômica no período amostral.

Claro está, que estes países apresentam condições bem profícuas à estimação de demanda de moeda; se nestas condições um pesquisador for capaz de isolar adequadamente os efeitos da renda e da taxa esperada de inflação, sobre a demanda de moeda, será difícil refutar a validade da hipótese empírica de que a demanda de moeda é bastante estável.

Os resultados da estimação do modelo para Argentina, Brasil e Chile são apresentados respectivamente nas Tabelas 7, 8 e 9. Para cada país dois conjuntos de regressões são apresentados, um para cada um dos índices usados para deflacionar o estoque nominal de moeda. O modelo é apresentado nas formas linear e logarítmica<sup>(9)</sup>, para cada um dos índices de preço. Note-se que em todas as Tabelas o  $R^2$  e SER são calculados sobre o nível de liquidez real e não diretamente da equação de

regressão cuja variável dependente é  $M_t - \frac{1}{1 - \beta_1} M_{t-1}$

No caso da Argentina, os resultados são bons em termos do coeficiente de determinação e da significância estatística das estimativas. Os coeficientes estimados para as duas estimativas da taxa esperada de inflação são significativamente diferentes de zero e estáveis, com elasticidade em torno de -0.06. As estimativas do coeficiente do produto, porém, já apresentam, um maior grau de variabilidade, mais precisamente entre 0,75 e 1,00.

No caso do Brasil, as estimativas obtidas quando se utiliza o índice de preço por atacado a fim de se calcular o nível esperado do índice geral de preços são boas em termos dos critérios tradicionais. O coeficiente de determinação é superior a 0,90 e os coeficientes estimados são todos significativamente diferentes de zero. As elasticidade derivadas destes resultados variam entre 0,72 e 0,87 para renda e -0,15 e -0,16 para a taxa esperada de inflação. Por outro lado, os resultados para o índice do custo de vida são bem mais pobres (veja Tabela), talvez em virtude de problemas inerentes à natureza do próprio índice: menor cobertura e mais passível de modificações de cálculo em face das nuances políticas. De qualquer modo, a

---

(9) Note que na versão logarítmica do modelo, "pe" entra linearmente. Desta forma, a elasticidade de "md" com respeito a "pe" é  $\alpha_1 pe$ .

elasticidade renda derivada destes resultados (0,9/0,7), não está muito longe daquela derivada das estimativas com base no índice de preço por atacado.

No caso Chileno, os resultados são bons em todos os casos (veja Tabela); qualquer que seja o índice de preço utilizado, a elasticidade renda derivada dos coeficientes estimados variam entre 1.14 e 1.40. Merece destaque o fato de que é este o único dos quatro casos onde se obtém sistematicamente elasticidade renda da demanda por liquidez real superior à unidade.

TABELA 7 — DEMANDA POR MOEDA. OBSERVAÇÕES TRIMESTRAIS, 1954/1969, ARGENTINA

$$m_{at} - (1/(1 - \beta_1))m_{at-1} = \alpha_0[y_{at} - 1/(1 - \beta_1)y_{at-1}] + \alpha_1[p_{at} - (1/(1 - \beta_1))p_{at-1}]$$

Reg. N.o	$-\beta_1$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	SER	R <sup>2</sup>
Índice de Preço por Atacado (P <sub>a</sub> )					
1	.15	.23818 (16.6)	-5.2666 (-4.31)	148.5	.93
2	.15	.84730 (12.6)	- .00211 (-5.0)	.0572	.94
3	.10	7302 (8.2)	- .0025 (-5.5)	.0560	.94
Índice Custo de Vida (q <sub>a</sub> )					
1	.15	.23205 (16.3)	-5.1049 (-3.05)	141.6	.93
2	.15	.84621 (13.1)	.00223 (-3.50)	.0523	.94
3	.10	72236 (8.8)	- .00241 (-4.1)	.0504	.94

## NOTAS:

$P_a$  e  $q_a$  são utilizados para se obter o nível  $M_a$ , nível da liquidez real, e suas taxas anuais de crescimento definem a taxa esperada de inflação.

Regressões de n.o 1 para cada índice são as versões lineares. Regressões de n.o 2 e 3 para cada índice são as versões logarítmicas, ou seja, a demanda de longo prazo é dada por

$$M_t^d = y_t^{\alpha_0} C^{\alpha_1} p_t^e$$

Note que as estatísticas SER (erro padrão da regressão) e  $R^2$  são calculadas para o nível da caixa real ( $M_t$ ) e não para  $M_t - (1/1 - \beta_1) M_{t-1}$ . Fonte para  $M$  mesma que a de  $q_a$  e  $P_a$ . International Financial Statistics.

As elasticidades estimadas para a taxa esperada de inflação variam entre -.10 e -.14 bem em linha com as estimadas para o Brasil.

### V.3. Comparação dos Resultados

Na tabela 10, resumimos os resultados referentes às elasticidades renda e custo (da taxa esperada de inflação) assim como se apresentam informações sobre as taxas médias de inflação e velocidade renda da moeda para os 4 países da amostra.

