

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 301

## **Agregação Monetária com o Índice Divisia: Aplicação ao Caso Brasileiro**

José W. Rossi

MAIO DE 1993

301

330.908  
I 52  
7 21 301

## Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

O Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA  
é uma Fundação vinculada à Secretaria de  
Planejamento, Orçamento e Coordenação.

### **PRESIDENTE**

Antonio Nilson Craveiro Holanda

### **DIRETOR EXECUTIVO**

Pérsio Marco Antônio Davison

### **DIRETOR DE ADMINISTRAÇÃO E DESENVOLVIMENTO INSTITUCIONAL**

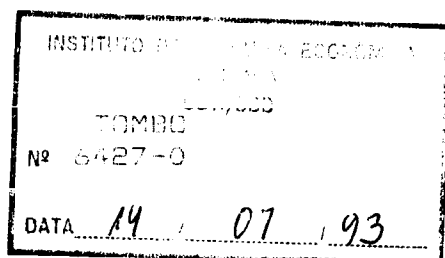
Luiz Antonio de Souza Cordeiro

### **DIRETOR DE PESQUISA**

Ricardo Varsano

### **DIRETOR DE POLÍTICAS PÚBLICAS**

Antonio Carlos da Ressurreição Xavier



TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar  
resultados de estudos desenvolvidos no IPEA, informando  
profissionais especializados e recolhendo sugestões.

Tiragem: 150 exemplares

### **SERVIÇO EDITORIAL**

#### **Brasília - DF:**

SBS. Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES - 10º andar

CEP 70.076

#### **Rio de Janeiro - RJ:**

Av. Presidente Antônio Carlos, 51 - 14º andar

CEP 20.020-010

# SUMÁRIO

---

1. INTRODUÇÃO
  2. TEORIA ECONÔMICA DA AGREGAÇÃO versus TEORIA  
ESTATÍSTICA DOS NÚMEROS-ÍNDICES
  3. A AGREGAÇÃO MONETÁRIA
  4. APLICAÇÃO
  5. CONSIDERAÇÕES FINAIS
- BIBLIOGRAFIA
-

**AGREGAÇÃO MONETÁRIA COM O ÍNDICE DIVISIA:  
APLICAÇÃO AO CASO BRASILEIRO**

**José W. Rossi\***

**\*\* Da DIPES/IPEA.**

*A produção gráfica e editorial deste trabalho contou com o apoio financeiro do PNUD (Projeto BRA 93/011) e do Programa de Gerenciamento do Setor Público - GESEPIBIRD.*

---

## 1. INTRODUÇÃO

De acordo com a teoria da agregação, um índice de quantidade deveria medir o efeito-renda de uma variação de preços relativos, mas não o seu efeito-substituição puro (isto é, aquele que mantém o indivíduo ao longo da mesma curva de indiferença). O efeito-substituição deve, na verdade, ser "internalizado" pelo índice. Um agregado econômico, formado pela soma simples de seus componentes, não consegue separar os efeitos-renda e substituição, a menos que tais componentes sejam substitutos perfeitos. Isso é um problema particularmente sério em áreas como a monetária, por exemplo, onde não só os preços relativos dos ativos financeiros têm mudado muito, como tem aumentado o número de ativos com baixa elasticidade de substituição entre si. De fato, é crescente a insatisfação com o uso dos agregados monetários tradicionais, obtidos pela soma simples de ativos. Conseqüentemente, alguns esquemas de ponderação desses ativos têm sido propostos na literatura, embora só um deles tenha base teórica firme, que é, mais precisamente, aquele que os pondera de acordo com os seus respectivos custos de oportunidade (definidos mais adiante), conhecido como índice Divisia. Para citar apenas mais um desses esquemas alternativos de ponderação, Spindt (1985) propõe que os ativos sejam ponderados pelas suas respectivas taxas de giro (turnover). Ressalte-se aqui que a ponderação por si só não altera a propriedade de substituição perfeita entre os ativos, a menos que essa ponderação seja não-linear, como ocorre, aliás, quando isso se dá pelo custo de oportunidade do ativo.<sup>1</sup>

A questão de como agregar adequadamente os ativos monetários é discutida mais detalhadamente nas próximas seções. Especificamente, na Seção 2, trata-se da integração entre a teoria econômica da agregação e a teoria estatística dos números-índices. A Seção 3 discute o caso particular da agregação monetária, enquanto a Seção 4 aplica a metodologia a dados do Brasil. As considerações finais estão na Seção 5.

## 2. TEORIA ECONÔMICA DA AGREGAÇÃO versus TEORIA ESTATÍSTICA DOS NÚMEROS-ÍNDICES

O índice Divisia, seja ele utilizado como agregador de preços ou de quantidades, tem a importante propriedade teórica de poder ser derivado a partir de princípios microeconômicos. Mais precisamente, suponha que se queira agregar as quantidades de um grupo de  $n$  bens, cujos vetores dos preços e das quantidades sejam, respectivamente,  $p = (p_1, p_2, \dots, p_n)$  e  $q = (q_1, q_2, \dots, q_n)$ . Na teoria econômica da agregação, impõe-se primeiramente que o índice

---

<sup>1</sup>Para considerações adicionais sobre esses pontos, ver Barnett, Fisher e Serletis (1992).

---

agregador seja uma função de utilidade  $g(q)$  a ser maximizada após o atendimento da seguinte restrição orçamentária:<sup>2</sup>

$$\sum_{i=1}^n p_i q_i = g(q).f(p) = E, \quad (1)$$

onde  $f(p)$  é a função agregadora dos preços e  $E$  é o dispêndio total, ou orçamento do consumidor.<sup>3</sup> Assim, seja a função lagrangiana:

$$L = g(q) - \lambda [\sum p_i q_i - E], \quad (2)$$

cujas condições de primeira ordem para a sua maximização são:

$$\begin{aligned} \partial L / \partial q_i &= \partial g(q) / \partial q_i - \lambda p_i = 0 \\ \partial L / \partial \lambda &= \sum p_i q_i - E = 0 \end{aligned} \quad (3)$$

Impondo que a função de agregação seja linearmente homogênea, ela deve, então, satisfazer a condição de Euler, a saber:<sup>4</sup>

$$\sum (\partial g / \partial q_i) q_i = g(q), \quad (4)$$

---

<sup>2</sup>A derivação dos resultados até a equação (13) baseia-se em Yue e Fluri(1991). Uma derivação alternativa é dada na nota de rodapé número 4, com base em Barnett, Fisher e Serletis (1992).

<sup>3</sup>Quando essa metodologia é aplicada na agregação de ativos monetários, supõe-se que o agente econômico faz a sua escolha adotando um processo de otimização em dois estágios. No primeiro deles os gastos são alocados entre categorias amplas, tais como: consumo, lazer e serviços dos ativos monetários. No segundo estágio, os gastos são alocados dentro de cada categoria. Diz-se, nesse caso, que a função de utilidade do agente é fracamente separável. Quando aplicado aos ativos monetários, esse pressuposto significa que a taxa marginal de substituição entre dois ativos monetários quaisquer é independente dos valores escolhidos para o consumo e o lazer, no nosso exemplo. Para detalhes adicionais ver Barnett, Fisher e Serletis (1992).

<sup>4</sup>O pressuposto de função linearmente homogênea parece ser bastante razoável, pois, se esse não fosse o caso, então a taxa de expansão de um agregado diferiria da taxa de expansão dos seus componentes, ainda que estes estivessem crescendo à mesma taxa [ver Barnett, Fisher e Serletis (1992)].

---

que, em vista de (3), pode ser escrito como:

$$\lambda \sum p_i q_i = \lambda E = g(q). \quad (5)$$

Após substituir aqui  $\lambda$  pela sua expressão obtida de (3) vem:

$$\partial g / \partial q_i = p_i g / E. \quad (6)$$

Como a diferenciação total de  $g(q)$  é

$$dg(q) = \sum (\partial g / \partial q_i) dq_i, \quad (7)$$

então, substituindo (6) aqui, obtém-se:<sup>5</sup>

$$dg(q) = \sum (p_i g / E) dq_i, \quad (8)$$

que pode ser alternativamente escrita como:

$$dg(q) / g(q) = \sum s_i dq_i / q_i, \quad (9)$$

onde  $s_i = p_i q_i / E$ . Note-se que esta equação equivale a

$$d \ln g(q) = \sum s_i d \ln q_i. \quad (10)$$

Resolvendo para  $g(q)$ , primeiramente integre a função, isto é:

---

<sup>5</sup>Uma derivação alternativa é fornecida por Barnett, Fisher e Serletis (1992), como segue. De (3) tem-se  $\lambda p_i = \partial g / \partial q_i$ , que substituído em (7) produz  $dg = \sum \lambda p_i dq_i$ . Para demonstrar que  $\lambda = 1/f(p)$ , há que se adotar o pressuposto de função linearmente homogênea para  $g(p)$ . Assim, suponha-se que  $q = H(E, p)$  seja a solução para o problema de maximização em (2). Dado o pressuposto de função linearmente homogênea, deve existir um vetor de funções  $h(p)$  tal que  $q = Eh(p)$ . Desta forma,  $g(q) = g(Eh(p)) = Eg(h(p))$ . Conforme se sabe, a solução do problema lagrangiano implica  $\lambda = \partial g / \partial E$ , seguindo-se, então, da penúltima equação que  $\lambda = g(h(p))$ . Como  $g(q).f(p) = E$  e  $g(q) = Eg(h(p))$ , tem-se  $g(h(p)) = 1/f(p)$  e, portanto,  $\lambda = 1/f(p)$ , que, substituído na equação  $dg$  acima, permite obter o resultado dado em (8), no texto.

$$\int [d \ln g(q)] dt = \ln g(q) = \int [\sum s_i d \ln q_i] dt, \quad (11)$$

o que fornece:

$$g(q) = \exp \int [\sum s_i d \ln q_i] dt, \quad (12)$$

que é a versão contínua do índice Divisia. Assim, o índice Divisia é um agregador exato para uma função de utilidade qualquer.

