

INFLAÇÃO E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

AFFONSO CELSO PASTORE *

SUMÁRIO

1. Velocidade — Renda e demanda de moeda. 2. Especificação do modelo. 3. Os dados utilizados. 4. Os resultados. 5. O comportamento recente da velocidade. 6. Apêndice. 7. Bibliografia.

1. VELOCIDADE-RENDA E DEMANDA DE MOEDA

Uma das características mais nítidas da inflação brasileira recente tem sido a inexistência de um relativo grau de proporcionalidade entre o crescimento dos preços e dos meios de pagamento.¹ Ao longo do ano de 1965 os meios de pagamento aumentaram de 70% (saldos em fim de período), situando-se a taxa de crescimento do índice geral de preços em 45% (entre dezembro de 1964 e dezembro de 1965). Já em 1966 ocorreu o fenômeno inverso, e, enquanto a expansão de meios de pagamentos era contida em apenas 17%, os preços cresciam a uma taxa de 40%, os preços cresciam a uma taxa de 40%, pouco inferior, portando, à do ano anterior. Novamente, no correr do ano de 1967, essa relação torna a inverter-se, verificando-se uma expansão monetária de 42%, e uma inflação inferior a 25%.

A observação de que êsse comportamento contraria a relação entre preços e meios de pagamento, verificada ao longo de um extenso período anterior a 1965, tem conduzido muitos economistas a criticar a política monetária mais expansionista posta em prática em 1967, e parte de 1968,

* Da Faculdade de Ciências Econômicas e Administrativas da Universidade de São Paulo. O autor agradece à equipe do Centro de Processamento de Dados da Faculdade, pelo trabalho de assistência nos cálculos realizados.

¹ Definidos, na forma usual, como a soma do papel moeda em poder do público mais os depósitos à vista.

sob a alegação de que, com o crescimento já verificado nos meios de pagamento, existem tensões inflacionárias injetadas na economia que deverão conduzir fatalmente a uma aceleração do processo inflacionário. A observação do que se passou no período 1965/66 é utilizada como uma evidência desse fenômeno, argumentando-se que, em 1966, os preços se elevaram, apesar da forte contenção monetária, em razão da excessiva expansão de meios de pagamento verificada em 1965.

O argumento acima pressupõe a constância a longo prazo da velocidade-renda da moeda, isto é, que a demanda de moeda de equilíbrio possa ser representada pela relação

$$(1) \quad M_t^d = k (Py)_t$$

sendo M_t^d o volume de meios de pagamento que a coletividade *deseja reter* para um dado nível da renda em termos nominais, y a renda real, P o nível geral de preços, e k o inverso da velocidade-renda da moeda.

As flutuações de curto prazo verificadas na velocidade-renda seriam atribuídas a uma certa lentidão no ajustamento da demanda global de bens e serviços, em resposta a uma variação da oferta monetária. A explicação seria dada dentro da tradição da Teoria Quantitativa, na qual se supõe que a moeda é retida apenas como um instrumento de trocas, admitindo-se que a população seria relativamente lenta em *livrar-se* dos meios de pagamento gerados acima do nível que desejaria reter em função do produto real e dos preços. Nas fases da rápida expansão monetária os preços cresceriam mais lentamente, ocasionando um aumento do volume de meios de pagamento em termos reais, e, desde que a renda permanece constante, a velocidade-renda teria de declinar.

Tal comportamento é também consistente com a teoria Keynesiana, no caso particular em que a demanda de moeda torna-se inelástica com relação à taxa de juros. Um aumento da oferta monetária seria totalmente destinado ao mercado de títulos, reduzindo a taxa de juros, e provocando indiretamente um crescimento da renda, através dos estímulos aos investimentos. Desde que o novo equilíbrio se faça no ramo em que a demanda de moeda é inelástica com relação à taxa de juros, a velocidade-renda se fixaria, ao final do processo de ajustamento, no mesmo nível. No caso em que os investimentos respondessem à taxa de juros com defasagens distri-

buidas,² a demanda efetiva poderia ampliar-se com certa lentidão. Ainda que o crescimento da oferta de moeda conduzisse a uma substancial redução da taxa de juros reais, o aumento de renda gerado pela ampliação da demanda efetiva seria pequeno a curto prazo, ampliando-se apenas na medida em que a demanda de investimentos fôsse convergindo para seu equilíbrio de longo prazo.

Qualquer que fôsse a teoria adotada, existiriam mecanismos capazes de aplicar as flutuações de curto prazo da velocidade-renda da moeda, e que seriam apenas ajustamentos em tórno de seu valor de equilíbrio, que seria constante. Enquanto a oferta de moeda estivesse se expandindo, a velocidade-renda declinaria em razão da defasagem na resposta da demanda efetiva. Uma vez reduzida ou cessada a expansão monetária, a demanda permaneceria crescendo, convergindo para seu equilíbrio de longo prazo, e a inflação ainda continuaria, reduzindo o volume de meios de pagamento em termos reais e elevando a velocidade-renda.

No gráfico 1 apresenta-se a relação entre o saldo médio anual dos meios de pagamento em termos reais e a renda real do período, como uma primeira tentativa de analisar a existência de evidências empíricas que suportem a hipótese de que a demanda de moeda seja adequadamente representada pela relação (1). A função estimada e representada no gráfico é

$$(1)' \quad \left(\frac{M}{P} \right)_t = 0,028 Y_t$$

(0,007)

que conduz a uma velocidade-renda média para o período de 1950/67 de 5. Mas a disposição dos dados no diagrama de dispersão mostra claramente que a relação (1) não é a especificação mais adequada da demanda de moeda. Os pontos referentes aos anos iniciais do período situam-

² A função de investimentos poderia ser especificada pelo sistema.

$$I_t^+ = f(i_t, x)$$

$$I_t - I_{t-1} = b(I_t^+ - I_{t-1})$$

onde I_t^+ representa o investimento *desejado* em função da taxa de juros, i_t , a taxa de juros reais, x um vetor de variáveis que influenciam I^+ e I_t , o investimento efetivamente realizado no período. Se ocorrer uma alteração na taxa de juros, ocorrerá uma modificação no investimento desejado, mas o investimento efetivamente realizado no período será uma proporção b da diferença entre o nível desejado e o efetivamente verificado no período anterior. Dependendo da magnitude do parâmetro b , a elasticidade de curto prazo poderá ser substancialmente menor que a elasticidade de longo prazo e o período de convergência para o equilíbrio de longo prazo poderá ser relativamente extenso.

se sistematicamente acima da reta estimada passando pela origem, e os pontos referentes aos anos mais recentes situam-se sistematicamente abaixo da relação.

A observação do gráfico sugere pelo menos três hipóteses adicionais. Primeiramente, de que ao longo do período ocorreram algumas alterações institucionais importantes, fazendo com que um volume menor de meios de pagamento, em termos reais, tivesse de ser retido para um dado nível do produto. Uma segunda hipótese, também consistente com os dados observados, é de que a elasticidade-renda da demanda de moeda é menor do que 1, e, à medida em que a renda se elevou, a coletividade passou a reter um volume proporcionalmente menor de meios de pagamento em termos reais. Finalmente, ainda que se estime a demanda de moeda dentro de uma especificação menos rígida, isto é, sem impor a proporcionalidade entre y_t e $(M/P)_t$, a dispersão em torno da reta estimada é bastante elevada, indicando que possivelmente alguma outra variável foi omitida da relação.

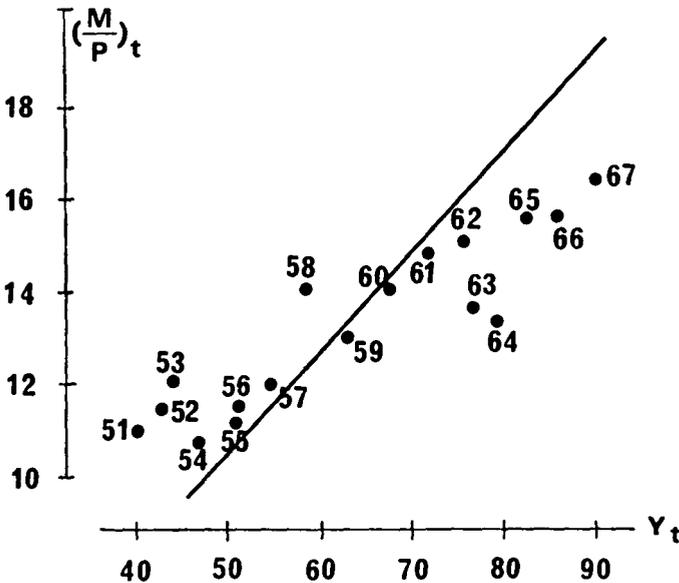


Gráfico 1

Na verdade, não existem razões teóricas para supor que a demanda de moeda seja apenas uma função estável do nível de renda. Desde que a moeda é uma possível forma de *riqueza*, ela poderá ser retirada em maior ou menor proporção relativamente aos demais ativos, dependendo dos retornos esperados sobre cada um dos possíveis ativos alternativos. Qualquer

pessoa ou firma poderá decidir entre reter moeda ou título de crédito que rendem juros, como letras de câmbio, obrigações reajustáveis, letras imobiliárias, etc. Essa decisão dependerá não somente dos juros de cada uma das aplicações alternativas, mas também do grau de risco, liquidez, etc., em cada um dos possíveis títulos. Mas no momento em que as taxas de retôrno sôbre as aplicações em títulos se elevarem, o custo de reter moeda na forma ociosa será mais elevado, e a simples retenção dêsse ativo deverá declinar.

A dependência da demanda de moeda com relação à taxa de juros é longamente reconhecida na teoria econômica e as evidências empíricas existentes para os mais variados países indicam que essa especificação *explica* melhor as variações da demanda de moeda do que as supostas pela hipótese (1).³ É claro, por outro lado, que a introdução da taxa de juros na demanda de moeda não mais permite manter a hipótese de constância a longo prazo da velocidade-renda, que passará a ser expressa como uma função estável da própria taxa de juros.