Uma característica interessante dos resultados desta Tabela é a relação entre elasticidade custo e taxas médias de inflação; na especificação da demanda de moeda estimada para cada país individualmente impõe-se que a elasticidade custo varie positivamente com a taxa de inflação. Assim, ao compararmos os resultados entre países, e verificando-se que a relação se mantém, não poderíamos deixar de tomar este resultado como uma indicação de que a forma funcional utilizada no trabalho seja a correta no que respeita à taxa esperada de inflação. Note-se que os resultados para cada país foram obtidos separada e independentemente uns dos outros. Também confirmando as hipóteses aqui testadas, os resultados da Tabela mostram que, exceto para Argentina, quanto maior a taxa de inflação, menor a velocidade renda da moeda, em que pese as diferenças no nível de renda dos países da amostra.

TABELA 8 — DEMANDA POR MOEDA — OBSERVAÇÕES TRIMESTRAIS, 1954/ 69, BRASIL

$$m_{bt} - (1/1 - \beta_1)m_{bt-1} = c + \alpha_0[y_{bt} - (1/1 - B_1)y_{bt-1}] + \alpha_1[p_{bt} - (1/1 - B_1)p_{bt-1}]^*$$

Reg. No.	$-\beta_1$	C	$\alpha_0$	$\alpha_1$	SER	R <sup>2</sup>
Índice de preço por atacado						
Linear 1	.15	4.060 (1.31)	.0177 (4.22)	-.3752 (-4.24)	4.95	.935
Log 2	.15	-.3840 (-1.45)	.86157 (4.10)	-.00436 (-4.63)	.0526	.938
Log 3	.10	-.1399 (-.57)	72384 (2.52)	-.00412 (-4.61)	.0530	.936
Índice de Custo de Vida						
Linear 1	.15		.0223 (16.4)	-.1661 (-1.55)	5.35	.878
Log 2	.15	-.1351 (-.51)	.6625 (3.17)	-.00226 (-2.13)	.0524	.890
Log 3	.10	-.2132 (-.8)	.80171 (2.5)	-.00230 (-1.90)	.0680	.814

Veja notas à Tabela 7.

TABELA 9 — DEMANDA POR MOEDA — OBSERVAÇÕES TRIMESTRAIS 1954/69, CHILE

$$m_{ct} - (1/1 - \beta_1)m_{ct-1} = c + \alpha_0[y_{ct} - (1/1 - \beta)y_{ct-1}] + \alpha_1[p_{ct} - (1/1 - \beta)\dot{p}_{ct-1}]$$

Reg. No.	$-\beta_1$	Constante	$\alpha_0$	$\alpha_1$	SER	R <sup>2</sup>
		Índice Preço por Atacado				
Linear	1 .15	-1.562 (-1.09)	.02774 (5.10)	-.07694 (-2.65)	1.96	.96
Log	2 .15	-1.013 (-3.4)	1.3890 (5.2)	-.00253 (-2.9)	.0584	.97
Log	3 .10	-.575 (-2.19)	1.2483 (3.56)	-.00276 (-3.01)	.0581	.97
		Índice do Custo de Vida				
Linear	1 .15		.01914 (18.1)	-.08101 (-2.90)	1.61	.96
Log	2 .15	-.79063 (-3.10)	1.2799 (4.9)	-.00326 (-3.2)	.058	.96
Log	3 .10	-.4657 (-2.0)	1.1531 (3.4)	-.00350 (-3.4)	.057	.96

Veja notas à Tabela 7.

Contudo, as diferenças entre a taxa média de inflação da Argentina, de um lado, e as do Brasil e Chile de outro, não nos parecem suficientes para explicar as diferenças entre as elasticidades custo calculadas (-0.06, -0.16, -.11) para Argentina, Brasil e Chile respectivamente. Ainda assim, lembrando os resultados da Tabela 6, tais diferenças não nos parecem implausíveis. Conforme permite verificar a Tabela, os resultados mostram que o coeficiente de variação da taxa de inflação para Argentina é duas vezes maior que os correspondentes para o Brasil e Chile. Desta forma, deveríamos esperar que a demanda por liquidez real fosse menos sensível às variações na taxa esperada de inflação na Argentina que no Brasil e Chile, como os resultados parecem indicar. Infelizmente não tomamos em consideração este componente de risco em nosso trabalho e assim não nos foi possível ir além desta observação conjectural. <sup>(10)</sup>

A plausibilidade destes resultados será melhor julgada através da experiência que agora realizaremos em função das estimativas para os países latinos.

TABELA 10 — ELASTICIDADES RENDA E CUSTO DA DEMANDA POR LIQUIDEZ REAL

Países	Taxa Média de Inflação	Velocidade Renda	Elasticidade Renda	Elasticidade Custo
Argentina	26.6	4.69	.85	-.06
Brasil	35.9	5.15	.86	-.16
Chile	30.9	4.52	1.25	-.11
E.U.A.	2.23	3.46	.83	-.05

Fonte: Tabelas 4, 5, 6 e 7. Elasticidade Custo é a elasticidade da demanda por liquidez real em relação à taxa esperada de inflação.

(10) Adolfo. Diz, em seu trabalho para Argentina. [7] estima com relativo sucesso o efeito deste componente de risco sobre a demanda por liquidez; o resultado apresentado no texto parece ratificar seus resultados.