Uma aproximação discreta do índice Divisia na sua forma dada em (10) é como segue (note-se que temos aqui apenas a taxa de variação do índice de quantidade)

$$\ln g(t) - \ln g(t-1) = \sum s_{it}^* (\ln q_i(t) - \ln q_i(t-1)), \quad (13)$$

onde  $s_{it}^* = (s_{it} + s_{it-1})/2$  é uma média das frações de dispêndio de dois períodos adjacentes. Essa é a chamada aproximação de Törnqvist-Theil que, como notado por Barnett (1990), é de fato uma mera aplicação da regra de Simpson à equação (10). O índice obtido por essa aproximação tem uma importante propriedade. Mais precisamente, Diewert (1976) define uma classe de números-índices que são capazes de produzir aproximações discretas da função (de utilidade) agregadora  $g(q)$ . Neste sentido, um número-índice é dito "superlativo" quando for exatamente correto para alguma aproximação quadrática da função de utilidade  $g(q)$ . O índice Divisia, dado na sua forma discreta em (13), por ser exato para uma especificação translog (linearmente homogênea) da função de utilidade  $g(q)$ , pertence à classe dos números-índices superlativos. Note-se que a translog é uma função quadrática nos logaritmos. Deste modo, se a especificação translog para a função de utilidade não for exatamente correta, segue-se, então, que o uso do índice Divisia dará, nesse caso, uma aproximação com erro de terceira ordem, já que as aproximações quadráticas tem essa mesma ordem de erro. Também o índice ideal de Fisher pertence à classe dos números-índices superlativos, já que é exato para uma função de utilidade  $g(q)$  que seja a raiz quadrada da especificação quadrática. Assim, não é de se estranhar que em trabalhos empíricos os dois índices dêem resultados virtualmente idênticos, pois tanto a raiz quadrada da especificação quadrática quanto a especificação quadrática nos logaritmos são aproximações igualmente válidas para uma função de utilidade qualquer.

De fato, a contribuição de Diewert (1976) permitiu uma "amarração" entre a teoria da agregação econômica e a teoria estatística dos

---

<sup>6</sup>Para considerações adicionais sobre estes pontos, ver Barnett (1990).



números-índices. Um problema persistia, porém, quando da aplicação dessas idéias na agregação de ativos monetários. É que as fórmulas dos números-índices requerem o uso tanto dos preços quanto das quantidades. A dificuldade aqui estaria em como se atribuir preço a um ativo monetário. A solução para esse problema, discutida em seguida, foi proposta, em contribuições aparentemente independentes, por Barnett (1978) e Donovan (1978), que demonstraram ser o custo de oportunidade do ativo monetário efetivamente o seu preço.

Em princípio, para o cálculo da taxa de variação das quantidades (e dos preços) de um conjunto de bens, poder-se-ia usar qualquer uma das usuais fórmulas dos números-índices, tais como os índices Laspeyres, Paasche, ideal de Fisher, e Divisia. Do ponto de vista da teoria dos números-índices, a escolha entre essas fórmulas tem sido feita, em geral, de acordo com o seu desempenho nos seguintes testes propostos por Fisher (1922): reversão no tempo, reversão dos fatores, e circularidade.<sup>7</sup> É curioso constatar que os populares índices Laspeyres e Paasche, bem como o mais sofisticado índice Divisia, não satisfazem nenhum desses testes, enquanto que o índice ideal de Fisher, apesar de satisfazer os testes de reversão temporal e da reversão dos fatores, não satisfaz o teste de circularidade.<sup>8</sup> Em compensação, o índice Divisia tem, além do fato já demonstrado de poder ser derivado com base em princípios microeconômicos, uma interpretação mais interessante, pois para ele a taxa de variação de um agregado econômico qualquer é uma média ponderada das taxas de variação dos componentes que o formam. O índice ideal de Fisher sendo uma média geométrica dos índices Laspeyres e Paasche, não permite identificar a contribuição individual dos vários componentes na formação da taxa de variação do agregado econômico.

De qualquer modo, os índices Divisia e ideal de Fisher, quando usados por Barnett (1984) para agregar ativos monetários nos Estados Unidos, produziram resultados que foram, do ponto de vista empírico, virtualmente idênticos, com diferenças de terceira

---

<sup>7</sup>O teste de circularidade requer a independência de trajetória do índice, isto é, se o índice aumentou 15% entre os períodos 1 e 2 e aumentou 10% entre os períodos 2 e 3, então o aumento entre os períodos 1 e 3 deve ser de 26,5% ( $=1,15 \times 1,10$ ). O teste da reversão dos fatores significa que o produto entre os índices de preço e de quantidade deve resultar num índice de valor ou dispêndio total. Já o teste da reversão no tempo equivale ao atendimento da condição  $P_2/P_1 = (P_1/P_2)^{-1}$ , onde  $P_1$  e  $P_2$  são os índices nos períodos 1 e 2, respectivamente.

<sup>8</sup>Para provas sobre essas propriedades (e outras mais) ver, por exemplo, Eichhorn (1976).

ordem. Diferenças desprezíveis entre esses índices foram também constatadas por Rossi e Silva (1991), numa aplicação para o Brasil. As razões para a proximidade desses resultados já foram devidamente apreciadas acima.

O cálculo de um índice de quantidade usando essas várias fórmulas é como segue: se  $m_{it}$  é a quantidade do bem  $i$  no período  $t$  e  $p_{it}$  é o seu preço, então o índice ideal de Fisher é dado por

$$Q_t^F = Q_{t-1}^F \left[ \frac{(\sum_{i=1}^n p_{it} m_{it})(\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} m_{it})}{(\sum_{i=1}^n p_{it} m_{i,t-1})(\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} m_{i,t-1})} \right]^{1/2}, \quad (14)$$

onde o primeiro termo entre parênteses, tanto no numerador como no denominador, forma o índice de quantidade de Paasche (os pesos das quantidades relativas são os preços do período presente), e o segundo termo entre parênteses, tanto no numerador como no denominador, constitui o índice de quantidade de Laspeyres (os pesos das quantidades relativas são os preços do período anterior). O índice Divisia, por outro lado, com aproximação pelo índice Törnquist-Theil, é, conforme se mostrou:

$$Q_t^D = Q_{t-1}^D \prod_i (m_{it}/m_{i,t-1})^{(s_{it} + s_{i,t-1})/2}, \quad (15)$$

onde  $s_{it} = p_{it} m_{it} / \sum_{k=1}^n p_{kt} m_{kt}$ , ou em forma logarítmica

$$\ln Q_t^D - \ln Q_{t-1}^D = \sum_{i=1}^n s_{it}^* (\ln m_{it} - \ln m_{i,t-1}), \quad (16)$$

onde  $s_{it}^* = (s_{it} + s_{i,t-1})/2$ .

Da fórmula (16) vê-se claramente que a taxa de variação (diferença logarítmica) do agregado indicado por  $Q$  é uma média ponderada (onde os pesos são as frações representadas pelos dispêndios em cada componente) da taxa de variação dos componentes que formam o

---

agregado.<sup>9</sup>

### 3. A AGREGAÇÃO MONETÁRIA

Algumas das dificuldades, antes apontadas com o uso da soma simples de ativos financeiros heterogêneos, já haviam sido devidamente reconhecidas por Friedman e Schwartz (1970, p. 151-152), quando alertaram para a necessidade de "definir a quantidade de moeda como uma soma ponderada dos valores de todos os ativos, com a ponderação para cada ativo variando de zero a um, sendo este último peso atribuído àquele ativo ou ativos com maior quantidade de serviço monetário (moneyness) por dólar de valor agregado". Os autores sugeriram ainda que "tal abordagem merece e terá no futuro muito mais atenção do que tem sido dada ao tema até aqui".

Como os distintos ativos financeiros são dados em unidades monetárias, seria, à primeira vista, um procedimento inteiramente natural simplesmente somar os seus valores quando da composição do agregado monetário. Entretanto, tendo os diferentes ativos, em geral, liquidez distintas, a agregação econômica adequada sugere, conforme se viu acima com o uso do índice Divisia, que os vários ativos tenham também distintos pesos. Mais precisamente, pelo índice Divisia os pesos são dados pelas frações de dispêndio, conforme se pode ver na equação (16). Para efeito de comparação, na soma simples de ativos, os pesos são as frações das quantidades de encaixe monetário de cada ativo.<sup>10</sup> É evidente que o comportamento desses dois conjuntos de pesos poderia ser bastante distinto ao longo do tempo. Aliás, os resultados para o Brasil, apresentados na próxima seção, mostram alguma diferença de comportamento para tais pesos.

Uma vez resolvida a questão do índice a adotar, surge, então, o problema de como definir o preço do ativo financeiro que consta da fórmula do índice. De fato, o tratamento que se deve dar ao ativo financeiro é, neste particular, semelhante ao que se aplica a um

---

<sup>9</sup>Note-se que o índice Divisia não é definido para  $m_{i,t-1} = 0$  que ocorre no caso da introdução de um novo bem. O índice ideal de Fisher não tem essa limitação, e deve, pois, em tais circunstâncias, substituir o índice Divisia, sem prejuízo quanto à comparabilidade dos resultados, já que os dois índices são, do ponto de vista empírico, virtualmente idênticos, conforme já foi salientado no texto.