Admitamos que o volume de meios de pagamento em têrmos reais (desejados pela coletividade) seja expresso em função da renda real e da taxa de juros, isto é,

$$(2) \quad (M/P)_t^+ = f(y_t, i_t)$$

onde $(M/P)_t^+$ é o volume de meios de pagamento em têrmos reais desejados no período t (que não é necessariamente igual ao volume de meios de pagamento efetivamente retidos no período t), e i_t representa a taxa de juros. Admitindo momentaneamente que a demanda de moeda esteja em equilíbrio, com a caixa real atual igual à caixa real desejada, pode-se obter uma expansão para a velocidade-renda da moeda dada por

$$(3) \quad v_t^+ = \frac{y_t}{(M/P)_t^+} = f'(y_t, i_t)$$

A priori, não é possível dizer se a velocidade-renda da moeda depende positiva ou negativamente da renda real, pois êsse resultado depende da magnitude do coeficiente de elasticidade-renda da demanda de moeda.⁴

³ Um excelente texto sôbre as teorias de demanda de moeda é o editado por THORN. Para uma apresentação de alguns resultados empíricos conhecidos, ver FRAZER. (Cf. Bibliografia 1 e 2)

⁴ Pela relação (3) a velocidade-renda pode ser expressa na forma $v_t^+ = y_t(M/P)_t^+{}^{-1}$. Calculando a derivada logarítmica dessa função com relação ao tempo obtemos

$$\frac{1}{v_t} \frac{dv_t}{dt} = (1 - \alpha_1) \frac{1}{y_t} \frac{dy_t}{dt} + \alpha_2 \frac{1}{i_t} \frac{di_t}{dt}$$

onde α_1 e α_2 representam as elasticidades da demanda de moeda com relação à renda e à taxa de juros.

Se êle fôr maior do que 1 a velocidade-renda aumentará nas fases de crescimento do produto e declinará nas recessões, pois, quando o produto real crescer, a coletividade aumentará menos do que proporcionalmente a quantidade de moeda mantida na forma ociosa, ocorrendo a ativação da moeda existente. Se a elasticidade-renda fôr inferior a 1 a velocidade-renda será negativamente correlacionada com o produto real.

A taxa de juros relevante para a demanda de moeda é, por outro lado, medida em termos nominais e não em termos reais. Admitindo que a coletividade espera uma certa taxa de inflação $(\Delta p/p)_t^e$, a taxa de juros nominais será dada por

$$i_t = i_t^r + (\Delta p/p)_t^e$$

onde i_t^r é a taxa de juros reais. Os portadores de títulos desejarão manter o rendimento real de seus ativos e os investidores terão de realizar uma previsão da taxa futura de inflação. Fixada essa expectativa, cujo processo de formação não nos interessa de perto no momento, estará determinada a taxa de juros em termos nominais, que somente será igual à taxa de juros reais quando a taxa de inflação esperada fôr nula.

Admitamos que em um determinado momento alterem-se as expectativas de inflação, ou, através de um mecanismo qualquer, modifique-se a taxa de juros reais. A consequência será uma modificação da velocidade-renda da moeda, que variará positivamente com relação a essas duas variáveis. Se a coletividade estiver esperando uma aceleração da inflação, tentará ativar a moeda existente através de uma maior procura de ativos cujo valor não seja corroído pelos aumentos dos preços. A consequência será uma elevação da velocidade-renda da moeda que levará, tudo o mais mantido constante, a uma elevação da própria taxa efetiva de inflação. Se não existirem razões para rejeitar a hipótese de que a demanda de moeda seja adequadamente representada pela relação (2), não existirão razões para supor a constância da velocidade no longo prazo, nem de que a inflação deva sempre acelerar-se depois de decorrido um período em que a velocidade-renda estêve em declínio.

O problema que se coloca é, conseqüentemente, de prova de hipóteses, isto é, de verificar se existem ou não razões para supor que a demanda de moeda seja melhor especificada pela relação (2) do que pela relação (1).

2. ESPECIFICAÇÃO DO MODELO

Admitiremos inicialmente, que a *caixa real desejada* pela coletividade seja uma função estável da renda real e da taxa de juros. Supondo a linearidade da relação⁵ tem-se

$$(4) \quad \left(\frac{M}{P}\right)_t^+ = a_0 + a_1 y_t - a_2 i_t + u_t$$

onde u_t é a componente que inclui os efeitos de tôdas as demais variáveis que eventualmente explicam uma parcela das variações da caixa real desejada e cujo efeito líquido é associado a uma variável aleatória de média zero.

Suporemos, em seguida, que a diferença entre a caixa real desejada e a caixa real atual seja explicada por uma relação análoga à proposta por NERLOVE (cf. Bibliografia 3), isto é

$$(5) \quad (M/P)_t - (M/P)_{t-1} = B [(M/P)_t^+ - (M/P)_{t-1}]$$

que exprime simplesmente que a quantidade de moeda efetivamente retida no período t é igual à demanda de moeda do período $t-1$, mais um ajustamento que é uma proporção B de diferença entre a caixa real do período $t-1$ e a caixa real desejada em t .

Substituindo (4) em (5) temos

$$(6) \quad \left(\frac{M}{P}\right)_t = a_0 B + a_1 B y_t - a_2 B i_t + (1 - B) \left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} + B u_t$$

que é uma forma *reduzida* do modelo, envolvendo apenas as variáveis diretamente observáveis presentes nas relações (4) e (5).

A relação (4) é, na verdade, a demanda de moeda de longo prazo. Ela exprime o volume de meios de pagamento em termos reais que a coletividade deseja reter na forma ociosa, depois de decorrido um período de tempo suficientemente longo para permitir o total ajustamento da demanda às variações de y_t e i_t . A relação (6) exprime a demanda de moeda de curto prazo, isto é, qual a caixa real efetivamente retida no momento imediatamente posterior à variação de y_t e i_t .

O coeficiente B é denominado coeficiente de ajustamento, e sua magnitude determina o período de tempo necessário para que a caixa

* As funções serão estimadas tanto com as variáveis na escala aritmética quanto na escala logaritmica. Conseqüentemente, os símbolos utilizados poderão designar as variáveis em sua escala original ou os logaritmos das variáveis.

real efetiva possa convergir para a caixa real desejada. Na hipótese restrita de que $B=1$, a caixa real atual seria idêntica à caixa real desejada, e o ajustamento se completaria dentro de um único período. Quanto mais próximo de zero o valor de B mais longo o período de ajustamento.

Se tôdas as variáveis estiverem na forma logarítmica, os coeficientes a_1 e a_2 fornecerão as elasticidades de longo prazo da demanda de moeda com relação à renda e à taxa de juros, enquanto a_1B e a_2B fornecerão as respectivas elasticidades de curto prazo.

Admitida a hipótese de independência serial nos resíduos, as estimativas dos parâmetros poderão ser obtidas a partir de estimação por mínimos quadrados da relação (6). O complemento a 1 do coeficiente da caixa real defasada fornece uma estimativa do coeficiente de ajustamento da demanda de moeda. Os coeficientes de regressão das variáveis y_t e i_t serão estimativas dos coeficientes da demanda de curto prazo, e o quociente entre êsses valores e o coeficiente de ajustamento conduz às estimativas dos coeficientes da demanda de longo prazo. A hipótese de igualdade entre a caixa real desejada e a caixa real atual poderá ser colocada à prova verificando-se se o coeficiente de $(M/P)_{t-1}$, na relação (6), difere significativamente de zero. Se não diferir, não existem razões para supor que B seja significativamente diferente de 1, existindo razões para se acreditar que o ajustamento demore mais do que um único período.

É importante salientar que êsse modelo admite mais de uma interpretação, pois sua forma reduzida é também consistente com um modelo de demanda de moeda construído a partir da hipótese de que a caixa real atual é igual à caixa real desejada, mas que a demanda de moeda não depende dos valores atuais da renda e da taxa de juros, e sim de seus valores *permanentes*. A coletividade observaria as variações da renda e da taxa de juros, verificando que nem tôdas as oscilações dessas variáveis poderiam ser julgadas *normais*. Parte dessas variações são geradas por fenômenos transitórios, não existindo razões para se acreditar que elas tendam a persistir ao longo dos próximos períodos. A coletividade iria formulando uma noção daquilo que julgaria serem valores *esperados* ou *normais* de cada uma das variáveis presentes na demanda de moeda, e somente responderia àquelas variações que pudessem ser julgadas normais.

Trata-se de uma interpretação idêntica a que FRIEDMAN utilizou na construção de sua função consumo (Cf. Bibliografia 5) e utilizada em seu artigo sobre o comportamento da velocidade de curto e de longo prazo para os Estados Unidos (Cf. Bibliografia 4). Denominando por \bar{y}_t e \bar{i}_t

a renda permanente a a taxa de juros permanente, a demanda de moeda seria expressa por

$$(4)' \quad \left(\frac{M}{p}\right)_t = a'_0 + a'_1 \bar{y}_t - a'_2 \bar{i}_t + u_t$$

Admitindo, que as variações permanentes da renda e da taxa de juros sejam expressas pela observação de seus valores passados, pode-se supor que sejam dados por

$$(5)' \quad \bar{y}_t - \bar{y}_{t-1} = h(y_t - \bar{y}_{t-1})$$

$$(5)'' \quad \bar{i}_t - \bar{i}_{t-1} = h(i_t - \bar{i}_{t-1})$$

Em t-1 a parcela de renda tida como permanente seria dada por \bar{y}_{t-1} , e a relação (5)' exprime que a variação na renda permanente em t é uma proporção h da diferença entre a renda permanente e a renda efetivamente recebida em t. Essa diferença, expressa por $(y_t - \bar{y}_{t-1})$ seria decomposta em duas parcelas: uma primeira julgada transitória e dada por $(1-h)(y_t - \bar{y}_{t-1})$ e outra tida como permanente, e que comparece no segundo membro da relação (5)', admitindo-se que a coletividade somente responde às variações permanentes e não às transitórias.