## VI. ALGUMAS IMPLICAÇÕES DOS RESULTADOS

### VI.1. Prevendo a taxa de inflação

Aqui utilizaremos nossas estimativas da demanda de moeda para os países latinos da amostra, a fim de discutirmos uma das regularidades empíricas mais conhecidas em economia: a associação entre mudanças no estoque de moeda e no índice geral de preços. Infelizmente, esta associação estatística em si mesma nada esclarece sobre a direção da influência, se de moeda para preços ou não; e é sobre esta questão que recai a controvérsia.

Baseados nos ensinamentos da teoria quantitativa, sugerimos a seguinte hipótese de trabalho no que se refere a esta questão: mudança substancial no estoque nominal de moeda é condição necessária para que haja substancial mudança no índice geral de preços. A fim de melhor avaliarmos esta proposição, convém que a especifiquemos um pouco mais.

Dado

$$\text{VI.1.1.} \quad P_t = \frac{M_t}{y_t} \quad V_t = \frac{M_t}{m(y_t, p_t)^e},$$

onde  $P_t$  é o índice geral de preços,  $M_t$  é o estoque nominal de moeda,  $m(y, p)^e$  é o estoque real desejado de moeda,  $y$  é a renda real,  $V$  a velocidade de circulação da moeda e  $p^e$  a taxa esperada de inflação; e lembrando:

- a. que o estoque real desejado de moeda é uma função estável de “ $y$ ” e “ $p^e$ ”; (a exemplo das funções estimadas acima para Argentina, Brasil e Chile) e
- b. que o estoque nominal de moeda ( $M_t$ ) é independente dos fatores que afetam  $m(y, p_t)^e$  e, particularmente, que  $M_t$  é uma variável controlada pelas Autoridades Monetárias;

segue imediatamente que mudanças em  $P_t$  refletem mudanças em  $M_t$ . Convém notar que esta não é uma relação mecânica; pelo menos duas forças podem produzir discrepâncias, mudanças em “y” e “ $\dot{p}$ ”. Note-se que a estabilidade de  $m^d(y_t, p_t)$  é o ingrediente fundamental da teoria, o que explica as múltiplas tentativas de se obterem boas estimativas da demanda por liquidez real.

Agora duas qualificações, a fim de que a proposição acima não seja erroneamente interpretada. Notar, em primeiro lugar, que no curto prazo pode haver discrepância entre estoques desejados e observados; assim, movimentos no estoque nominal de moeda podem não se refletir em movimentos de preços mas sim em movimentos, na mesma direção, do estoque real observado de moeda. Contudo, à medida em que o estoque observado se aproxima do desejado à velocidade  $\beta_1$  (coeficiente de ajustamento) por unidade de tempo, movimentos em  $P$  passam então a refletir o movimento inicial de  $M$ . Na verdade, a questão se configura um pouco mais complexa se se considerar que, além do problema do ajuste, ainda temos a defasagem a qual se deve à formação de expectativas com conseqüente efeito sobre  $m^d(y, \dot{p})$ .

Ainda no curto prazo, a possível dependência entre  $y$  e  $M$  pode complicar ainda mais a relação causal de  $M$  sobre  $P$ . Na medida, entretanto, em que estejamos considerando movimentos em  $M$  e  $P$  da magnitude daqueles experimentados pelas economias latinas da amostra, acreditamos que esta dependência (entre  $M$  e  $y$ ) possa ser negligenciada<sup>(11)</sup>.

Com estas qualificações em mente, passaremos agora à verificação da regularidade empírica entre  $M$  e  $P$ . Para isso procederemos da seguinte forma: tomando a derivada logarítmica

---

(11) Convém notar, contudo, que para pequenos movimentos de  $M$  de pouca valia é Teoria para prever movimentos em  $P$ . Na verdade, rigorosamente interpretada, a Teoria neste caso prevê corretamente os conseqüentes movimentos na renda nominal (preços vezes produto real) e nada há na teoria sobre a decomposição desta em movimentos de preços e produto. A este respeito veja Friedman [13].

de VI.1.1., daí decorre imediatamente que a taxa de inflação (p) é dada pela diferença entre a taxa de crescimento do estoque nominal de moeda ( $\dot{M}$ ) e a taxa de crescimento do estoque real desejado. Ainda mais, dado  $\dot{M}$  e de posse de uma boa estimativa das variações no estoque real desejado de moeda (calculado a partir de  $y$ ,  $p^e$  e das estimativas de seus respectivos coeficientes,  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$ ), obteremos a taxa de inflação estimada

$$\hat{p}$$

(p). Desta forma, na medida em que (p) reproduza razoavelmente (p), não teremos razões para rejeitar a proposição empírica de que mudanças em P devam necessariamente ser antecedidas de mudanças, na mesma direção, em M. Note que através deste procedimento estamos testando não só a hipótese de que a demanda de moeda é estável mas também a de que ela desempenha um papel vital na determinação do índice geral de preços.