<sup>10</sup>Isso é fácil de verificar. Como o agregado monetário é dado por  $M_t = \sum m_{it}$ , então  $dM/M = \sum (m_i/M) dm_i/m_i$ , onde  $m_i$  é a quantidade do ativo  $i$ . Note-se que essa última equação é  $\ln M_t - \ln M_{t-1} = \sum s_{it} (\ln m_{it} - \ln m_{it-1})$ , onde  $s_{it} = m_{it}/M_t$ .

---

bem durável. Vale dizer, há que se imputar um preço ao fluxo dos serviços produzidos pelo bem (ou ativo) durante o período da sua utilização, ou seja, calcula-se o seu custo de oportunidade (rental price ou user cost). Damos aqui os detalhes do procedimento a adotar, que é reproduzido, com pequenas mudanças, de Rossi e Silva (1991), os quais, por sua vez, baseiam-se em Donovan (1978).<sup>11</sup>

Note-se que o valor do estoque de um bem reflete, em última instância, os serviços esperados pela utilização desse bem durante toda a sua existência. Assim, o custo de oportunidade de um bem perecível, por exemplo, é igual ao seu preço, pois o total dos serviços que ele produz é consumido em apenas um período. Por analogia, um cruzeiro do estoque de um ativo financeiro que compõe dado agregado monetário não seria o preço indicado para o cálculo do índice de quantidade desse agregado, já que o uso do ativo não se esgota num único período.

Mais formalmente, para um bem durável, o custo de oportunidade é representado pelos gastos incorridos num período, seja na aquisição desse bem, seja no seu uso, ou mesmo no processo envolvido na sua revenda. O cálculo do custo de oportunidade de um ativo monetário obedece a esse mesmo princípio básico, exceto por algumas particularidades com relação à rentabilidade do ativo e à ausência de desgaste físico que ocorre no caso dos bens de consumo durável, mas não para os ativos financeiros. Esses pontos são detalhados a seguir.

Tome-se inicialmente o caso de um bem de consumo durável, onde  $X_t$  é a sua quantidade no período  $t$ , a qual se deprecia a taxa  $\delta$  por período, sendo  $0 \leq \delta \leq 1$  ( $\delta=1$  significa que o bem é perecível). Chamem-se, ainda:  $p_t$  o preço corrente dos serviços produzidos pelo bem,  $X_t$ ,  $p_t^*$  o preço corrente do bem,  $p_{t+1}^{*e}$  o preço esperado na revenda do bem no final do período e  $R_t$  a taxa de juros nominal, máxima, na economia. O custo imputado pelo uso do bem durante um período (rental price) é dado pelo custo de aquisição do bem, no momento da compra, menos o valor esperado, descontado, na sua revenda, no final do período, ou seja:

---

<sup>11</sup>Uma derivação alternativa, mais formal, para o custo de oportunidade de um ativo financeiro pode ser vista em Barnett (1978 e 1980). Em essência, o custo de oportunidade é derivado a partir de princípios microeconômicos em que um consumidor representativo faz a otimização intertemporal entre a sua trajetória de consumo e a alocação da sua carteira de ativos monetários.

$$p_t = p_t^* - \frac{(1-\delta)p_{t+1}^{*e}}{1 + R_t} \quad (17)$$

Na adaptação da fórmula (17) ao caso do ativo financeiro há que se considerar alguns pressupostos com relação tanto à natureza desse ativo quanto ao comportamento dos preços futuros na economia. Nesse sentido, sejam as seguintes situações:

i) Ativo financeiro sem juros e com preços estáveis

Suponha inicialmente apenas um bem de consumo a que chamamos "alimento", e que os serviços monetários de um ativo sejam proporcionais ao seu estoque real (este último pressuposto será utilizado mais adiante). Chame  $p_{at}$  o preço do alimento no período  $t$ , expresso em cruzeiros por unidade de alimento. Se os preços forem estáveis tem-se  $p_{a,t+1}^e = p_{at}$ , onde  $p_{a,t+1}^e$  é o preço esperado para o alimento no próximo período. Se o consumidor dispõe, então, de  $X_{it}$  cruzeiros nominais em ativo monetário do tipo  $i$ , e sendo  $p_{at}$  o preço do alimento, isso é equivalente a  $x_{it} (=X_{it}/p_{at})$  unidades de serviço monetário daquele ativo. Nestas circunstâncias, o primeiro termo da fórmula (17), que para o ativo financeiro seria  $p_x^*$ , torna-se igual ao preço do alimento,  $p_{at}$ , pois este é o preço de uma unidade de  $x_{it}$ . Com os preços estáveis, espera-se que o estoque  $X_{it}$  compre, no próximo período, as mesmas  $x_{it}$  unidades de alimento. Vale dizer, no caso do ativo financeiro, diferentemente dos bens de consumo duráveis que depreciam com o tempo, o fluxo de serviço monetário não diminui entre um período e outro, se os preços são estáveis.

As colocações acima sugerem que com os preços estáveis o custo de oportunidade para o ativo financeiro, que não paga juros, seria:

$$p_{x_{it}} = p_{at} - \frac{p_{at}}{1 + R_t} \quad (18)$$

ii) Ativo financeiro com juros e preços estáveis

Supondo agora que o ativo monetário  $X_{jt}$  pague juros nominais à taxa  $r_{jt}$  por período, o consumidor teria no final do período  $X_{jt}(1+r_{jt})/p_{at}$  unidades de serviço monetário pela posse desse ativo, ou seja, mais serviço monetário, já que os preços permaneceram estáveis. Neste caso, o custo de oportunidade do ativo seria pois:

$$p_{x_{jt}} = p_{at} - \frac{(1+r_{jt})p_{at}}{1+R_t} \quad (19)$$

iii) Ativo financeiro sem juros e com variação de preços

O consumidor, agora, teria no próximo período  $X_{it}/p_{a,t+1}^e$  unidades de serviço monetário pela posse do ativo. Se os preços aumentarem no período, essa quantidade é obviamente menor do que aquela que existia no período anterior, sendo a relação entre essas duas quantidades dada por:

$$X_{it}/p_{a,t+1}^e = (1-\delta)X_{it}/p_{at}, \quad (20)$$

onde

$$\delta = (p_{a,t+1}^e - p_{at})/p_{a,t+1}^e \quad (21)$$

é a taxa de inflação esperada no período. Adaptando, pois, a fórmula (18) para a presente situação, vem:

$$p_{x_{it}} = p_{at} - \frac{(1-\delta)p_{a,t+1}^e}{1+R_t} \quad (22)$$

É bom notar que, se por um lado, existem agora, devido à inflação, menos unidades de serviço monetário, por outro, cada uma dessas unidades é, em vista da perspectiva do aumento de preços, presentemente mais valiosa para o consumidor. De fato, após substituir (21) em (22), obtém-se para o custo de oportunidade do ativo financeiro:

$$p_{x_{it}} = p_{at} - \frac{p_{at}}{1+R_t}, \quad (23)$$

que é idêntica à equação (18). Assim, se a taxa de juros nominal na economia não for afetada pela perspectiva de inflação, que é reconhecidamente uma hipótese pouco provável, então a variação de preços em nada afetaria o custo de oportunidade de um ativo que não paga juros.

iv) Ativo financeiro com juros e variação de preços

A fórmula básica do custo de oportunidade é, neste caso, semelhante à da equação (22), havendo apenas a necessidade de

---

redefinir a taxa de variação dos preços. Mais precisamente, tem-se:

$$p_{x_{jt}} = p_{at} - \frac{(1-\delta')p_{a,t+1}^e}{1 + R_t}, \quad (24)$$

onde  $\delta'$  é obtido após adaptar a equação (20) para a situação do ativo com juros, que no caso seria:

$$X_{jt}(1+r_{jt})/p_{a,t+1}^e = (1-\delta')X_{jt}/p_{at}. \quad (25)$$

O valor de  $\delta'$  desta relação, substituído em (24), fornece agora para o custo de oportunidade:

$$p_{x_{jt}} = p_{at} - \frac{(1+r_{jt})p_{at}}{1 + R_t}, \quad (26)$$

que é idêntica à equação (19) que se aplica ao caso do ativo financeiro com juros e sem variação nos preços, isto é, verifica-se uma vez mais que, caso a expectativa de inflação não afete as taxas de juros nominais na economia, então a variação de preços não interfere na fórmula básica do custo de oportunidade do serviço monetário, no caso também do ativo que paga juros. Vale dizer, o custo de oportunidade dos serviços monetários só difere entre os ativos na medida em que estes ativos paguem distintas taxas de juros. É interessante observar, de qualquer modo, que, sendo as taxas de juros nominais afetadas ou não pelas expectativas inflacionárias, o custo de oportunidade dos bens duráveis baixará relativamente aquele do ativo financeiro. É fácil verificar que se, por exemplo, as taxas de juros nominais aumentarem de acordo com as expectativas inflacionárias, então, neste caso, a equação (17), que é o custo de oportunidade do bem durável, permanecerá inalterada, enquanto a equação (26), que é o custo de oportunidade do ativo financeiro, aumentará. Se as taxas de juros não se alterarem, então o diferencial entre os custos de oportunidade surge na mesma direção do caso anterior, mas agora devido apenas à redução no valor da expressão (17).