Substituindo (5)' e (5)'' em (4)' chega-se à forma reduzida do modelo, isto é

$$(6)' \quad \left(\frac{M}{p}\right)_t = a'_0 h + a'_1 h y_t - a'_2 h i_t + (1-h) \left(\frac{M}{p}\right)_{t-1} + v_t$$

$$v_t = u_t - (1-h) u_{t-1}$$

Se fizermos $B=h$, a relação (6)' torna-se idêntica à relação (6), não existindo, conseqüentemente, formas de se distinguir, a partir das relações estimadas, se elas foram geradas pela primeira ou pela segunda hipótese.⁶

Associada à demanda de moeda de longo prazo, pode-se definir a velocidade-renda de longo prazo, ou de equilíbrio. Associada à demanda

⁶ Do ponto de vista econométrico elas não conduzem a formas *reduzidas* idênticas, pois se em ambos os casos os resíduos originais fossem serialmente independentes, a primeira hipótese conduziria a um resíduo serialmente independente na forma reduzida, enquanto a segunda conduziria a um resíduo autocorrelacionado. A importância desse fato reside na possibilidade de obtenção de estimativas justas dos parâmetros do modelo, conforme será analisado mais adiante.

de curto prazo pode-se definir a velocidade-renda de curto prazo, que ocorreria no momento imediatamente posterior às variações de y_t e i_t . A diferença entre êsses dois parâmetros deriva do próprio processo de ajustamento da demanda de moeda. No caso do primeiro modelo porque uma variação da renda ou da taxa de juros alteraria a caixa desejada, mas a caixa real atual somente iria convergindo para o seu equilíbrio ao longo de um certo período de tempo. Na segunda interpretação do modelo porque de início apenas uma proporção das variações da taxa de juros e da renda seriam admitidas como permanentes, e somente na hipótese de persistência do novo nível dessas variáveis, ao longo de um dado período, é que a renda atual seria igual à renda permanente, esgotando-se seu efeito sobre a caixa real.

Admitindo, para simplificar as expressões envolvidas, que todas as variações, que todas as variáveis estejam expressas em logaritmos, as expressões para as duas velocidade-renda serão dadas por

$$(3)' \quad v_t^+ = b_0 + (1 - a_1) y_t + a_2 i_t - u_t$$

$$(3)'' \quad v_t = b'_0 + (1 - Ba_1) y_t + Ba_2 i_t - (1 - B) \left(\frac{M}{P} \right)_{t-1} + Bu_t$$

Somente no caso em que $B = 1$ as duas velocidades serão iguais. No caso em que a demanda de curto prazo tenha elasticidade-renda menor do que 1, e a de longo prazo superior a 1, a primeira será positivamente correlacionada com relação à renda, e a segunda será negativamente correlacionada. Dentro dessa hipótese a velocidade-renda da moeda deveria ser declinante no longo prazo, e positivamente correlacionada com as variações de curto prazo do nível da renda real. No caso em que ambas as elasticidades forem menores (ou maiores) do que um, as velocidades-renda de curto e de longo prazo variação no mesmo sentido. No que diz respeito à taxa de juros, por outro lado, sabe-se que será sempre positivamente correlacionada com a velocidade-renda.

3. OS DADOS UTILIZADOS

As tentativas de estimação de uma função de demanda de moeda para o Brasil esbarram com as dificuldades derivadas da inexistência de dados mais amplos sobre taxas de juros, e de renda real para períodos mais curtos do que um ano.

Em trabalho anterior o prof. FISHLOW (Cf. Bibliografia 6) estimou algumas relações de demanda de moeda para o Brasil, à partir de dados anuais, exprimindo a caixa real do ano t (dados em 30 de junho do ano

respectivo) em função do produto real e da taxa de juros, avaliada pela taxa de inflação esperada no período. Supondo a constância relativa da taxa de juros em termos reais, os juros nominais poderiam ser adequadamente medidos pela taxa esperada de inflação, que era suposta, em seguida, igual à própria taxa de inflação verificada no período. Foram admitidas várias formas especificativas para o modelo que conduziram, em geral, a resultados significantes, com poder explicativo superior a 95%.

A estimação com dados anuais apresenta, contudo, algumas dificuldades básicas. Inicialmente, devido à elevada agregação sobre o tempo, é extremamente difícil captar a diferença que eventualmente existia entre a caixa real atual e a caixa real desejada. Como MUNDLAK (Cf. Bibliografia 7) demonstrou, a agregação sobre o tempo introduz um viés na direção de I sobre o coeficiente de ajustamento da demanda, dificultando captar uma eventual influência de ajustamentos defasados. A essa dificuldade soma-se a derivada da multicolinearidade, pois a correlação entre a renda real em t e o volume de meios de pagamento em termos reais no período $t-1$ é bastante elevada para dados anuais. Finalmente, é preciso salientar que o pequeno tamanho da amostra tende a tornar relativamente menos eficientes os estimadores de mínimos quadrados, elevando a probabilidade de se obterem estimativas relativamente distantes dos verdadeiros valores dos parâmetros.

Uma forma de contornar tais dificuldades seria estimando a função com dados mais desagregados sobre o tempo. Isto seria possível desde que se interpolassem os dados da renda real por períodos mais curtos que um ano, na linha do que foi realizado por HARBERGER (Cf. Bibliografia 8) em seu modelo sobre a inflação chilena, isto é, interpolando as taxas mensais de variação do produto de forma a minimizar a variância em torno da taxa média mensal, e com a restrição de que a agregação sobre o tempo conduza à própria taxa anual. Esse método é de difícil aplicação a dados mensais, pois envolve um volume substancial de cálculos. Por outro lado, é preciso lembrar que esse critério representa simplesmente uma forma de polir a série de renda, de forma a refletir aproximadamente a tendência de longo prazo dos dados do produto, e não estimaria de modo adequado suas variações mensais.

Um segundo critério, que poderia refletir melhor essas variações, consistiu em tomar a arrecadação de impostos indiretos e mantendo constante os níveis das alíquotas, supor que: a) a variação estacional da arrecadação reflita a variação estacional do produto; b) flutuações cíclicas da arrecadação reflitam as flutuações cíclicas do produto.

Se essas duas hipóteses forem adequadas, pode-se interpolar o produto anual entre os meses do ano, proporcionalmente a um índice composto pela superposição da variação estacional e das flutuações cíclicas da arrecadação de impostos, sob a restrição de que a soma dos produtos mensais interpolados seja igual ao produto total do ano.⁷ O imposto que pode refletir com maior precisão essas variações é o de Vendas e Consignações e as dificuldades de obtenção desses dados para o Brasil, como um todo, nos conduziram a utilizar, por amostragem, a arrecadação desse imposto dentro do Estado de São Paulo, apenas.

Algumas críticas óbvias podem ser levantadas contra esse procedimento. Primeiramente que a arrecadação do Imposto de Vendas e Consignações reflete mais o volume das transações do que propriamente o nível de renda. Em segundo lugar que é apenas uma medida parcial, pois estamos incluindo apenas o Estado de São Paulo na amostra. Finalmente que as variações na eficiência da arrecadação conduziria a uma distorção da eventual correlação entre a arrecadação e o produto. Quanto à primeira objeção, sabe-se que, de fato, o Imposto de Vendas e Consignações incide sobre as transações totais da economia, mas é inegavelmente que tais transações apresentam uma estreita correlação com o nível da renda. Em segundo lugar, sabe-se que o Estado de São Paulo mantém uma elevada participação na formação da renda no Brasil, fato que, isoladamente, seria responsável por gerar uma correlação elevada entre a renda do Estado e a brasileira. Em adição, é preciso lembrar que as flutuações econômicas eventualmente existentes no Estado de São Paulo tendem a se propagar pelos demais estados, em razão das ligações existentes entre as economias regionais, tornando a correlação ainda mais estreita.

Quanto ao problema da eficiência na arrecadação, duas observações são necessárias. Em primeiro lugar, parte das variações da eficiência se realizam progressivamente ao longo do tempo e tenderiam a deduzir a proporcionalidade existente entre as tendências seculares da arrecadação e da renda. Desde que estamos interpolando a renda mensal sob a restrição de que a soma dos produtos mensais é igual ao anual, impõe-se a condição de que as duas tendências são iguais, e essa objeção fica eliminada. Quanto às flutuações de curto prazo na eficiência, pode-se supor, sem grandes dificuldades, que são mais ou menos aleatórias. Desde que interpolamos o produto apenas proporcionalmente às componentes cíclica (medida pela média móvel de 12 meses da arrecadação) e estacional, as flutuações aleatórias foram eliminadas do produto.

⁷ Os detalhes da construção do produto mensal são apresentados no APÊNDICE.

Finalmente, desde que se impôs a restrição de que a soma dos produtos mensais tenha de ser igual ao produto do ano, somente podem ser cometidos erros *dentro de um ano* e não erros *entre anos*. Conseqüentemente, a correlação entre as séries do verdadeiro produto mensal e sua estimativa somente pode ser reduzida por erros cometidos dentro de um ano e tenderia a se elevar na medida em que a variância entre anos fôsse maior do que a variância dentro de um ano. De fato, a variância entre anos explica uma parcela considerável das variações do produto mensal em torno de sua média, o que se deve à tendência secular constatada na série. O critério de interpolação dos dados dentro de cada ano deve garantir, por outro lado, uma considerável associação entre as estimativas e o verdadeiro produto, tornando as estimativas utilizadas uma aproximação razoável para o mensal.