Bem, passemos aos resultados. Na Tabela 11 apresentamos, entre outras coisas:

a. o coeficiente de regressão estimado para a taxa de in-

flação observada (p) sobre a estimada ( $\hat{p}$ ). Se a previsão fosse perfeita este coeficiente seria igual à unidade; desta forma, quanto mais próximo de 1 estiver o valor estimado do coeficiente melhor será a previsão. A este respeito, os resultados são excelentes para todos os países da amostra, qualquer que seja o índice de preço utilizado. De um modo geral, as estimativas estão compreendidas entre 0,93 e 1.05;

b. a “seriedade” do erro é medida pela raiz quadrada do quadrado do erro médio de previsão (RMSE), o qual apresenta a mesma dimensão da taxa de inflação. Também aqui, os resultados são bastante alentadores. Em nenhum caso a medida do erro ultrapassa 10%, variando entre 6,4% para o índice de preço por atacado do Brasil e 9,2% no caso de índice de preço por atacado da

Argentina, tendo-se em conta que a inflação média para os países em questão no período amostral se situa entre 27 e 37%.

TABELA 11 — COMPARAÇÃO ENTRE TAXAS DE INFLAÇÃO OBSERVADAS E ESTIMADAS, ARGENTINA, BRASIL, CHILE. OBSERVAÇÕES TRIMESTRAIS, 1955/1969.

Países	R <sup>2</sup> (1)	RMSE <sup>b</sup> (2)	Erro Médio (3)	a <sup>c</sup> (4)	Taxa Média de In- flação (5)	Coefi- ciente de de- sigual- dade Theil (6)
Preço por Atacado						
Argentina	.91	9.19	.93 (6.11)	1.015	26.9	.1120
Brasil	.93	6.41	-.33 (4.9)	.963	35.9	.074
Chile	.86	8.15	.25 (6.5)	.957	30.9	.1060
Custo de Vida						
Argentina	.90	7.77	.97 (5.6)	1.054	27.0	.1051
Brasil	.92	6.66	-.44 (5.4)	.925	37.4	.074
Chile	.84	7.16	.30 (6.3)	.947	31.0	.1060

**Nota:**

Números entre parêntesis são os erros, médio absoluto.

a Coeficiente de determinação

<sup>b</sup>RMSE — raiz quadrada do quadrado do erro médio de previsão

<sup>c</sup>"a," coeficiente de regressão da taxa prevista de inflação.

À luz destes resultados, não temos razões para rejeitar a hipótese empírica de que a demanda de moeda desempenha um papel vital na determinação da taxa de inflação. Uma ilustra-