Generalizando os resultados, a equação (26) fica:

$$\begin{aligned}
 p_{it} &= \bar{p}_t - \frac{(1+r_{it})\bar{p}_t}{1+R_t} \\
 &= \frac{\bar{p}_t (R_t - r_{it})}{1+R_t}, \quad (27)
 \end{aligned}$$

onde  $r_{it}$  é a taxa de juros nominal do ativo  $i$ , que é zero no caso desse ativo ser a moeda, e  $\bar{p}_t$  é um índice geral de preços ao consumidor. De fato, nos cálculos dos índices dos serviços monetários, a fórmula (27), que figura como um componente dos pesos utilizados nas equações (14) e (15), simplifica-se para  $(R_t - r_{it})$ , pois a razão  $\bar{p}_t / (1+R_t)$ , que consta tanto no numerador como no denominador dos fatores de ponderações, pode ser cancelada.

Note-se que a diferença  $(R_t - r_{it})$  na fórmula do custo de oportunidade é a rentabilidade que se deixa de ganhar ou o custo de oportunidade que se tem por reter o ativo financeiro  $i$  durante um período. Se esse ativo não fosse retido poder-se-ia aplicá-lo à taxa de juros  $R_t$ , disponível no mercado. É claro que só se abre mão desses juros em troca dos serviços monetários que a retenção do ativo proporciona ao seu detentor. Assim,  $(R_t - r_{it})$  é o preço que se paga pelos serviços monetários do ativo.

Em essência, o custo de oportunidade é uma espécie de preço dos serviços do ativo financeiro, ao invés do preço do estoque desse ativo. Esses serviços são, entretanto, proporcionais ao estoque do ativo. Assim, as unidades das quantidades do estoque e dos preços dos serviços podem ser escolhidas de tal modo que o fator de proporcionalidade entre os serviços e o estoque seja a unidade. Quando se multiplica o custo de oportunidade pelo estoque do ativo obtêm-se, pois, os dispêndios em serviços do estoque do ativo financeiro. Desta forma, o índice obtido só revelará a taxa de variação da quantidade do agregado monetário.<sup>12</sup>

---

<sup>12</sup>Essas considerações baseiam-se em Barnett (1980); ver particularmente a sua nota de pé de página n<sup>o</sup> 18.



---

#### 4. APLICAÇÃO

Os resultados aqui apresentados são baseados em dados mensais do período de fevereiro de 1980 a junho de 1992.<sup>13</sup> Inicialmente, deve ser ressaltado que a variável mais problemática no cálculo do índice Divisia é a taxa de juros máxima na economia (R). Essa taxa deveria refletir apenas a transferência intertemporal da riqueza, não devendo, pois, contemplar qualquer aspecto relativo à liquidez do ativo. Apesar de tranqüila do ponto de vista teórico, a implementação dessa idéia é difícil no plano empírico. Aqui foram considerados dois critérios alternativos na escolha da taxa de juros. Primeiramente, tomou-se o valor máximo entre as taxas dos vários ativos que compõem o agregado monetário, multiplicando-o, em seguida, pelo fator 1,05, para que o custo de oportunidade de cada ativo fosse positivo. O segundo critério consistiu na escolha do maior valor entre o que acabamos de descrever e aqueles relativos aos índices das Bolsas de Valores do Rio de Janeiro (IBVR) e de São Paulo (Ibovespa). Conforme se verá das regressões apresentadas adiante, os resultados pelos dois critérios diferem um pouco.<sup>14</sup> O segundo deles produz resultados sempre melhores, o que é um aspecto positivo, já que é o mais abrangente dos dois critérios. Na análise gráfica apresentada abaixo, usaremos apenas o segundo critério.

A Figura 1 compara a liquidez real no conceito M4 medida, respectivamente, pela soma simples (SS) de ativos e através da agregação com o índice Divisia.<sup>15</sup> Esse é o caso mais interessante para se analisar, já que, por envolver uma ampla variedade de ativos, deixa mais evidente os méritos da agregação pelo índice Divisia. Note-se que, embora a liquidez tenha, em geral, caído mais acentuadamente com a ponderação dos ativos pelo índice Divisia, situação inversa ocorrera logo após o congelamento dos ativos no Plano Collor (fevereiro de 1990), quando a liquidez caiu bem mais pela soma simples de ativos. A subsequente recomposição

---

<sup>13</sup>Os dados relativos aos agregados monetários e à taxa de juros das aplicações do **overnight** foram gentilmente cedidos pelo Professor Rubens Cysne, da Escola de Pós-Graduação em Economia, da Fundação Getúlio Vargas (Rio de Janeiro).

<sup>14</sup>Isso parece contrariar a observação de Barnett e Spindt (1982), segundo a qual experimentos por eles realizados sugerem ser o índice Divisia robusto a variações na taxa de juros máxima da economia (R), que estejam dentro de valores plausíveis. Ressalte-se que também Chou (1991) concluiu, numa aplicação para os Estados Unidos, ser o índice Divisia sensível à escolha de R.

<sup>15</sup>Os agregados monetários são assim definidos: M1=papel-moeda, em poder do público, mais depósitos à vista, M2=M1 mais títulos federais em poder do público, M3=M2 mais depósitos em caderneta de poupança e, finalmente, M4=M3 mais títulos privados.

---

da liquidez foi, por outro lado, maior com o índice Divisia. É simples a explicação para esses episódios. Ressalte-se que houve uma queda significativa nos estoques dos ativos, principalmente nos títulos federais, cujo estoque reduziu-se em 70% entre fins de fevereiro e fins de março, enquanto foi imediata a recomposição dos ativos que compõem o agregado M1, aumentando de 194% naquele mesmo período.<sup>16</sup> Como no índice Divisia, distintamente do caso da soma simples de ativos, é maior o peso atribuído aos ativos que compõem o agregado monetário M1 relativamente àquele dos títulos federais que são parte dos agregados mais amplos, então o resultado aqui observado segue-se naturalmente.

Os fatores de ponderação usados nos dois métodos, e que são responsáveis pela discrepância observada no comportamento da liquidez que acabamos de mencionar, estão nas Figuras 2A, 2B, 2C, 2D. Observe-se que a variância dos pesos é bem maior no caso do índice Divisia. Também, conforme já foi ressaltado, é muito maior a ponderação do papel-moeda e dos depósitos à vista (s1), no caso do índice Divisia, relativamente àquela da soma simples de ativos.

Uma questão de muito interesse é a que relaciona essas distintas medidas de liquidez com a variável taxa de inflação. Assim, reportamos na Tabela 1 o resultado da regressão entre a taxa de variação na liquidez nominal (medida pelos dois métodos de ponderação e para os vários conceitos de moeda) e a taxa de inflação. Verifica-se que os resultados são quase sempre melhores com o uso do índice Divisia. Mais precisamente, não só é melhor o ajustamento da regressão, como é mais próxima da proporcionalidade a relação entre o índice de liquidez e a taxa de inflação, quando se calcula o agregado monetário pelo índice Divisia, particularmente se se usar o segundo critério (mais amplo) na escolha da taxa de juros máxima na economia.

---

<sup>16</sup>Para esses números, ver Rossi e Silva (1991b).

Fig.1 AGREGADOS MONETARIOS REAIS (M4)

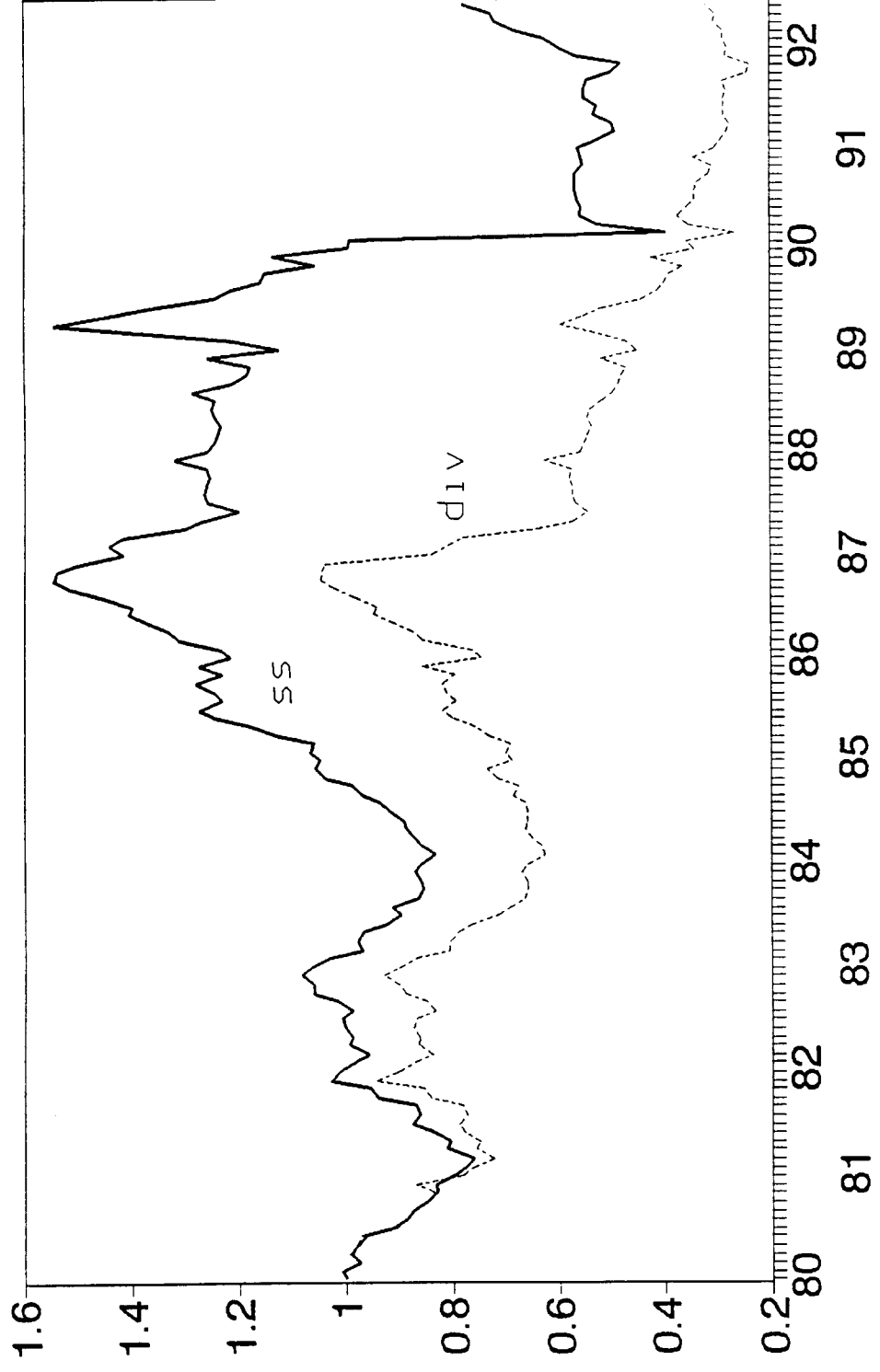


Fig.2-A FATOR DE PONDERACAO (s1)