Finalmente, é preciso lembrar que a agregação sobre o tempo deve reduzir os erros, desde que os desvios constatados mensalmente entre as estimativas e os verdadeiros valores sejam aleatórios. A reestimação das mesmas funções com dados trimestrais ou semestrais poderia reduzir, conseqüentemente, o eventual viés de erros nos variáveis.⁸

Resta, ainda, o problema de obtenção dos dados referentes à taxa de juros. Numa primeira aproximação estimaram-se as funções de demanda de moeda admitindo a constância na taxa de juros reais e supondo que as expectativas de inflação fôssem estimadas na forma proposta por CAGAN (Cf. Bibliografia 9), isto é, de que a inflação esperada no período t seria a própria taxa de inflação esperada no período $t-1$, mais um ajustamento proporcional ao desvio verificado entre a inflação efetivamente observada e a inflação esperada no ano anterior. Formalmente ela pode ser expressa de forma semelhante às relações (5)' e (5)" , isto é

$$(7) \quad (\Delta p/p)_t^e - (\Delta p/p)_{t-1}^e = \gamma [(\Delta p/p)_{t-1} - (\Delta p/p)_{t-1}^e]$$

onde γ é o coeficiente de expectativas. Trata-se da hipótese de expectativas adaptadas, que exprime a taxa de inflação esperada em t como uma média móvel ponderada, com pesos exponencialmente declinantes, das taxas de

⁸ É duvidosa, contudo, a melhoria de resultados derivada da eventual redução dos erros de medida em y_t , no processo de agregação sobre o tempo. Se, de um lado, a significância do coeficiente de y_t poderia ser aumentada pela elevação da correlação parcial entre y_t e $(M/P)_t$, é preciso lembrar que a redução do tamanho da amostra provoca uma queda de eficiência nos estimadores não existindo qualquer garantia de que o efeito final seja favorável.

inflação dos períodos anteriores. De fato, a relação (7) pode ser reescrita na forma

$$(8) \quad \left(\frac{\Delta p}{p}\right)_t^e = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma(1-\gamma)^j \left(\frac{\Delta p}{p}\right)_{t-j-1}$$

A magnitude do coeficiente γ é determinada pelo *horizonte de expectativas* da população, isto é, pelo número de períodos anteriores ao atual que são significativamente considerados na formulação das expectativas. No caso mais simples, de expectativas estáticas, a taxa de inflação esperada seria igual à taxa de inflação efetivamente verificada no período anterior, e o coeficiente de expectativas seria igual a 1. Para valores de γ menores do que 1 o horizonte de expectativas se alarga e diminui relativamente o peso atribuído às taxas de inflação presentes.⁹

Se existirem razões para acreditar que a taxa de juros reais é relativamente constante no período, ou pelo menos que as variações da taxa de juros atribuíveis às expectativas de inflação têm uma variância maior do que as variações reais, pode-se substituir i_t por $(\Delta p/p)_t^e$ em (6), e estimar os parâmetros da relação.

$$(6)'' \quad \left(\frac{M}{p}\right)_t = a_0 B + a_1 B y_t + a_2 B (\Delta p/p)_t^e + (1-B) \left(\frac{M}{p}\right)_{t-1} + B u_t$$

A maior dificuldade existente para a estimação da relação (6)'' é que substituindo $(\Delta p/p)_t^e$ pela relação (7) ou (8) chegamos a uma função não linear nos parâmetros, o que impossibilita a obtenção de estimativas dos parâmetros estruturais. Uma forma de contornar o problema seria através da forma reduzida que poderia ser obtida substituindo (7) em (6)'' e simplificando adequadamente, isto é

$$(9) \quad \left(\frac{M}{p}\right)_t a_0 B \gamma + a_1 B y_t - a_1 B (1-\gamma) y_{t-1} + a_2 B y_t (\Delta p/p)_{t-1} + [(1-B) + (1-\gamma)] \left(\frac{M}{p}\right)_{t-1} - (1-\gamma)(1-B) \left(\frac{M}{p}\right)_{t-2} + v_t$$

onde $v_t = B[u_t - (1-\gamma)u_{t1}]$

⁹ A soma dos pesos da média móvel definida pela relação (8) é igual a um, e sua amplitude é infinita. Se truncarmos a média no ponto em que a soma dos pesos é maior ou igual a 0,95, seus valores terão uma precisão relativamente boa e poderão ser utilizados como uma estimativa da série de taxas de inflação esperadas. O número de elementos contidos nessa média é também uma estimativa do *horizonte de expectativas*.

A primeira dificuldade da relação (9) deriva da forma auto-regressiva introduzida nos resíduos que, combinada com a presença de variáveis defasadas, conduzirá a uma tendenciosidade nos estimadores de mínimos quadrados. Em seu segundo lugar, a relação envolve cinco variáveis independentes e apesar da amostra utilizada possuir um elevado número de graus de liberdade, a multicolinearidade entre as variáveis presentes certamente reduz a eficiência dos estimadores. Finalmente, os parâmetros B e γ entram simetricamente nos dois últimos coeficientes da relação (9). Conseqüentemente, não é possível saber, a partir da solução do sistema de duas equações, formado igualando $[(1-B) + (1-\gamma)]$ e $(1-B)(1-\gamma)$ aos coeficientes estimados de $(M/P)_{t-1}$ e $(M/P)_{t-2}$, respectivamente, qual é a estimativa de B e qual é a estimativa de γ .¹⁰

Uma maneira de contornar esse problema é utilizando o método iterativo proposto por CAGAN (Cf. Bibliografia 5) e que consiste em construir séries de taxas de inflação esperadas para cada valor de γ entre zero e um e tomar como estimativa de γ aquele valor que maximizar o coeficiente de determinação da função estimada. Pode-se provar que a estimativa assim obtida é de máxima verossimilhança.¹¹

As funções de demanda de moeda para o Brasil foram estimadas utilizando essa hipótese de igualdade entre a taxa de juros e as expectativas de inflação, para o período 1954/67, utilizando dados mensais. Por outro lado, existem algumas informações esparsas de dados referentes a taxas de juros pagas aos portadores de letras de câmbio e publicadas pelo IPEA¹² para o período entre 1961 e 1965. Embora seja uma série truncada, envolvendo 43 observações, pode-se estimar a mesma função de demanda de moeda com essa subamostra.

Em um artigo recentemente publicado, TONG HUN LEE (Cf. Bibliografia 10) mostra que de fato deve-se esperar que a taxa de juros dos intermediários financeiros não bancários deve ser o mais próximo substituto de moeda. Trata-se de títulos de elevada liquidez e de fácil conversão em moeda, reunindo, conseqüentemente, as características necessárias para serem substitutos de moeda. Idealmente seria necessário colocar à prova a hipótese de substituição de moeda por títulos de outra natureza. A ausência dessas informações, de um lado e as indicações de que os juros dos inter-

¹⁰ Ver a esse respeito NERLOVE. (Cf. Bibliografia 3).

¹¹ Ver a esse respeito CAGAN. (Cf. Bibliografia 9).

¹² Trata-se de uma série de rendimentos anuais recebidos pelos portadores de letras de câmbio, e coletadas a partir das cotações desses títulos na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro. Essa série de dados acha-se publicada no *Diagnóstico da Situação Monetária*, documento integrante do Plano Decenal, elaborado pelo IPEA.

mediários financeiros refletem os preços dos títulos substitutos de moeda nos conduzem a adotar essa segunda forma de estimação da relação proposta.

4. OS RESULTADOS

Na Tabela 1 apresentam-se as funções estimadas dentro da hipótese de que as expectativas de inflação refletem de forma adequada o comportamento da taxa de juros. Tratam-se das funções estimadas sob várias combinações das hipóteses levantadas na seção 2. Em cada um dos modelos estimados a relação a. é estimada na escala aritmética e a relação b. na escala logarítmica. No modelo 1 estamos supondo que a caixa real atual é igual à caixa real desejada e que as expectativas de inflação são estáticas, isto é, que a taxa de inflação esperada no mês t é igual à taxa de inflação efetivamente verificada no mês t-1. No modelo 2 introduz-se apenas a alteração referente às expectativas. Realizada a estimação pelo método

TABELA 1

*Estimativas de funções de demanda de moeda para o Brasil
Dados mensais — período 1954/68*

MODÉLO	COEFICIENTES					γ	R ²	DW
	constante	$\left(\frac{\Delta p}{p}\right)_{t-1}$	$\left(\frac{\Delta p}{p}\right)_t^e$	y_t	$\left(\frac{M}{p}\right)_{t-1}$			
1. a.	173,966	-113,461 (2,910)	—	1,382 (18,205)	—	1	0,070	0,332
1. b.	2,640	[- 0,230 (3,065) [- 0,241]	—	0,569 (19,151) [0,840]	—	1	0,722	0,367
2. a.	50,472	—	-5,819 (6,970)	1,733 (19,117)	—	0,1	0,760	0,489
2. b.	2,089	—	[-0,492 -0,103 (6,549) [-0,469]	0,840 0,722 (18,951) [0,838]	—	0,1	0,770	0,530
3. a.	68,575	-61,330 (3,883)	—	0,295 (5,979)	0,839 (28,074)	1	0,952	2,281
3. b.	0,305	[- 0,301 - 0,464 (3,964) [- 0,307]	—	0,438 0,112 (5,779) [0,426]	[0,916] 0,849 (29,455) [0,923]	1	0,959	2,299
4. a.	7,331	—	-1,789 (4,426)	0,448 (6,664)	0,796 (24,915)	0,1	0,953	1,878
4. b.	0,259	—	[-0,339 -0,032 (4,518) [-0,345]	[0,477] 0,171 (6,548) [0,470]	[0,897] 0,813 (26,745) [0,909]	0,1	0,960	1,920

NOTAS: Os números entre parênteses logo abaixo dos coeficientes são os valores de "t". Os números entre colchêtes são os coeficientes de correlação parcial entre cada variável e a variável dependente. As regressões com índice a. foram estimadas com as variáveis na escala aritmética e as regressões com índice b. foram estimadas com as variáveis na escala logarítmica. Todas as variáveis presentes nas relações são significantes pelo menos ao nível de 1%. Para as quatro primeiras relações não se rejeita, pelo teste de NAGAR THEIL (cf. Bibliografia 11) a existência de autocorrelação positiva nos resíduos.

iterativo, obteve-se o valor de γ que tornou máximo o coeficiente de determinação. No modelo 3 mantém-se a hipótese de expectativas estáticas, mas supõe-se que a demanda de moeda de longo prazo difere da demanda de moeda de curto prazo. Finalmente, no modelo 4 adotam-se simultaneamente as hipóteses de expectativas adaptadas e de ajustamento parcial na demanda.