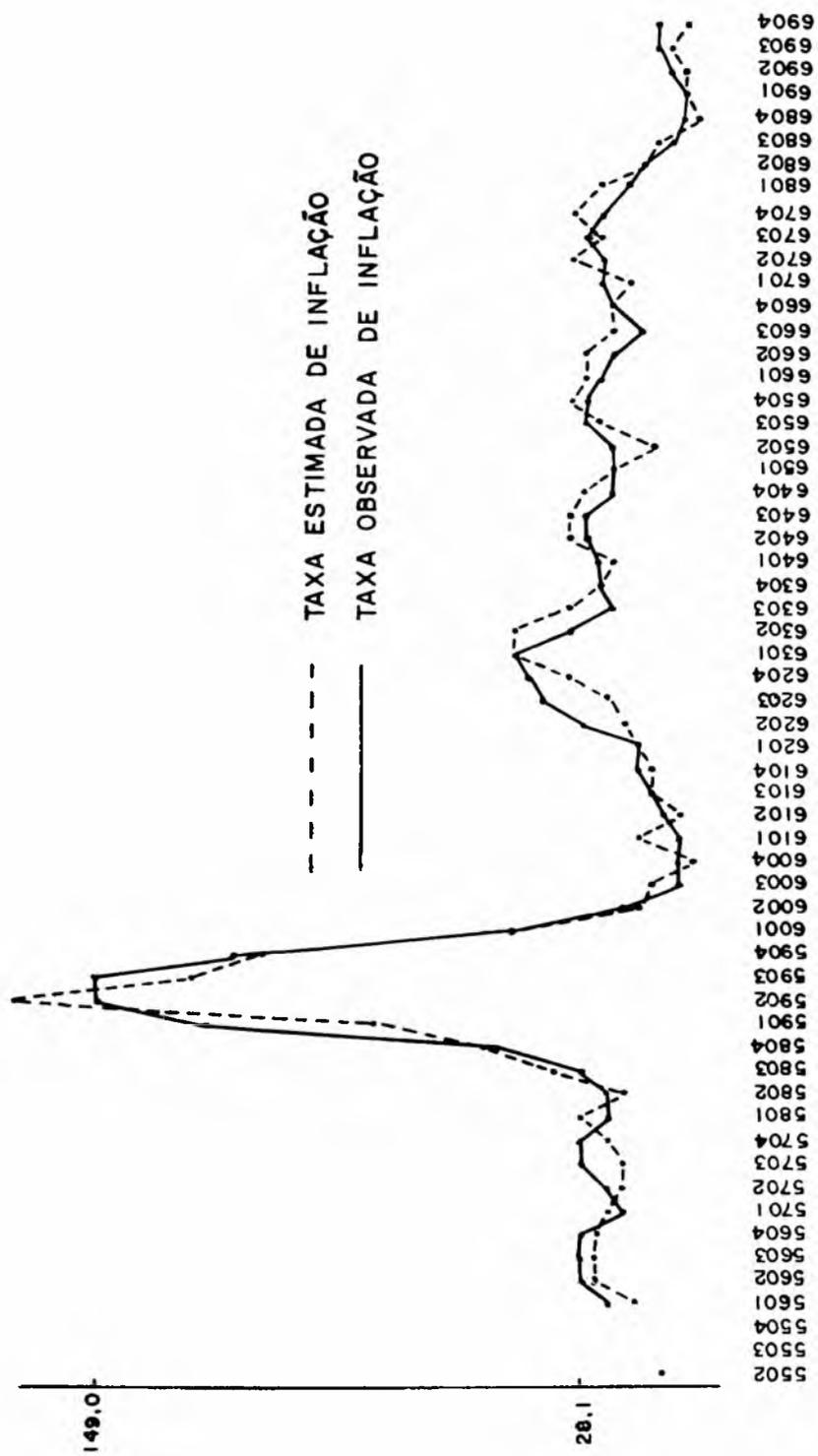


FIG. 1 TAXAS OBSERVADAS E ESTIMADAS DE INFLAÇÃO, PREÇO POR ATACADO, ARGENTINA, OBSERVAÇÕES TRIMESTRAIS, 1955/1969.

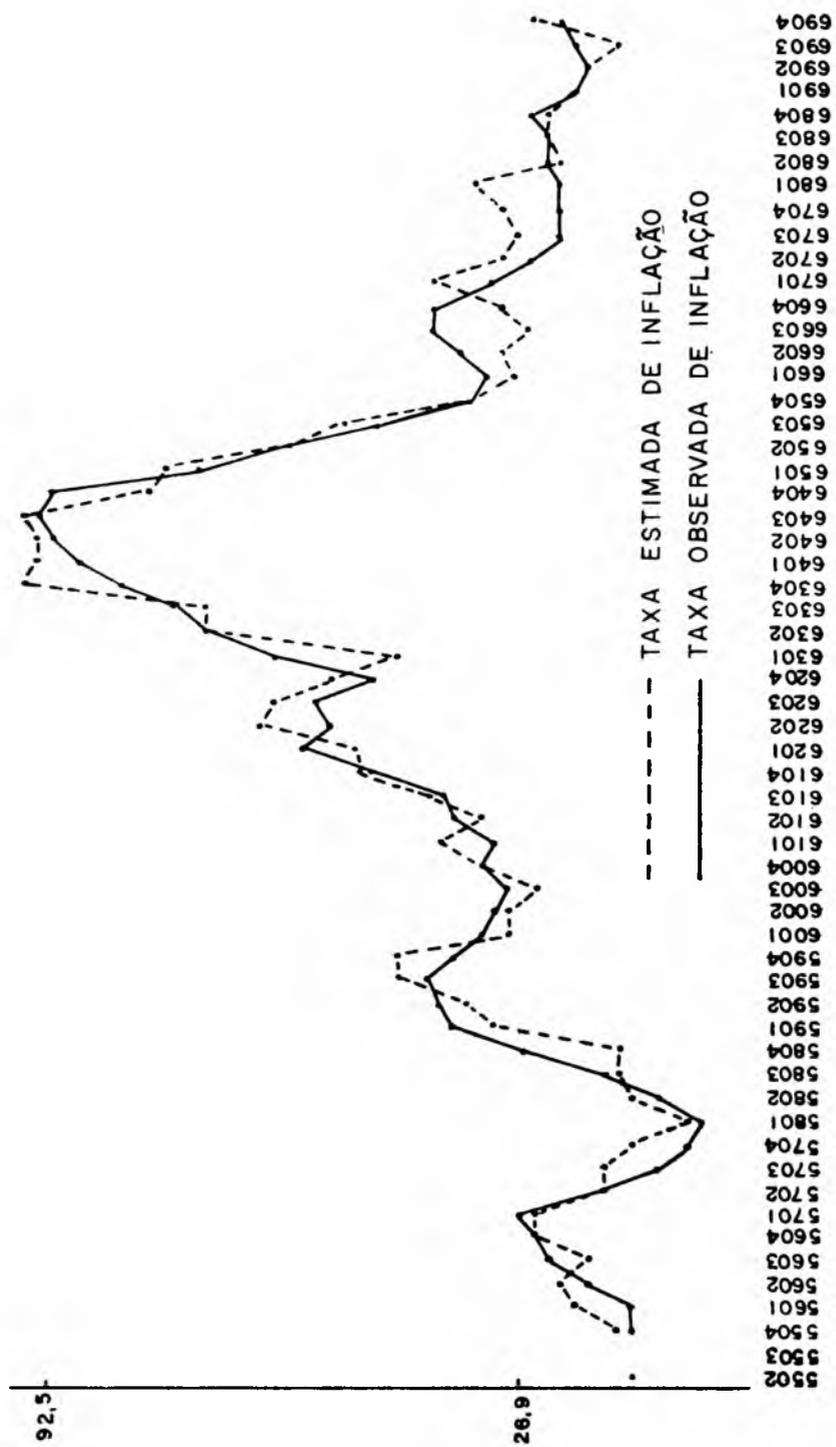


FIG. 2 TAXAS OBSERVADAS E ESTIMADAS DE INFLAÇÃO, PREÇO POR ATACADO, BRASIL, OBSERVAÇÕES TRIMESTRAIS, 1955/1969.