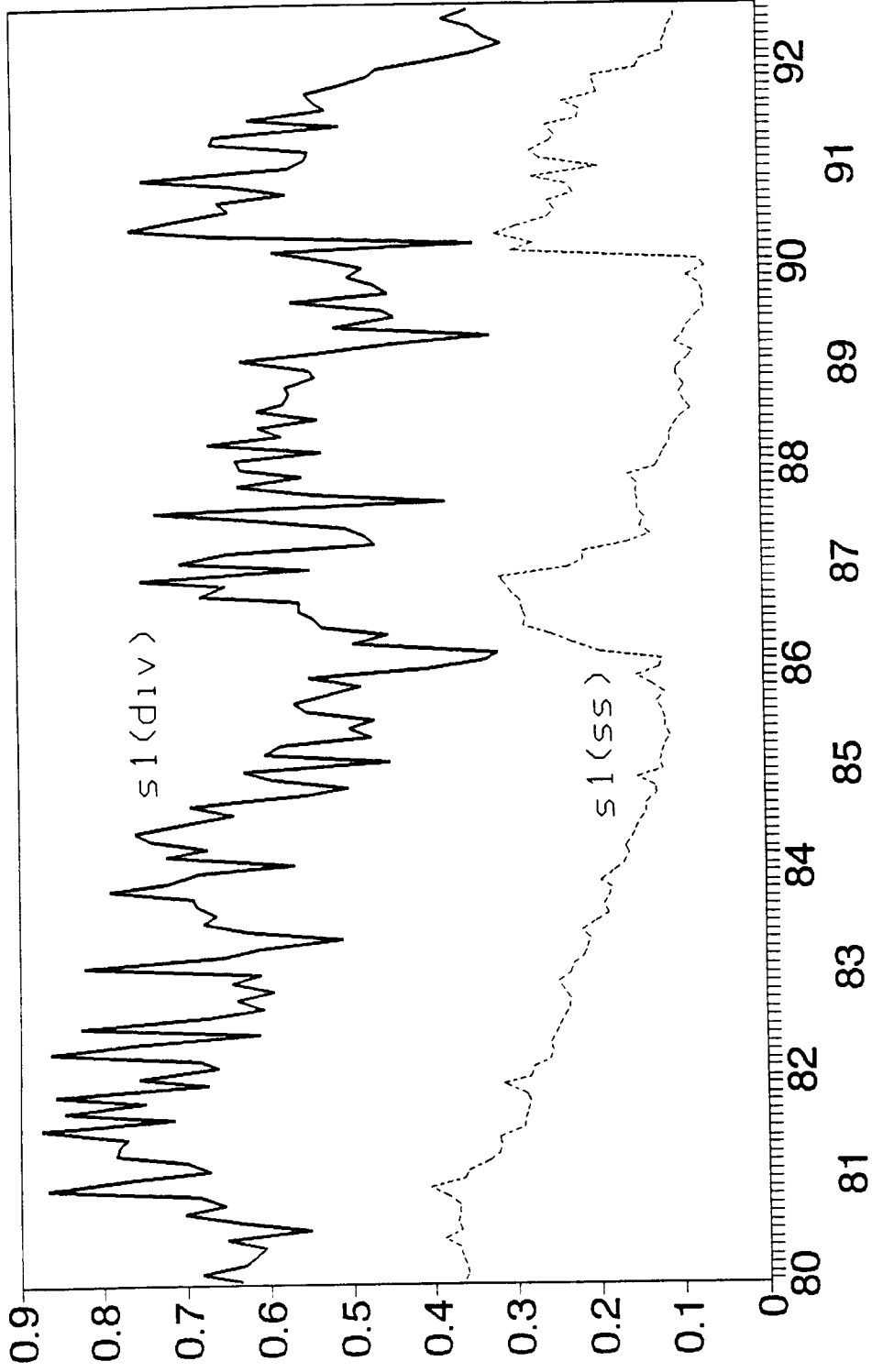


Fig.2-B FATOR DE PONDERACAO (s2)

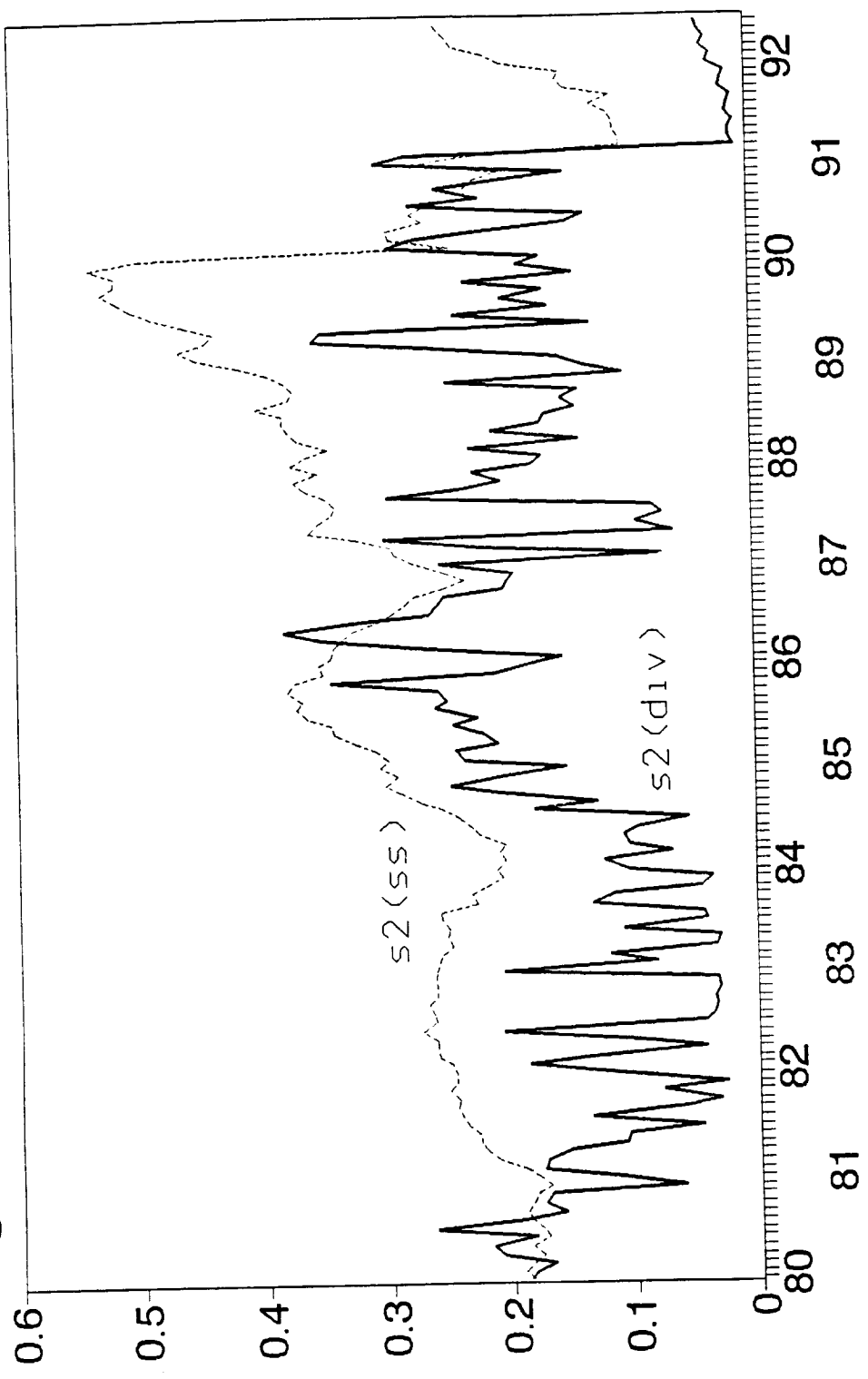


Fig. 2-C FATOR DE PONDERACAO (s3)