Em todos os casos, os sinais apresentados pelas variáveis são consistentes com as especificações teóricas, sendo sempre significantes pelo menos a 1%. A aderência do modelo 2 é superior à do modelo 1, sendo o coeficiente de determinação um pouco mais elevado, e o desvio-padrão da expectativa de inflação sensivelmente mais reduzido com relação ao tamanho do coeficiente.¹³ No caso dos dois primeiros modelos, a elasticidade-renda da demanda de moeda situa-se próxima de valores razoáveis, oscilando entre 0,6 e 0,7.

A introdução da variável defasada $(M/P)_{t-1}$ melhora substancialmente o ajustamento da função, fixando-se o coeficiente de determinação sempre acima de 0,95. Ao lado disso, a autocorrelação nos resíduos constatada nos modelos 1 e 2 é praticamente eliminada nos modelos 3 e 4, evidenciando-se que a especificação admitindo ajustamento parcial da demanda é superior à que supõe a igualdade entre a *caixa real atual* e a *caixa real desejada*.

Na especificação da relação (6) admitiu-se que os resíduos eram seriamente independentes. A aplicação do método iterativo para a estimação do parâmetro γ impunha essa condição que, contudo, somente deixa de ser rejeitada nos casos dos modelos 3 e 4. A existência da forte autocorrelação nos resíduos nos modelos 1 e 2 poderia ser explicada pela omissão da variável $(M/P)_{t-1}$. De fato, se a verdadeira demanda de moeda admitisse ajustamento parcial, e por um erro de especificação essa variável fôsse omitida, o resíduo da relação estimada teria de aparecer positivamente autocorrelacionado, em razão da associação existente entre $(M/P)_{t-1}$ e u_{t-1} . A inclusão da variável defasada, conseqüentemente, é uma forma de tratar o problema da autocorrelação nos resíduos, corrigindo um erro de espe-

¹³ É preciso interpretar com um certo cuidado os coeficientes de elasticidade das expectativas nos modelos 1 e 2. No primeiro, as expectativas estão medidas pelo quociente dos preços sendo, conseqüentemente, da forma $(1+r)$, onde r é a taxa de inflação do mês anterior. Essa unidade de medida foi adotada devido à existência de taxas negativas de inflação, e à conseqüente impossibilidade de estimar a função na especificação logarítmica. A variável $\left(\frac{\Delta p}{p}\right)_t$ está na unidade de medida da própria taxa.

Se a taxa de inflação dobrar, por exemplo, a variável $(1+r)$ sofrerá apenas uma ligeira alteração, e o coeficiente de elasticidade do modelo 1 deve ser superior ao do modelo 2.

cificação prévia, aumentando a aderência da relação estimada, e enriquecendo-a para fins de análise.

Admitamos entretanto, que o resíduo da relação (6) fôsse originalmente autocorrelacionado na forma de um processo de MARKOFF de primeira ordem, isto é

$$(10) \quad u^t = \rho u_{t-1} + e_t$$

onde ρ é o coeficiente de auto-correlação nos resíduos, e e_t é uma variável aleatória serialmente independente com variância finita. Substituindo (10) em (6)' vem

$$(11) \quad \left(\frac{M}{p}\right)_t = a_0 B + a_1 B y_t + a_2 B (\Delta p/p)_t^e + (1-B) \left(\frac{M}{p}\right)_{t-1} + \rho u_{t-1} + e_t$$

que é a verdadeira relação a ser estimada, mas que devido ao desconhecimento de u_{t-1} provoca a omissão dessa variável. Tudo se passa como se u_{t-1} fôsse uma das variáveis a serem incluídas na relação, e cuja omissão provocou, devido a sua correlação com $\left(\frac{M}{p}\right)_{t-1}$ um viés no coeficiente desta última variável. GRILICHES (Cr. Bibliografia 12) calculou o viés assintótico do coeficiente da variável defasada, em modelos de defasagens distribuídas, mostrando que dependendo da variância de u_t e do poder explicativo das variáveis presentes na relação, êle pode ser bastante substancial.

O viés deriva do fato de $(M/p)_{t-1}$ explicar uma parcela das variações de $(M/p)_t$ que estavam associadas ao resíduo omitido. Se isso de fato ocorrer, a própria aplicação do teste de DURBIN-WATSON para colocar à prova a hipótese de independência serial nos resíduos nos modelos 3 e 4 será inadequada, pois a presença de $(M/p)_{t-1}$ terá roubado uma parcela da autocorrelação original, enviesando o valor de d na direção de 2.¹⁴

Por outro lado, em razão da autocorrelação da variável $(M/p)_t$ a variável defasada $(M/p)_{t-1}$ será mais forte que as demais variáveis explicativas, e se estiver correlacionada com as demais variáveis poderá roubar parte de sua explicação. A multicolinearidade em si mesma não introduz

¹⁴ Recentemente NERLOVE e WALLIS (Cf. Bibliografia 13) exploraram êste ponto, e deduziram o viés assintótico no coeficiente de DURBIN-WATSON que ocorre no caso de um modelo da forma $y_t = \alpha y_{t-1} + u_t$, e cujo resíduo é idêntico ao especificado na relação (10). Os resultados demonstram que, nesse caso específico, a aplicação do teste é bastante limitada, e que êle não discrimina, na maioria dos casos, a existência de autocorrelação.

qualquer viés nos coeficientes das variáveis presentes nas funções estimadas. Se eventualmente o modelo de defasagens distribuídas apresentar autocorrelação nos resíduos, o viés da variável defasada será acentuada com a correlação existente entre esta e as demais variáveis.¹⁵ Pela Tabela 2 verifica-se que $(M/P)_{t-1}$ apresenta um coeficiente de correlação com y_t substancialmente mais elevado do que com as demais variáveis, sendo possível que a variável defasada esteja provocando, além do viés para cima no seu próprio coeficiente, um viés para baixo no coeficiente da renda.

TABELA 2

VARIÁVEIS	COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO						Médias	Desvios-padrões
	$(\frac{M}{P})_t$	$(\frac{M}{P})_{t-1}$	y_t	$(\frac{\Delta P}{P})_{t-1}$	$(\frac{\Delta P}{P})_t^e$	$(\frac{\hat{M}}{P})_{t-1}$		
$(\frac{M}{P})_t$	1,000 1,000	0,969 0,974	0,826 0,840	0,211 0,228	0,426 0,476	0,861	132,88 4,88	17,28 0,13
$(\frac{M}{P})_{t-1}$		1,000 1,000	0,798 0,816	0,253 0,268	0,429 0,483	0,873	132,60 4,88	17,27 0,13
y_t			1,000 1,000	0,399 0,414	0,741 0,763	0,878	54,59 3,97	11,03 0,21
$(\frac{\Delta P}{P})_{t-1}$				1,000 1,000	0,641 0,635	0,289	1,03 0,03	0,02 0,02
$(\frac{\Delta P}{P})_t^e$					1,000 1,000	0,498	2,47 0,78	1,23 0,50
$(\frac{\hat{M}}{P})_{t-1}$						1,000	132,51	14,87

NOTA: Para cada variável, o coeficiente superior mede as correlações entre as variáveis na escala aritmética, e o inferior mede as correlações entre as variáveis na escala logarítmica.

Uma forma de verificar se uma eventual autocorrelação no resíduo alterou os coeficientes da função consiste em estimar o modelo nas primeiras diferenças. Se o coeficiente de autocorrelação se situar próximo de 1 a transformação das variáveis em suas primeiras diferenças eliminará a autocorrelação, permitindo obter estimativas justas dos parâmetros envolvidos.¹⁶

¹⁵ A fórmula do viés assintótico deduzida por GRILICHES (Cf. Bibliografia 12) apresenta no denominador o complemento a um do quadrado do coeficiente de correlação entre as duas variáveis explicativas presentes no modelo. Assim, quanto maior a multicolinearidade, maior o viés assintótico.

¹⁶ Trata-se de uma aplicação do método sugerido por ORCUTT e COCHRANE (Cf. Bibliografia 15) para estimar por mínimos quadrados os parâmetros de uma relação cujo resíduo se apresenta autocorrelacionado. Prova-se também que, no caso de ρ ser igual a 1, essa é uma estimativa de mínimos quadrados generalizados. Ver a esse respeito JOHNSON, J. (Cf. Bibliografia 14)

Se os valores obtidos nesta segunda estimação se alterarem sensivelmente, teremos uma indicação da presença de autocorrelação, e apontando para a possibilidade de um viés no coeficiente da variável defasada. Trata-se, entretanto, de um teste relativamente imperfeito, pois se $\rho \neq 1$ a transformação de variáveis gerará uma autocorrelação negativa, gerando um viés para baixo no coeficiente da variável defasada.¹⁷ Se a magnitude da tendenciosidade for suficientemente grande, pode-se inclusive aceitar a hipótese nula de que o coeficiente de ajustamento é igual a 1, e que a caixa real desejada é igual à caixa real atual.

Na Tabela 3 apresentamos as mesmas funções, agora estimadas nas primeiras diferenças. Nem no modelo 1 nem no modelo 2 as expectativas estáticas mostraram-se significantes. Contudo, as expectativas induzidas foram significantes. Apesar da queda sensível do coeficiente de determinação, tanto $(\Delta p/p)_t^e$ quanto y_t permanecem significantes. Entretanto, o coeficiente da variável defasada não é significativo em nenhum dos casos, e a autocorrelação dos resíduos desaparece quase que completamente nos quatro primeiros modelos.

TABELA 3

Estimativas das funções de demanda de moeda para o Brasil — primeiras diferenças das variáveis — período 1954/66

MODELO	COEFICIENTES					R ²	DW
	Constante	$(\frac{\Delta p}{p})_{t-1}$	$(\frac{\Delta p}{p})_t^e$	Δv_t	$\Delta (\frac{M}{p})_{t-1}$		
(1. a)'	0,147	-10,681 (0,697) [- 0,056]	—	0,528 (6,089) [0,443]	—	0,202	1,956
(1. b)'	0,001	- 0,100 (0,893) [- 0,072]	—	0,178 (5,394) [0,401]	—	0,167	1,971
(2. a)'	0,181	—	- 4,745 (2,530)	0,518 (6,103)	—	0,232	2,172
(2. b)'	0,001	—	[- 0,201] - 0,065 (2,207) [- 0,176]	0,179 (5,505) [0,408]	—	0,189	2,114
(3. a)'	0,132	- 6,667 (0,395) [- 0,032]	—	0,546 (5,881) [0,432]	0,048 (0,577) [0,041]	0,204	2,062
(3. b)'	0,001	0,076 (0,614) [0,050]	—	0,183 (5,240) [0,392]	0,040 (0,473) [0,038]	0,168	2,057
(4. a)'	0,224	—	- 6,401 (2,610) [- 0,208]	0,477 (5,081) [0,382]	- 0,102 (1,047) [0,085]	0,237	1,995
(4. b)'	0,002	—	- 0,076 (2,120) [- 0,170]	0,173 (4,977) [0,375]	- 0,051 (0,551) [- 0,045]	0,190	2,021

NOTA: sôbre o significado dos símbolos, ver Tabela I.