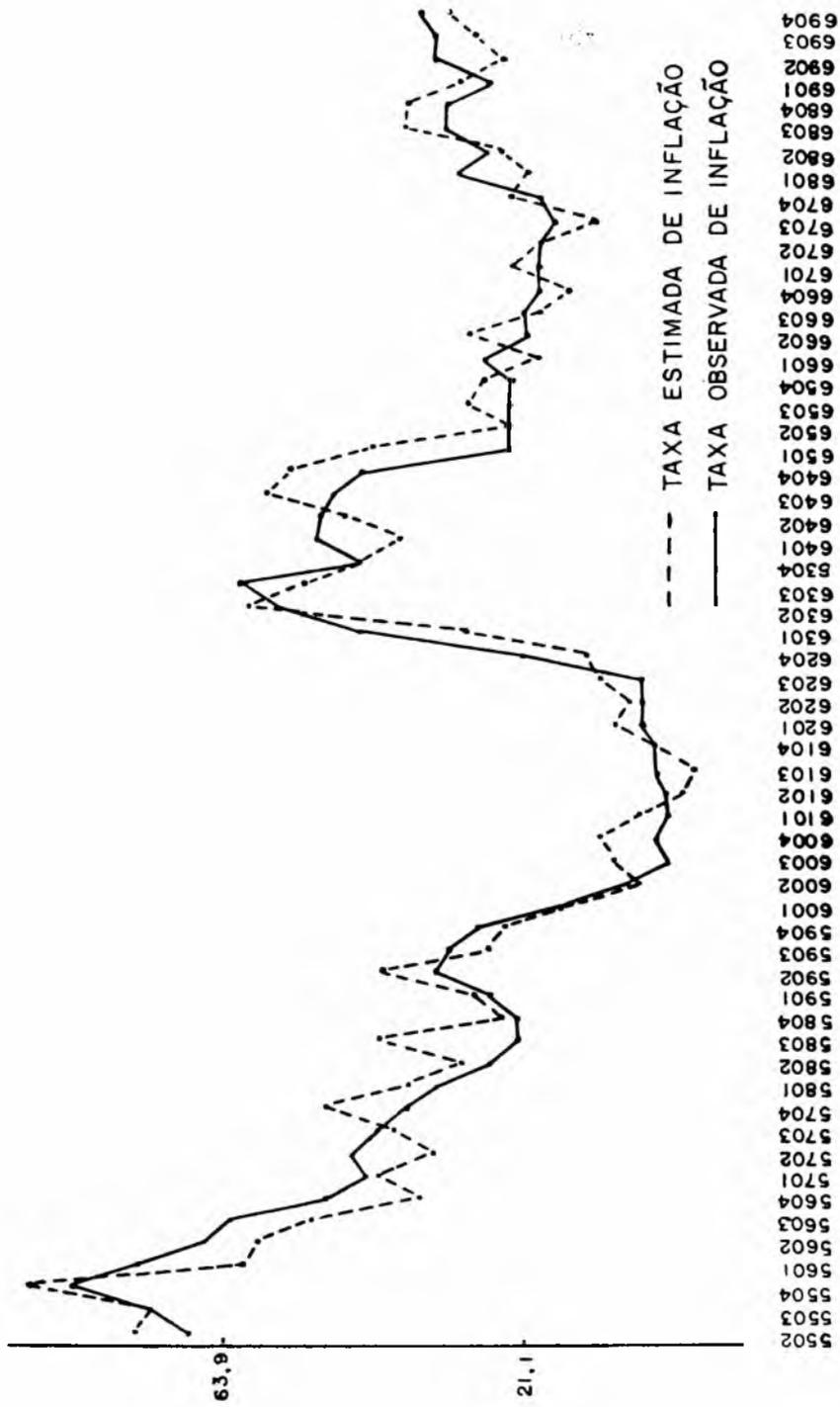


FIG 3 TAXAS OBSERVADAS E ESTIMADAS DE INFLAÇÃO, PREÇO POR ATACADO, CHILE, OBSERVAÇÕES TRIMESTRAIS, 1955/1969.

ção gráfica das disparidades entre valores estimados e observados da taxa de inflação é apresentada nos gráficos 1, 2 e 3 para Argentina, Brasil e Chile respectivamente.

### VI.1.2. Imposto Inflacionário

Como é bem sabido, a emissão de moeda pode ser vista como um método de obtenção de receita através de um imposto “especial”, o imposto sobre a liquidez real do sistema, o qual requer administração bastante simples: basta emitir para financiar o dispêndio das instituições emissoras. Por esta razão, este é um tipo de imposto particularmente eficiente para países cujos governos estão empenhados em realizar volumosos gastos de investimentos e possuem uma administração fiscal ineficiente. A base do imposto é o nível de liquidez real e sua taxa, a taxa de crescimento do estoque nominal de moeda. Desta forma, podemos escrever a receita real do imposto ( $R$ ) da seguinte forma:

$$R_t = \frac{dM}{d_t} \frac{1}{p_t} = \dot{M}_t \left( \frac{M}{p} \right)_t$$

onde  $\frac{1}{p_t} \frac{dM}{d_t}$  é o valor real das novas emissões. As agências responsáveis por  $M$  (as emissões) não exercem nenhum controle duradouro sobre a base do imposto,  $\frac{M}{p}$ , visto que quanto maior  $M$ , mui provavelmente maior será a taxa de inflação e, conseqüentemente, menor será a base do imposto, via taxa esperada de inflação. Este aspecto do problema pode nos conduzir imediatamente à pergunta: qual a taxa  $\dot{M}$ , que maximizaria o valor de  $R_t$ ? A esta taxa  $\dot{M}$ , o que ocorreria ao nível geral de preços? Cumpre notar, todavia, que, se tomarmos em consideração as defasagens entre estoques observados e desejados de moeda, a relevância destas questões fica seriamente comprometida devido aos problemas de ajustamento no mercado monetário e à formação de expectativas concernentes às taxas de inflação no futuro. Nestes casos, praticamente não haveria limite superior para  $R$ , pois que  $\dot{M}$  poderia crescer continuamente de uma forma tal a compensar amplamente a que-

da da base do imposto. Ainda assim, visto o interesse teórico que estas perguntas têm despertado<sup>(12)</sup>, a elas voltaremos depois de verificarmos a importância quantitativa do imposto em questão.

Nos casos da Argentina, Brasil e Chile, o montante do imposto inflacionário coletado é respectivamente da ordem de 5,7, 8,0 e 8,6% do produto nacional, em média, para o período 1959-1969. Destes valores, a parcela que é apropriada pelas Autoridades Monetárias depende da relação entre a Base Monetária e a oferta monetária<sup>(13)</sup>. Se aproximarmos a relação entre estas duas magnitudes, pela razão entre moeda em circulação sobre o estoque total de moeda, o imposto inflacionário coletado pelas Autoridades Monetárias fica em torno de 3,6, 4,5 e 6,5 como uma fração do produto, para Argentina, Brasil e Chile respectivamente.

Agora voltamos ao exercício de encontrar  $\dot{M}$  que maximiza o imposto real coletado. De início, para evitar as complicações de ajustamento e a fim de chegarmos a algum resultado, admitiremos equilíbrio de longo-prazo no mercado monetário: estoques observados e desejados iguais e taxas de inflação observadas e esperadas iguais. Assim, dada a demanda de moeda em função da renda ( $y$ ) e da taxa esperada de inflação ( $p^e$ ), podemos escrever:

$$\text{VI.2.1.} \quad R_t = M_t y_t \alpha_0 e \alpha \cdot p_t$$

então, derivando-se VI.2.1. em relação a  $p$  e tendo presente que em equilíbrio e para alternativas taxas de inflação temos:

$$\dot{M}_t = p_t + \alpha_0 y_t, \text{ obtém-se:}$$

$$\text{VI.2.2.} \quad \dot{M}_t = p_t + \alpha_0 y_t = 1/ \alpha_1$$

onde  $\dot{M}_t^*$  é a taxa de crescimento da oferta monetária que ma-

(12) Somente para mencionar dois trabalhos nesta área. Veja Friedman [11] e Barro [2].

(13) A outra parcela é apropriada pelo sistema bancário e seus clientes.

ximiza a receita do imposto e, como era de se esperar, é definida em função do grau de sensibilidade ( $\alpha_1$ ) da demanda de moeda em relação à taxa esperada de inflação; quanto menor  $\alpha_1$ , maior será o aumento da receita do imposto para um dado

$\dot{M}_t$ , já que a base do imposto é pouco sensível à mudança em  $p^e$ .  
Notar também que a elasticidade da demanda de moeda com

relação a  $p^e$  no ponto correspondente a  $\dot{M}^*$  é tanto menor que

1 quanto maior for a taxa de crescimento do produto ( $y$ ) e é

no máximo unitário para  $y = 0$ <sup>(14-15)</sup>. Dadas, deste modo, as estimas de  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  para Argentina, Brasil e Chile e tomando-se a taxa média de crescimento do produto para estes países no período 54/69, obtêm-se os resultados estimados para

$\dot{M}^*$  e  $p^e$  que aparecem na Tabela 12. Como se pode observar, a

taxa anual de crescimento na oferta monetária ( $\dot{M}^*$ ) que maximizaria a receita do imposto inflacionário, — estritamente dependente de  $\alpha_1$  — é estimada entre 228 para o Brasil e 400.0% a.a. para a Argentina. A velocidade renda como consequência passaria de 4,69, 5,15 e 4,53 para 12,1, 13,3 e 10,7 para Argentina, Brasil e Chile respectivamente. Embora elevados, estes números parecem modestos quando comparado com os valores que Cagan e Barro estimam (\*) para alguns casos de inflação galopante. As estimativas destes autores variam entre 54 (Polônia) e 154 (Alemanha)% ao mês.

Contudo, é quando comparados com as taxas observadas que estes resultados parecem ainda menos plausíveis; os va-

lores de  $\dot{M}^*$  são de 5 a 10 vezes maiores que os resultados observados. A rigor, a conclusão a que se chega após este exercício é a de que estes cálculos são desprovidos de qualquer

(14) Basta tomar a segunda igualdade de VI.2.2 e multiplicar tudo por  $\alpha_1$  para se obter a elasticidade da demanda de moeda com relação

a  $p^e$  ( $\alpha_1 p^e$ ).

(15) Este resultado depende da forma particular da demanda de moeda. Daí a razão pela qual este resultado difere do apresentado por Cagan [4], Veja [11] para maiores detalhes.

relevância empírica, ao contrário das sugestões recentemente feitas por Friedman [11].