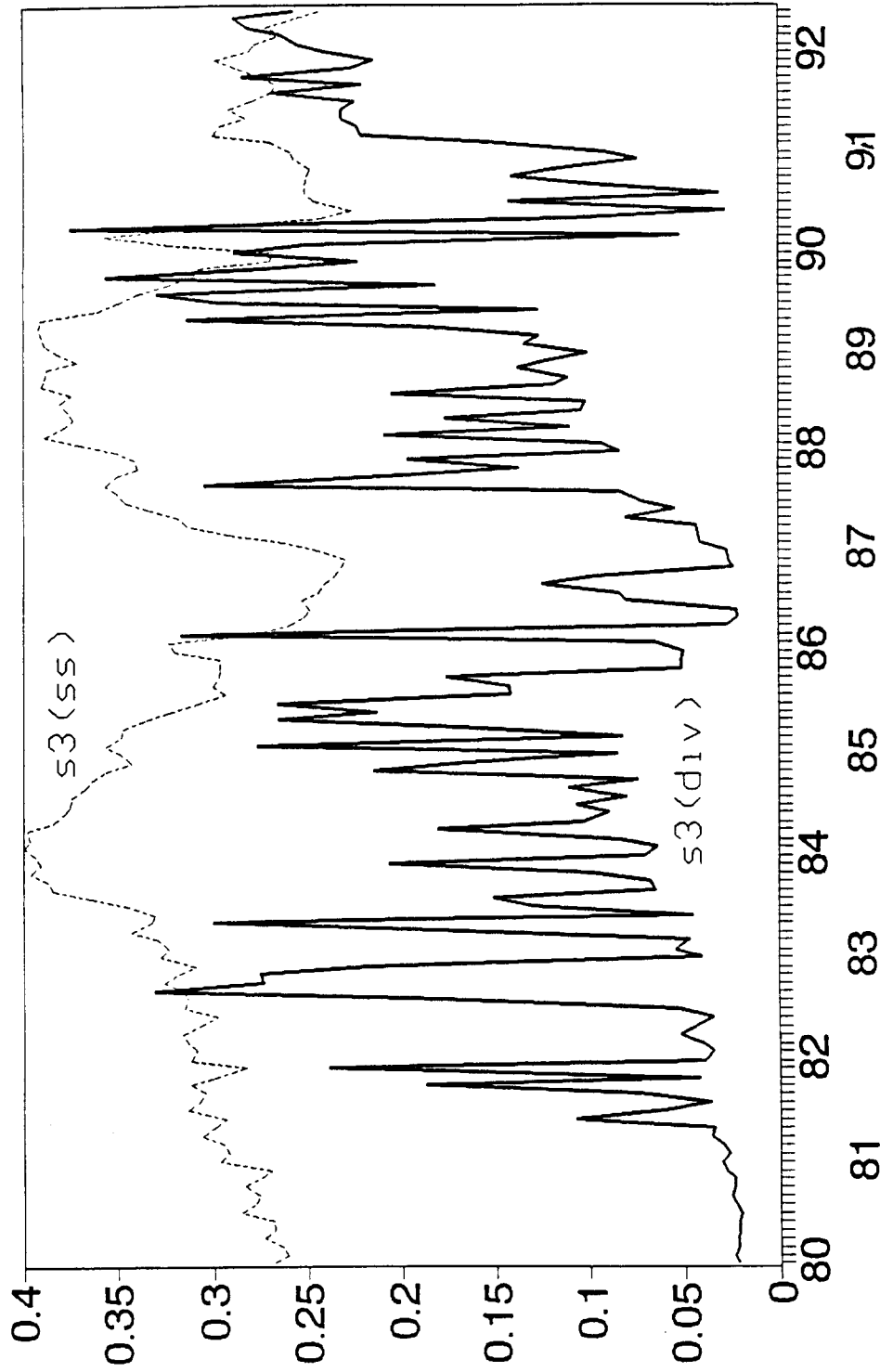


Fig.2-D FATOR DE PONDERACAO (S4)

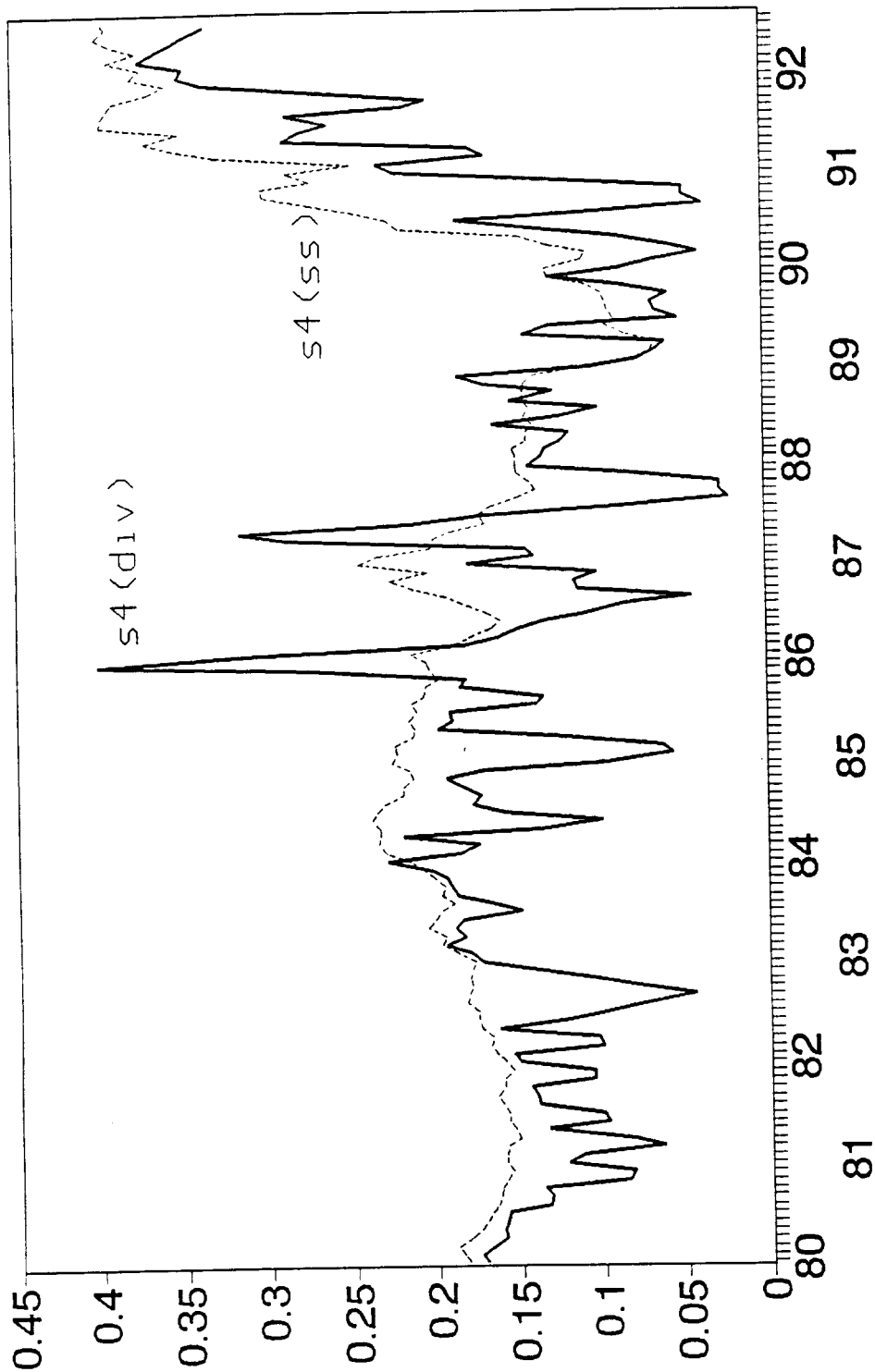


TABELA 1

Variável Dependente: Taxa de Inflação  
 Período: Fev/80 a Jun/92 (dados mensais)

Variável Independente	M2		M3		M4	
	coef.	R <sup>2</sup>	coef.	R <sup>2</sup>	coef.	R <sup>2</sup>
Div crit.1	0.554 (10.7)	0.407	0.676 (12.1)	0.501	0.733 (12.9)	0.532
Div crit.2	0.628 (11.6)	0.477	0.761 (14.2)	0.579	0.827 (15.2)	0.611
Soma Simples	0.517 (7.7)	0.280	0.757 (11.4)	0.470	0.780 (11.4)	0.468

Nota: Dados entre parênteses são as estatísticas t.