¹⁷ Ver a êsse respeito GRILICHES (Cf. Bibliografia 12)

Uma das possíveis fontes de autocorrelação, como foi visto, é a omissão de uma variável do modelo. Nesse caso, ela poderia estar sendo gerada pela omissão da taxa de juros reais do modelo, ou mesmo pelo fato da medida de expectativas de inflação utilizada não ser uma representação adequada da verdadeira taxa de inflação esperada.

Para contornar esse problema, estimou-se o mesmo modelo pelo método de mínimos quadrados em dois estágios, utilizando como variável instrumental para a caixa real defasada os valores previstos de $(M/p)_{t-1}$ no modelo 2.a. Os resultados obtidos acham-se apresentados na tabela abaixo

$$(5.a) \left(\frac{M}{p}\right)_t = 22,151 + 1,048 y_t - 3,860 \left(\frac{\Delta p}{p}\right)_t + 0,476 \left(\frac{M}{p}\right)_{t-1}$$

(5,826) (4,326) (4,604)

$R^2 = 0,870$ $DW = 1,351$

Constatam-se evidências claras de autocorrelação, mas a aplicação do método reduz a magnitude do coeficiente da variável defasada. O coeficiente de ajustamento sobe para 0,524, enquanto que a elasticidade-renda estimada eleva-se para 0,43, como uma consequência de $(M/P)_{t-1}$ não retirar, agora, uma parcela da explicação devida a y_t .

Reestimou-se, finalmente, a função de demanda de moeda com os dados truncados de taxa de juros publicados pelo EPEA. Trata-se de uma amostra substancialmente menor do que a anterior, incluindo 43 observações, o que já é, contudo, um número de observações bastante substancial. Na Tabela 4 reproduzem-se as estimativas obtidas. A mesma demanda de

TABELA 4

MODELO	COEFICIENTES					R ²	DW
	constante	y _t	i _t	$\left(\frac{\Delta p}{p}\right)_t$	$\left(\frac{M}{p}\right)_{t-1}$		
(6. a)	-0,040	0,008 (4,829) [0,595]	-0,004 (3,384) [-0,476]	—	0,795 (9,299) [0,830]	0,882	2,036
(6. b)	-0,842	0,315 (4,524) [0,587]	-0,106 (3,606) [-0,500]	—	0,745 (8,869) [0,818]	0,874	1,918
(7. a)	-0,002	0,008 (4,696) [0,601]	—	-0,037 (3,414) [-0,480]	0,764 (8,424) [0,803]	0,882	2,096
(7. b)	-1,088	0,312 (4,454) [0,581]	—	-0,090 (3,498) [-0,489]	0,771 (8,915) [0,819]	0,873	2,111

moeda é estimada com a taxa de juros e com as expectativas, adotadas como uma aproximação para a primeira variável, podendo-se comparar os resultados obtidos utilizando uma especificação linear e uma especificação linear nos logaritmos das variáveis.

Em ambos os casos, tôdas as variáveis presentes nas relações estimadas são significantes ao nível de 1%, e, o que é mais importante, os coeficientes não diferem significativamente entre si.¹⁸ O poder explicativo das funções é aproximadamente o mesmo, e os coeficientes de correlação parcial entre as variáveis também não se alteram muito.

Pela análise dos coeficientes de correlação simples entre as variáveis explicativas verifica-se que, como se deveria esperar, a correlação entre a taxa de juros nominais e a expectativa (induzida) é bastante elevada.

TABELA 5

VARIÁVEIS	COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO						Médias
	$(\frac{M}{p})_t$	$(\frac{M}{p})_{t-1}$	y_t	i_t	$(\frac{\Delta p}{p})_{t-1}$	$(\frac{\Delta p}{p})_t^e$	
$(\frac{M}{p})_t$	1,000	0,896	0,508	-0,572	-0,558	-0,620	1,44
	1,000	0,890	0,457	-0,597	-0,571	-0,592	
$(\frac{M}{p})_{t-1}$		1,000	0,349	-0,529	-0,466	-0,592	1,42
		1,000	0,297	-0,550	-0,469	-0,546	
y_t			1,000	0,056	-0,455	0,039	64,35
			1,000	0,092	-0,438	0,090	
i_t				1,000	0,286	0,843	35,09
				1,000	0,321	0,854	
$(\frac{\Delta p}{p})_{t-1}$					1,000	0,386	1,04
					1,000	0,361	
$(\frac{\Delta p}{p})_t^e$						1,000	3,85
						1,000	

Apesar de trabalharmos com uma amostra mais reduzida, as funções estimadas têm, com relação às anteriores, a vantagem de uma multilinearidade mais reduzida, em razão da baixa correlação existente entre a renda, e a taxa de juros ou as expectativas. A correlação entre a renda

¹⁸ O coeficiente da taxa de juros na relação (6, a) a teria de ser aproximadamente dez vezes menor do que o coeficiente da variável z na relação (7, a), em razão das diferenças nas unidades de medida utilizadas. A expectativa refere-se às taxas mensais de inflação, enquanto que a taxa de juros está medida em rendimento anual das letras de câmbio.

e a caixa real defasada também se reduz, e, com relação às expectativas, permanece aproximadamente no mesmo nível anterior. Se existir o viés da autocorrelação em $(M/P)_{t-1}$, deve-se esperar que essa variável roube uma parcela menor da explicação da renda pelo menos.

5. O COMPORTAMENTO RECENTE DA VELOCIDADE

Em função das estimativas obtidas pode-se agora obter algumas informações interessantes sobre o comportamento da velocidade-renda da moeda. Na Tabela 6 resumem-se os vários coeficientes de elasticidade, a partir de cada uma das demandas de moeda apresentadas na seção anterior.

TABELA 6

VARIÁVEL	COEFICIENTES DE ELASTICIDADE				Número aproximado de período para completar 90% do ajustamento	Modelo	
	Demanda de moeda		Velocidade-renda				
	CP	LP	CP	LP			
Renda	0,171	0,914	0,829	0,086	11	4. b	
	0,431	0,823	0,569	0,177	4		
	0,315	1,235	0,685	-0,235	9		6. b
	0,312	1,362	0,688	-0,362	9		7. b
Taxa de juros	-0,032	-0,171	0,032	0,171	11	4. b	
	-0,072	-0,137	0,072	0,137	4		
	-0,106	-0,416	0,106	0,416	9		6. b
	-0,090	-0,393	0,090	0,393	9		7. b

A elasticidade com relação à taxa de juros foi estimada tanto a partir da relação que inclui explicitamente essa variável, quanto a partir da hipótese de que as expectativas adaptadas funcionam como uma aproximação razoável para a taxa de juros, em termos monetários. Verifica-se, primeiramente, que a demanda de moeda é relativamente inelástica com relação à renda no curto prazo, flutuando êsse coeficiente entre 0,3 e 0,4 em números redondos. Isso significa que a velocidade-renda deve aumentar de forma relativamente sensível no curto prazo, quando ocorre um crescimento do nível de renda real.

Admitindo que a velocidade-renda estivesse em equilíbrio estável, ocorrendo um crescimento de 10% na renda real, e permanecendo essa variável em seu novo nível por um período de tempo bastante longo, inicialmente ocorreria uma elevação da velocidade-renda que possivelmente se situaria entre 6 e 8%, passando êsse parâmetro a declinar posteriormente, em razão do processo de ajustamento da demanda de moeda. Nos casos

das relações (6.b) e (7.b), em que a elasticidade-renda de longo prazo é superior a 1, decorrido um período de tempo suficientemente longo para que a demanda de moeda pudesse ajustar-se inteiramente, a velocidade-renda tenderia a declinar relativamente a seu nível anterior.

Este último resultado implicaria em considerar a moeda como um *bem de luxo*, e seria consistente com os resultados obtidos por FRIEDMAN (Cf. Bibliografia 5) para a economia americana. Como foi visto anteriormente, a especificação adotada poderia ser interpretada como exprimindo a caixa real atual (suposta idêntica à caixa real desejada), em função da *venda permanente* e da *taxa de juros permanente*. A única diferença entre nosso modelo e o utilizado por FRIEDMAN consiste na definição de meios de pagamento, uma vez que utilizamos a soma do papel moeda em circulação fora da caixa de bancos comerciais e dos depósitos à vista, enquanto que ele inclui ainda os depósitos a prazo.

Nas análises desenvolvidas por FRIEDMAN para a economia americana verifica-se que a demanda de moeda (incluindo depósitos a prazo) é insensível à taxa de juros, e depende somente da renda permanente. Se utilizássemos uma definição de moeda suficientemente ampla que incluísse também os depósitos realizados nas Companhias de Crédito e Financiamento, provavelmente a demanda de moeda seria somente uma função da renda permanente, e não mais da taxa de juros. Em outras palavras, a taxa de juros explicaria apenas a substituição de moeda (em sua definição convencional) e depósitos nas Companhias de Financiamento, e não a substituição de moeda (em uma definição mais ampla, incluindo esses depósitos), e os demais ativos monetários.¹⁹

Mas devido ao truncamento da amostra que inclui as taxas de juros, ao seu tamanho relativamente menor, e à possível existência de um viés derivado da autocorrelação nos resíduos, a elasticidade-renda de longo prazo pode estar superestimada, não existindo um grau de confiança muito grande com relação à inferência extraída no parágrafo anterior. Em adição, é preciso lembrar que os dados anuais analisados na primeira parte pareciam apontar para uma elasticidade-renda inferior a 1.²⁰ De qualquer forma, sabe-se que a influência da renda real sobre a velocidade será rela-

¹⁹ Essa seria, na verdade, a maneira pela qual se poderia explicar a aparente contradição entre os resultados obtidos por FRIEDMAN em suas investigações sobre demanda de moeda, e todas as inúmeras investigações empíricas realizadas para a economia americana, nas quais a taxa de juros sempre comparece como uma variável extremamente importante. Ver a esse respeito TEIGEN, R. (Cf. Bibliografia 16 e 17).