É claro, contudo, que não se pode por isso deixar de se considerar o fato de que o imposto inflacionário é uma fonte relativamente importante de receita; no caso dos países aqui considerados, as Autoridades Monetárias coletam por esta via um volume de recursos nada desprezível, em torno de 5% do produto nacional.

Antes de concluirmos, convém assinalar ainda a possibilidade de realização de um outro exercício, de natureza idêntica ao anterior: ao invés de maximizar o imposto inflacionário sem nenhuma restrição, poder-se-ia maximizá-lo sujeito à restrição imposta pelo custo social da inflação (custos relativos à eficiência no consumo e na produção e não devidos à redistribuição de ativos induzidos pela inflação), a exemplo do realizado por Barro. Embora estes resultados possam apresentar algum interesse acadêmico, não são aqui apresentados devido a sua irrelevância do ponto de vista empírico.

## BIBLIOGRAFIA

- [1] "Da Silva, A.M. "The Expected of Inflation and the Demand for Money: An Empirical Study of Argentina, Brasil, Chile e U.S.A." Tese de Ph. D. submetida ao Departamento de Economia da Universidade de Chicago, 1972.
- [2] Barro, Robert J. "Inflationary Finance and the Welfare Cost of Inflation", **Journal of Political Economy**, forthcoming.
- [3] Box, G.E.P., and Jenkins, G.M. **Time Series Analysis Forecasting and Control**. San Francisco: Holden-Day, 1970.
- [4] Cagan, Phillip. "The Monetary Dynamics of Hiperinflation" **Studies in the Quantity Theory of Money**. Edited by Milton Friedman. Chicago: University of Chicago Press, 1956.
- [5] Carvalho, José L. "Production, Investment and Expectations: A Study of the United States Cattle Industry". Unpublished Ph. D. dissertation, University of Chicago 1972.
- [6] Chow, Gregory. "On the Long-Run and Short-Run Demand for Money". **Journal of Political Economy**, vol. LXXIV (apr. 1966).
- [7] Diz, Adolfo C. "Money and Prices in Argentina, 1935-62" **Varieties of Monetary Experience**. Edited by David Meiselman. Chicago: University of Chicago Press, 1970.
- [8] Fisher, I. **The Theory of Interest**. Reprint of Economic Classic. New York: Augustus M. Kelly, 1965.
- [9] Friedman, Milton. "The Quantity Teory of Money: A Restatement". **The Optimum Quantity of Money ond Other Essays**. Chicago Publishing C., 1969.
- [10] \_\_\_\_\_ **A Theory of the Consumption Function**. Princeton University Press for the National Bureau of Economic Research, 1957.
- [11] \_\_\_\_\_ "Government Revenue from Inflation", **Journal of Political Economy**, vol. LXXIX, n.º 4 (July/August, 1971).
- [12] \_\_\_\_\_ "The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results". **Journal of Political Economy**, vol. LXVI, n.º 4 (August, 1959). Also reprinted in Friedman, **The Optimum Quantity, of Money and Other Essays**.

- [13] \_\_\_\_\_ "A Theoretical Framework for Monetary Analysis", **Journal of Political Economy**, vol. LXXVIII (March/April, 1970).
- [14] \_\_\_\_\_ "Factores Affecting the Level of Interest Rates" **Savings and Residential Financing**. Conference Proceedings, U.S. League, 1968.
- [15] Gibson, W "Price Expectations Effects on Interest Rates", **Journal of Finance**, vol. XXV (march, 1970).
- [16] Hamburger, M.J. "The Demand for Money by Households, Money Substitutes and Monetary Policy", **Journal of Political Economy**, vol. LXXIV, n.º 6 (December, 1966).
- [17] Harberger, Arnold C. "The Dynamics of Inflation in Chile". **Measurement in Economics**. Edited by Carl Chist. Stanford: Stanford University Press, 1963.
- [18] Laidler, David. "Some Evidence on the Demand for Money". **Journal of Political Economy**, vol. LXXIV (April, 1966).
- [19] Lee, Tong, H. "Alternatives Interest Rates and the Demand for Money: The Empirical Evidence", **American Economic Review** vol. LVIII, n.º 5 (December, 1967).
- [20] Mundell, Robert A. **Monetary Theory**. Pacific Palisades: Goodyear Publishing Co. Inc., 1971).
- [21] Muth, John F. "Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts", **Journal of American Statistical Association**. vol. LV (June, 1960).
- [22] \_\_\_\_\_ "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", **Econometrica**, vol. XXIX (July, 1961).
- [23] Nerlove, Marc. "Distributed Lags and Unobserved Components in Economic Time Series". **Ten Economic Studies in the Tradition of Irving Fisher**. Edited by W. Fellner. New York: John Wiley, 1967.
- [24] Sargent, T. "Commodity Price Expectations and the Interest Rate", **Quarterly Journal of Economics**, vol. LXXXIII (February, 1969).
- [25] Theil, Henri **Applied Economic Forecasting**. Chicago: Rand McNally and Company, 1969. Pp. 26-29.
- [26] Yohe, W.P., and Karnosky, D.S. "Interest Rates and Price Level Changes, 1952-1969", **Review of Federal Reserve Bank of St. Louis**, vol. LI (December, 1969).