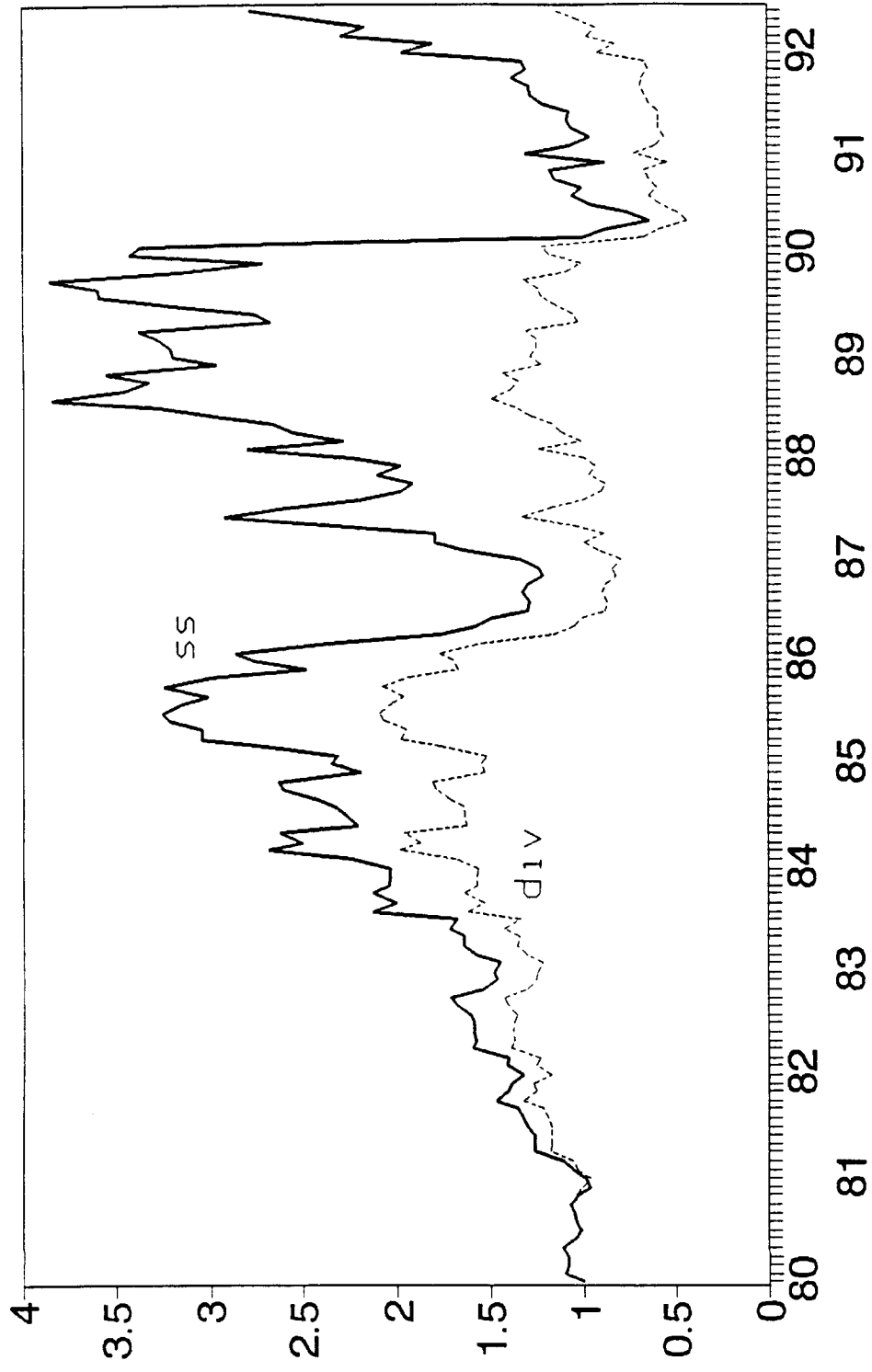
- Critério 1 = R max (r2, r3 e r4) x 1.05.
- Critério 2 = R max (critério 1 , Ibovespa, IBV Rio).

Um agregado monetário, que é estreitamente relacionado com variáveis macroeconômicas importantes, seria de pouca utilidade se não pudesse ser efetivamente controlado pelas autoridades monetárias. Como se sabe, a base monetária é controlada com certa precisão pelas autoridades monetárias, mas não a liquidez na economia (medida pelos agregados mais amplos), já que essa depende do comportamento dos agentes econômicos (indivíduos e bancos comerciais) quanto à escolha das suas carteiras de ativos financeiros, cuja previsão não é tarefa fácil. Entretanto, a variável de maior interesse é, freqüentemente, aquela que mede a liquidez na economia, pois é a que está mais diretamente associada à evolução dos preços, por exemplo. O multiplicador monetário, que é a razão entre o agregado e a base monetária, mostra, pois, até que ponto as autoridades monetárias conseguem controlar a liquidez na economia.

A Figura 3 compara os multiplicadores monetários nos conceitos soma simples e agregação pelo índice Divisia. Vê-se que o multiplicador é claramente mais estável no conceito índice Divisia. Assim, a liquidez, quando medida por esse conceito de moeda, seria melhor controlada pelas autoridades monetárias. Essa propriedade, bem como a sua relação mais próxima com a taxa de inflação antes discutida, indica que a superioridade teórica já apontada para a agregação de ativos pelo índice Divisia é confirmada também no plano empírico.



Fig.3 MULTIPLICADOR MONETARIO (M4)



---

Finalmente, a Figura 4 apresenta a velocidade de circulação do agregado M4 calculado tanto com a soma simples de ativos como pela agregação, usando o índice Divisia. Comparando-se esse gráfico com aquele da Figura 5, que mostra o comportamento das taxas de juros, verifica-se que a velocidade do agregado calculado pelo índice Divisia está mais de acordo com o que se deve esperar, vale dizer, a velocidade aumenta com a taxa de juros; essa relação é menos nítida no caso do agregado calculado pela soma simples de ativos. A razão para um aumento na velocidade de circulação está no fato de que com o aumento na taxa de juros haveria uma substituição de ativos mais líquidos por aqueles menos líquidos. A agregação pelo índice Divisia trata esses ativos como sendo efetivamente distintos, o que não é feito, entretanto, no caso da soma simples de ativos.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A questão da estabilidade da demanda por moeda é um ponto de muito interesse em economia monetária. Isso decorre da sua relevância para a política monetária. Se essa demanda é instável, então, não se poderá prever os efeitos da oferta monetária sobre a taxa de inflação e o nível de atividade econômica, por exemplo. Em estudo anterior, que utilizou dados trimestrais no período de 1966 a 1985, constatamos [ver Rossi (1988)] que a demanda por moeda especificada na sua forma convencional (como usada em Goldfeld (1976), por exemplo, onde os encaixes reais são uma função de variáveis, tais como o PIB real, a taxa nominal de juros e, no caso do Brasil, a taxa de inflação) apresentou certa instabilidade na primeira metade da década de 80 relativamente à década anterior, particularmente quando os encaixes monetários foram definidos no conceito M1 de moeda. Seria natural indagar-se, pois, se tal instabilidade não seria uma decorrência do uso inadequado da soma simples de ativos (ou exclusão de ativos, em se tratando de M1) na composição dos agregados monetários. Por isso mesmo, estimamos a demanda por moeda com os vários agregados monetários definidos tanto na sua forma convencional (soma simples de ativos) como pela agregação, usando o índice Divisia. Infelizmente, os resultados (não mostrados aqui) de um e outro método de agregação não foram satisfatórios. A razão básica do insucesso das regressões está ligada à relação entre variáveis estacionárias e não-estacionárias, que não podem, por isso mesmo, co-integrar (isto é, guardar um equilíbrio de longo prazo). Mais precisamente, a variável dependente nas várias regressões é sempre não-estacionária, enquanto as correspondentes variáveis independentes são todas estacionárias. Desta forma, as variáveis não tendo o mesmo grau de integração (número de diferenciações necessárias para transformar uma variável não-estacionária em estacionária) não

Fig.4 VELOCIDADE DE CIRCULACAO (M4)