²⁰ Essa observação é também consistente com as estimativas realizadas por FISHLOW com base em dados anuais. (Cf. Bibliografia 6)

tivamente elevada no curto prazo, e relativamente pequena no longo prazo. Assim, nas fases de amplas flutuações da renda real, como as verificadas nos períodos mais recentes na economia brasileira, devemos esperar variações mais amplas da velocidade. Nas fases de recuperação cíclica, a velocidade deverá apresentar uma tendência crescente, mas, desde que a renda se aproxime de seu nível de equilíbrio, a velocidade deverá começar a decrescer, sendo seu equilíbrio final muito próximo do anterior à flutuação da renda.

No Gráfico 2 resumimos os efeitos sobre a velocidade, derivados de uma variação de 10% na renda real, em duas hipóteses extremas, isto é, naquela em que a velocidade de longo prazo declina mais acentuadamente, e naquela em que a velocidade de longo prazo sofre o maior crescimento. Como foi visto na Tabela 6, o período de convergência para o equilíbrio nos dois casos é diverso. Observa-se também, que as maiores diferenças estão na elasticidade de longo prazo e não na de curto prazo.

PADRÕES DE CONVERGÊNCIA DA VELOCIDADE-RENDA PARA O EQUILÍBRIO EM FUNÇÃO DE UMA VARIAÇÃO NA RENDA REAL

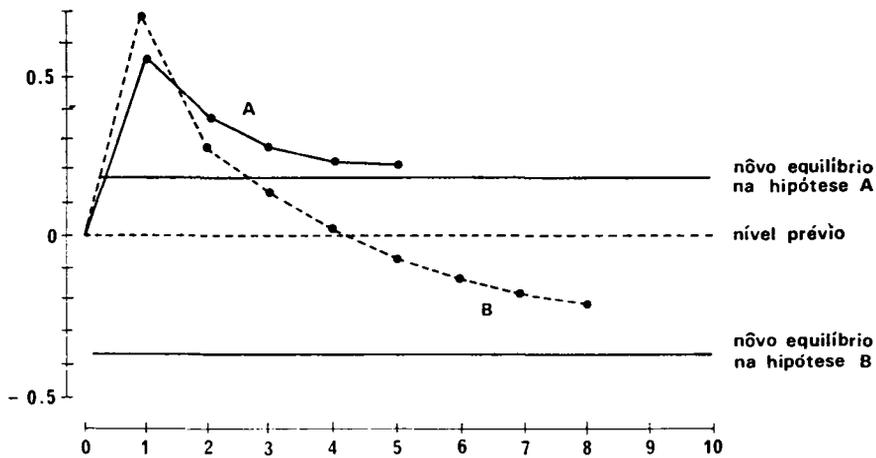


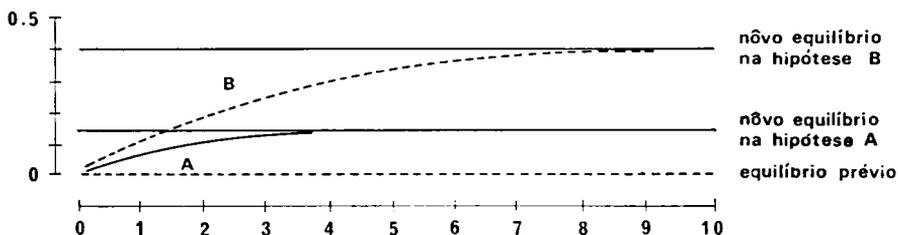
Gráfico 2

Com relação à taxa de juros o efeito é diverso, pois a velocidade eleva-se menos no curto prazo do que no longo prazo, em resposta a uma variação da taxa nominal. Pela tabela, verifica-se que as elasticidades de curto prazo estimadas não são muito distantes, mas as elasticidades de longo prazo apresentam uma razoável diferença. No Gráfico 3 apresentamos as trajetórias de convergência da velocidade para o seu equilíbrio de longo

prazo, no caso de uma variação idêntica da taxa de juros supondo os modelos (5.b), como hipótese A, e (6.b), como hipótese B.

No caso de maior resposta, uma variação de 20% na taxa de juros nominais conduziria no mês imediatamente posterior a um acréscimo de 1% na velocidade-renda, e, decorridos aproximadamente 7 meses, a velocidade cresceria de 8%. No caso mais favorável a mesma variação da taxa de juros conduziria no mês imediatamente posterior a um aumento de 1,5% na velocidade-renda, e, decorridos aproximadamente 7 meses, o efeito seria de cerca de 3%.

PADRÕES DE CONVERGÊNCIA DA VELOCIDADE-RENDA
PARA NÓVO EQUILÍBRIO EM FUNÇÃO DE
UMA ALTERAÇÃO NA TAXA DE JUROS



Essas observações permitem, agora, ensaiar uma explicação sobre as oscilações verificadas na velocidade-renda no correr dos três últimos anos. Ao longo de todo o trabalho supusemos, apenas para efeito de estimação da demanda de moeda, que a renda real e a taxa de juros poderiam ser tratadas como variáveis exógenas do modelo. Na verdade uma ampliação na oferta monetária altera a renda real, a taxa de juros e o próprio nível de preços, mas a intensidade desse efeito sobre cada uma das variáveis envolvidas somente poderia ser prevista dentro de um modelo mais amplo, no qual a demanda de moeda seria apenas uma das relações envolvidas.²¹

Esse grau de elaboração do modelo escapa aos objetivos do presente trabalho, e as variações simultâneas entre as variáveis envolvidas somente pode ser avaliada em sua direção, e não em seu efeito quantitativo.

Ao longo do ano de 1965 verificou-se a desaceleração mais sensível da inflação. Parte dessa redução de taxas foi devido à excelente safra agrícola,

²¹ Duas questões podem ser levantadas imediatamente. A primeira é que a demanda de moeda é uma variável fixada simultaneamente com a renda e a taxa de juros, e que implica os parâmetros estimados não são os parâmetros estruturais, estando sujeitos ao viés da equação simultânea. Em segundo lugar, não é possível dizer, *a priori*, se a demanda de moeda, uma vez inserida no modelo mais amplo, seria uma relação identificada.

que provocou uma elevação dos preços agrícolas a uma taxa sensivelmente inferior à soma de crescimento dos preços industriais, conforme pode ser apreciado na Tabela VII. Essa desaceleração teria de provocar uma redução das taxas de inflação esperadas conduzindo a uma queda da taxa de juros em termos monetários. De fato, os dados publicados pelo EPEA mostram que a taxa de juros paga aos poupadores que se fixava em tórno de 50% ao final de 1964, declinou para uma média de 30%, ao final de 1965. Sofreu, portanto, uma redução de 60%, fato que isoladamente seria responsável por uma queda na velocidade-renda da moeda de no mínimo 10%.

TABELA 7

Taxas de juros e taxas de aumento dos preços

PERÍODOS		TAXAS DE CRESCIMENTO DOS PREÇOS (em fins de ano)			CUSTO DO DINHEIRO		
Anos	Semestres	Geral	Agrícola	Industrial	Letras de câmbio	Bancos comerciais	Banco do Brasil
1964	1.º	90,2	99,7	102,8	95,6	31,4	16,1
	2.º	94,8	90,3	98,3	86,8	35,2	20,2
1965	1.º	62,4	45,3	68,6	90,0	37,0	21,6
	2.º	33,7	25,2	31,6	68,0	32,4	24,1
1966	1.º	38,0	45,2	30,3	71,9	33,2	27,2
	2.º	39,1	42,3	32,2	71,0	36,6	23,8
1967	1.º	28,5	21,2	27,0	50,3	34,6	22,5
	2.º	25,0	21,3	23,4	47,4	33,6	20,9

FONTES DOS DADOS: *Conjuntura Econômica* e Banco Central, Departamento Econômico.

É preciso lembrar que algumas circunstâncias permitiram ao Governo sustentar no período uma política monetária mais flexível. Em primeiro lugar, pelo fato de a economia atravessar, durante o primeiro trimestre, uma crise bastante profunda, chegando o nível de atividade a situar-se bem abaixo do nível permitido pelo pleno emprego dos fatores de produção. Durante toda a fase de recuperação, a demanda de moeda para efeito de transação elevou-se, isto é, aumentou a retenção de ativos monetários mantidos na forma ociosa. Se de um lado sabe-se que a queda da taxa de juros teria de provocar uma redução da velocidade-renda, pode-se argumentar que o crescimento da renda real tenha exercido um efeito compensatório, anulando em parte a redução provocada pela outra variável. Foi visto anteriormente que, no longo prazo, o efeito da renda sobre a velocidade tenderia a ser neutro e, desde que a recuperação estendeu-se por um período de aproximadamente nove meses, é de se acreditar que grande

parte dos efeitos das elevações de renda, nos meses relativamente mais afastados do final do ano, já se tivessem completado, e se algum efeito compensatório ocorreu, foi bastante reduzido. Finalmente, é preciso lembrar que o eventual aumento da velocidade provocado pelo crescimento da renda real tende a ter seu efeito sobre os preços compensado pelo fato da oferta global também ter se elevado.

Durante o crescimento do nível de atividade ocorre um aumento da demanda de fundos para capital de giro, que pode ser suprido pelo sistema bancário, se as autoridades monetárias estiverem seguindo uma política monetária flexível. Se estas tentarem reduzir ainda mais a taxa de inflação, controlando o crescimento dos meios de pagamento através de um controle da expansão do crédito, por exemplo, provocarão, de início, uma escassez de capital de giro e, em seguida, uma fuga das empresas para o mercado financeiro, numa tentativa de mobilização de fundos para o financiamento de suas operações. Esse deslocamento da demanda de crédito gera a elevação da taxa de juros reais por dois caminhos distintos. Primeiramente, sabe-se que os intermediários financeiros cobram uma taxa substancialmente mais elevada do que o sistema bancário, elevando-se o custo médio do dinheiro no momento em que crescer a sua participação no total da oferta de fundos. Em segundo lugar, numa tentativa de mobilizar maiores poupanças, os intermediários financeiros não bancários provocarão um aumento da taxa de juros pagas aos poupadores, mobilizando os ativos monetários mantidos na forma ociosa e gerando, em contrapartida, um aumento da velocidade-renda da moeda.

O controle monetário mais rígido, dentro dessa concepção, tem um efeito menos sensível sobre a inflação, pois, pela elevação gerada da taxa de juros, sua eficácia anti-inflacionária seria mais reduzida. Do ponto de vista do controle da inflação, contudo, a opção que se colocaria às autoridades monetárias derivaria apenas de uma análise de custos e benefícios de cada uma das estratégias alternativas. Aquela que provocasse a menor taxa de inflação poderia ser adotada, conduzindo mais rapidamente aos objetivos desejados.

Pode-se argumentar, finalmente, que a elevação da taxa de juros funcionaria como uma forma automática, encontrada pelo sistema, de mobilizar os recursos financeiros requeridos pelas empresas, a fim de custear suas operações. Ela seria o mecanismo através do qual o estoque monetário existente seria ativado, permitindo financiar um volume maior de operações do que anteriormente.

A validade de tais argumentos não é contestada quando se considera apenas o impacto inflacionário dessa estratégia. Ela é colocada em dúvida quando se tenta fazer a ligação entre os dados real e monetário do sistema, fato que parece ser sustentado na prática quando se analisa o comportamento da economia ao longo do ano de 1966.

Durante êsse período, caracterizado quase que totalmente pela ampla recuperação da economia, o Governo insistiu em um contróle monetário rígido, como uma tentativa de consolidar os progressos verificados no ano anterior no combate gradualista da inflação. Supunha-se, então, que um esforço de contróle da demanda teria o efeito de reduzir ainda mais o crescimento dos preços, estancando, praticamente, o processo inflacionário. Ocorre que o contróle monetário rígido dentro de uma conjuntura de ampla recuperação do produto real, teria de provocar a escassez de crédito anteriormente apontada, com os efeitos conhecidos sôbre a taxa real de juros. Ao lado dêsse fato soma-se a circunstância fortuita de uma safra bastante suficiente, que provocou um crescimento mais acelerado dos preços agrícolas, adicionando tensões inflacionárias autônomas na economia, e contribuindo para uma ligeira aceleração das expectativas de inflação futura.

Do ponto de vista estritamente inflacionário, sabe-se que a taxa de crescimento dos preços teria de ser superior à prevista pela taxa de crescimento dos meios de pagamento, em razão do aumento da velocidade e das tensões de custo provocadas pelo fraco desempenho da agricultura. Mas, analisando o próprio lado real da economia, encontram-se razões que situam a política monetária como um dos elementos que jogaram a economia dentro da recessão que a estendeu até o primeiro trimestre de 1967.

A elevação da taxa de juros teria de provocar primeiramente uma redução da demanda de investimentos, pelo menos da parcela destinada à acumulação de estoques. O crescimento dos custos financeiros, aliado ao empurrão de custos, derivado, em larga medida, do fraco desempenho da agricultura, e, finalmente, a própria queda de liquidez proveniente do contróle monetário, são alguns dos fatores mais importantes que reverteram a tendência crescente do nível de atividade e jogaram a economia dentro da recessão verificada ao final do ano.

Muito possivelmente uma política compensatória de demanda, com a ampliação do *deficit* fiscal, e incrementos no crédito ao setor privado, suficientes para atender às necessidades de fundos para o financiamento da produção, teriam conduzido a economia, ao término de 1966, sem os sintomas da recessão que se tornou inevitável.

O ano de 1967 é, em certo sentido, uma repetição do que ocorreu ao longo de 1965. Novamente o Governo engajou-se em uma política de ampliação da demanda efetiva, utilizando, contudo, dois caminhos diversos. Em primeiro lugar, através de uma ampliação do dispêndio governamental, injetando aumentos de renda na economia, no que foi auxiliado novamente pela circunstância fortuita de um aumento de produção na agricultura. A escassez de capital de giro, existente logo ao início do ano, foi contornada através de uma postergação do prazo de recolhimento no Imposto sobre Produtos Industrializados, que colocou durante 30 dias, em média, uma soma substancial de recursos nas mãos dos empresários, a uma taxa de juros nula. No momento em que a demanda se expandiu, em resposta ao crescimento do dispêndio e do crescimento da renda na agricultura, a oferta tinha condições de flexibilidade para fazer com que a resposta viesse basicamente ao lado da produção, e não totalmente do lado dos preços. A flexibilidade da política monetária ocorrida no período deve ser encarada apenas como a condição necessária, dada para que a recuperação do sistema pudesse ser plenamente realizada. O aumento da oferta monetária permitiu aos Bancos Comerciais expandir os empréstimos, à medida em que aumentava a demanda de fundos por parte do setor privado, e novamente o crescimento dos meios de pagamento funcionou, basicamente, como uma forma de financiar o crescimento da produção.

A desaceleração da inflação, verificada no período, permitiu a redução do custo do dinheiro que, aliada à queda da participação dos intermediários financeiros com relação ao ano anterior, permitiu uma redução ainda maior do custo do dinheiro e, pelas mesmas razões apontadas na interpretação da recuperação em 1965, a velocidade-renda teve de declinar ao longo de 1967.

APÊNDICE

6. CÁLCULO DA RENDA MENSAL

Denominemos por y_{jt} o valor real da arrecadação do IVC de São Paulo, corrigido pelas variações nas alíquotas, no mês j e no ano t , onde

$$j = 1, 2, \dots, 12$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

Foi calculada primeiramente a média móvel centrada, de amplitude igual a 12 meses, designada por \bar{y}_{jt} . Desde que a média móvel tem a ampli-

tude igual à da variação estacional, o *polimento* da série assim realizado tende a deixar apenas duas componentes: a tendência secular e as flutuações cíclicas de amplitude superior a um ano. Nessas condições, a série

$$x_{jt} = y_{jt}/\bar{y}_{jt}$$

não possui os movimentos *tendência e flutuações cíclicas*, refletindo apenas as componentes *estacional e aleatória* da série de tempo. Para cada mês calculou-se a média simples

$$\bar{x}_j = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T x_{jt}$$

obtendo-se uma estimativa da componente estacional, pois no cálculo da média as flutuações aleatórias tendem a se cancelar.

O índice de variação estacional foi calculado fazendo

$$E_j = \bar{x}_j / \bar{x}$$

onde

$$\bar{x} = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} \bar{x}_j$$

Em seguida, a variação estacional foi superposta à média móvel obtendo-se

$$I_{jt} = E_j \bar{y}_{jt} \quad \text{para } t = 1, 2, \dots, T$$

e o índice para as interpolações mensais foi dado por

$$e_{jt} = \frac{I_{tj}}{\sum_{j=1}^{12} I_{tj}}$$

Os valores estimados para o produto mensal foram obtidos por

$$\hat{P}_{jt} = P_t \theta_{jt}$$

$$\begin{aligned} j &= 1, 2 \dots 12 \\ t &= 1, 2 \dots T \end{aligned}$$

onde os \hat{P}_{jt} são os produtos estimados para o mês j e para o ano t , enquanto que P_t é o produto total para o ano t .

7. BIBLIOGRAFIA

1. THORN, R. S. *Monetary Theory and Policy*, Nova Iorque, Random House, 1966.
2. FRAZER JR., W. J. *The Demand For Money*, Nova Iorque, The World Publishing Company, 1967.
3. NERLOVE, M. *The Dynamics Of Supply: Estimation of Farmer's Response to Price*, The John Hopkins Press, 1958.
4. FRIEDMAN, M. *The Theory of the Consumption Function*, Princeton, Princeton University Press, 1967.
5. FRIEDMAN, M. The Demand For Money: Some Theoretical and Empirical Results, *The Journal of Political Economy*, ago. 1959.
6. FISHLOW, A. *The Monetary Policy in 1968* (mimeo).
7. MUNDIAK Y. Aggregation over Time in Distributed Lag. Models, *International Economic Review*, maio, 1961.
8. HARBERGER, A. The Dynamics of Inflation in Chile, in *Measurement in Economics*, Stanford University Press, 1963.
9. CAGAN, P. The Monetary Dynamics of Hyperinflation, in FRIEDMAN, M. (ed.) *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago, The University of Chicago Press, 1956.
10. TONG HUN LEE. Alternative Interest Rates and the Demand for Money: The Empirical Evidence, *American Economic Review*, 1967.
11. THEIL, H. & NEGAR, A. L. Testing the Independence of Regression Disturbances, *J. A. S. A.*, vol. 56, 1961.
12. GRILICHES, Z. A Note on Serial Correlation Bias as Estimates of Distributed Lags, *Econometrica*, Vol. 29, jan., 1961.
13. NERLOVE, M. & WALLIS, K. F. Use of the Durbin-Watson Statistic in Inappropriated Situations, *Econometrica*, vol. 34, jan., 1966.
14. JOHNSTON, J. *Econometric Methods*, Nova Iorque, McGraw Hill, 1963.
15. ORCUTT, G. & COCHRANE, D. Application of Least Square Regressions to Relationships Containing Auto-Correlated Error Terms, *J. A. S. A.*, vol. 44. 1949.
16. TEIGEN, R. Demand and Supply Functions for Money in The United States: Some Structural Estimates, *Econometrica*, out., 1964.
17. TEIGEN, R. The Demand for and Supply of Money, in SMITH, W. L. & TEIGEN, R. L. (eds.) *Readings in Money, National Income and Stabilization Policy*, Illinois, R. D. Irwin, 1965.