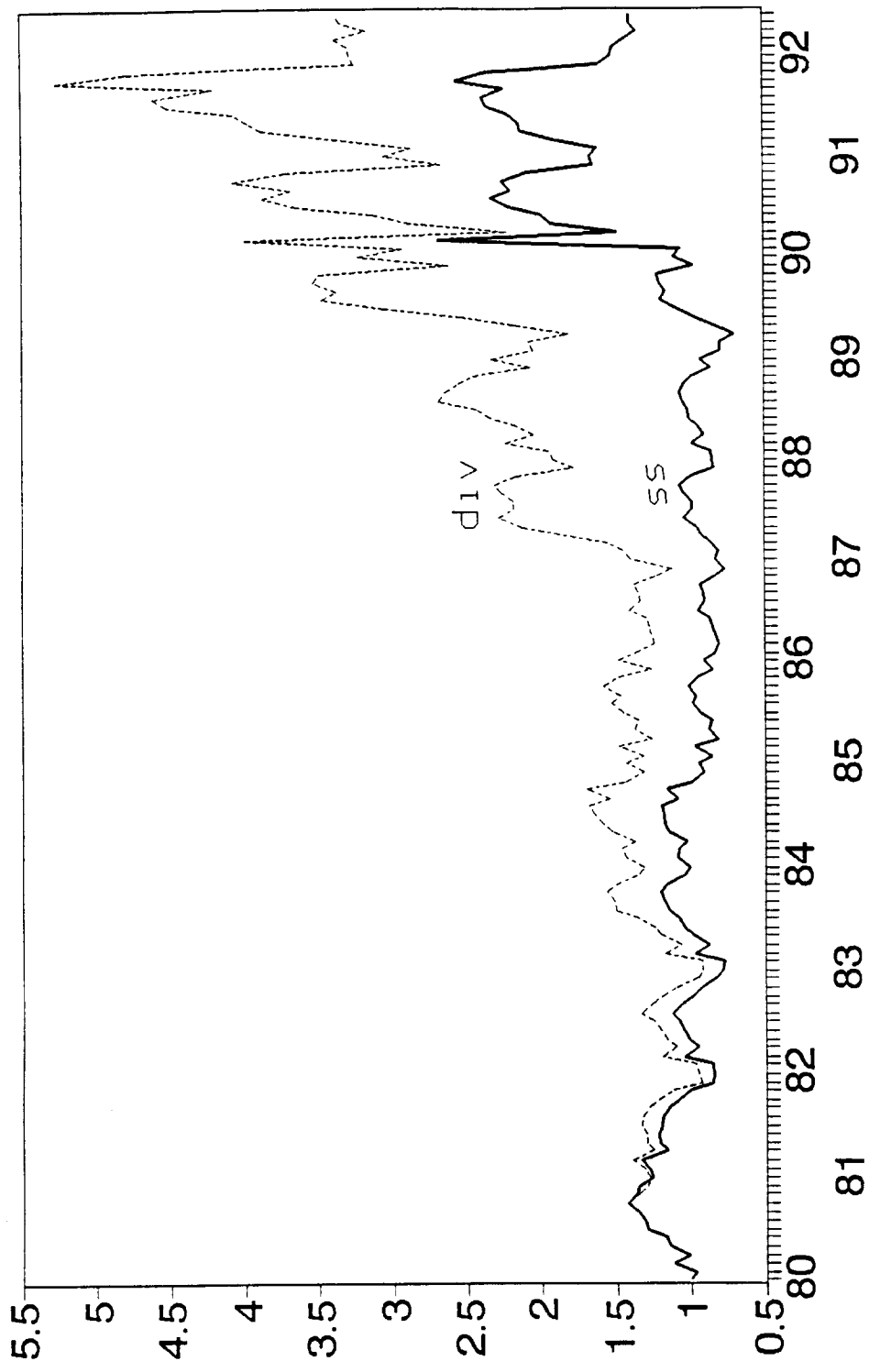
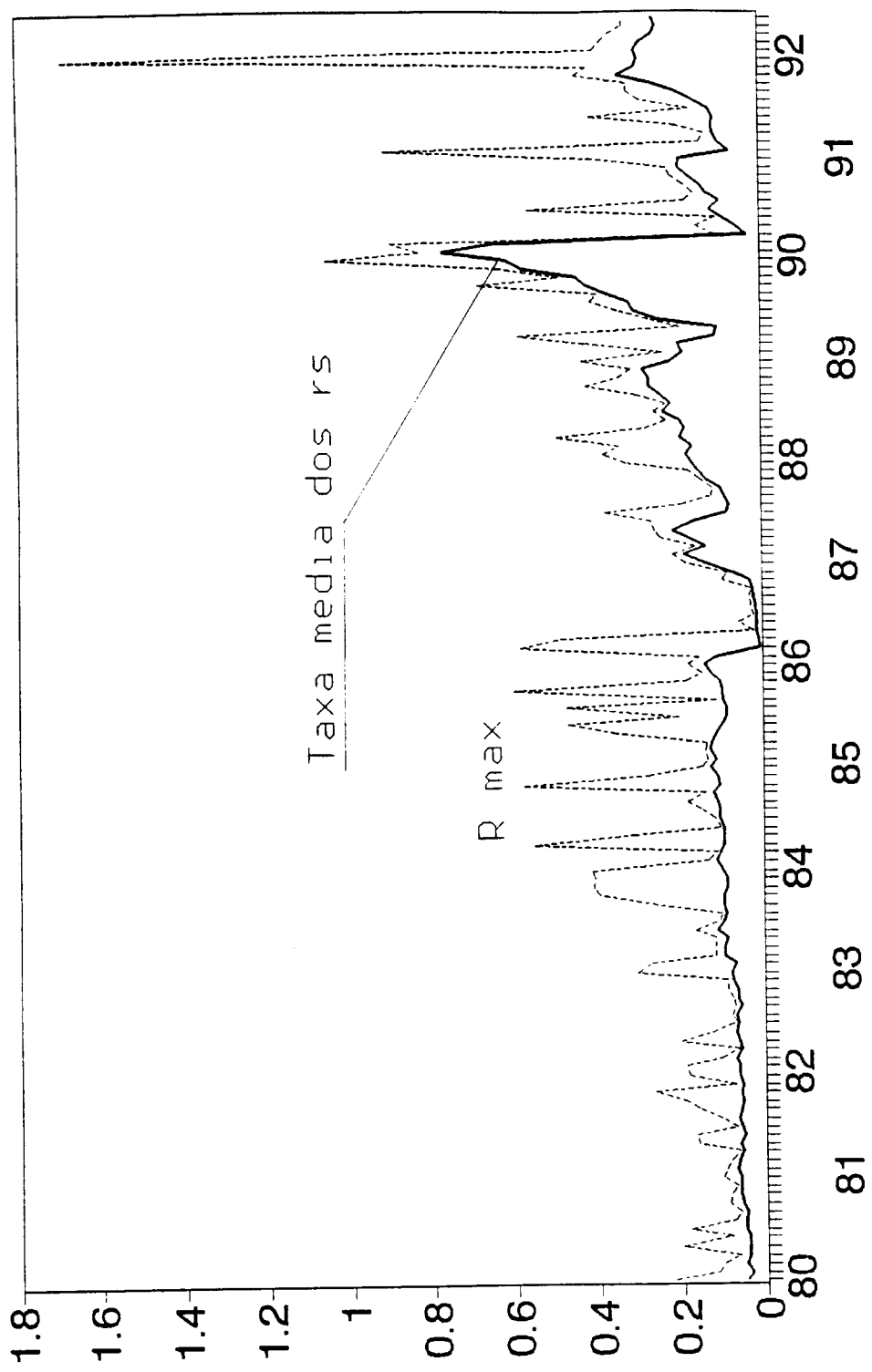


Fig.5 TAXAS DE RENTABILIDADE DOS ATIVOS



---

poderiam co-integrar.<sup>17</sup> De qualquer modo, apesar dessa limitação, verificou-se que o sinal da taxa de juros nominal foi negativo, conforme prevê a teoria, em todas as regressões da demanda por moeda, que utilizaram o agregado monetário calculado pelo índice Divisia. Já com os agregados tradicionais isso só ocorreu no caso do agregado M1, o que era, aliás, de se esperar, pois os agregados monetários mais amplos diferem de M1 apenas pela inclusão dos ativos indexados, cuja demanda certamente aumenta com a taxa de juros.

Para finalizar, deve ser reconhecido que, como o período aqui analisado não é suficientemente longo e ainda configura-se como bastante atípico na história econômica do país (uma década que alia a estagnação econômica com as altas taxas de inflação), não se pode pretender chegar a respostas definitivas para as questões acima tratadas. A obtenção de resultados em bases mais sólidas requer, certamente, séries de dados bem maiores do que as utilizadas neste estudo. Isto é, todavia, tarefa para uma outra pesquisa.

---

<sup>17</sup> Para uma boa discussão sobre a aplicação dos vários testes de estacionaridade e co-integração entre séries, ver MacKinnon (1991). Uma apresentação didática do tema, com uma aplicação para o teste da teoria da Paridade do Poder de Compra da moeda no Brasil, pode ainda ser vista em Rossi(1991).

---

## BIBLIOGRAFIA

- BARNETT, W. A. The user cost of money. *Economics Letters*, n.2, p. 145-149, 1978.
- . Economic monetary aggregates: an application of index number and aggregation theory. *Journal of Econometrics*, supplement, v. 14, p. 11-48, Sept. 1980.
- . Recent monetary policy and the Divisia monetary aggregates. *The American Statistician*, v.38, n. 3, p. 165-172, Aug. 1984.
- . Developments in monetary aggregation theory. *Journal of Policy Modeling*, v. 12, n. 2, p. 205-257, Summer 1990.
- BARNETT, W. A., SPINDT, P. A. **Divisia monetary aggregates: compilation, data, and historical behavior.** Board of Governors of the Federal Reserve System. Washington, D.C., May 1982, 19 p.
- BARNETT, W. A., FISHER, D., SERLETIS, A. Consumer theory and the demand for money. *Journal of Economic Literature*, v. 30, n. 4, p. 2086-2119, Dec. 1992.
- CHOU, Nan-Ting. An alternative monetary policy target: the new benchmark Divisia monetary index. *Applied Economics*, v. 23, p.1699-1705, 1991.
- DIEWERT, W. E. Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, v. 4, n. 2, p. 115-145, May 1976.
- DONOVAN, D. J. Modeling the demand for liquid assets: an application to Canada. *IMF Staff Papers*, v. 25, n. 3-4, p. 676-704, 1978.
- EICHHORN, W. Fisher's tests revisited. *Econometrica*, v. 44, n. 2, p. 247-256, Mar. 1976.
- FISHER, I. **The making of index numbers.** New York: Houghton Mifflin, 1922.
- FRIEDMAN, M., SCHWARTZ, A. J. **Monetary statistics of the United States: estimates, sources, methods.** New York: Columbia University Press, 1970.
- GOLDFELD, S. M. The case of the missing money. *Brookings Papers on Economic activity*, n.3, p. 683-739, 1976.
- MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE R. F., GRANGER C. W., eds. **Long-run Economic Relationships.** Oxford University Press, p. 267-276, 1991.

---

ROSSI, J. W. A demanda por moeda no Brasil: o que ocorreu a partir de 1980? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 18, n. 1, p. 37-53, abr. 1988.

———. Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 21, n. 2, p. 397-412, ago. 1991.

ROSSI, J. W., SILVA, Maria da Conceição. Índices ponderados de agregados monetários para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 21, n. 3, p. 511-532, dez. 1991.

———. A liquidez revisitada. In: **Perspectivas da Economia Brasileira-1992**. Rio de Janeiro: IPEA, Cap. 3, p. 41-57, 1991b.

SPINDT, P. A. Money is what money does: monetary aggregation and the equation of exchange. **Journal of Political Economy**, v. 93, n. 1, p. 175-204, Feb. 1985.

YUE, P., FLURI, R. Divisia monetary services indexes for Switzerland: are they useful for monetary targeting? **Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis**, v.73, n. 5, p. 19-33, Sept./Oct. 1991.

PUBLICAÇÕES DO IPEA (TEXTOS)

1992/1993

TEXTO PARA DISCUSSÃO - TD

- Nº 244 - Dumping e o MERCOSUL. Luis Augusto Pereira Souto - Maior, fevereiro 1992, 14 p.
- Nº 245 - Uma Avaliação dos Investimentos na Infra-Estrutura Rodoviária no Período 1980/1989, Ruy Silva Pessoa, março 1992, 15 p.
- Nº 246 - Exportação: Índices Setoriais para o Período 1980/88, Armando Castelar Pinheiro, março 1992, 25 p.
- Nº 247 - Liberalização Comercial, Distribuição e Emprego, Edward J. Amadeo e José Márcio Camargo, maio 1992, 18 p.
- Nº 248 - Loss in Forest Resource Values Due to Agricultural Land Conversion in Brazil, Ronaldo Serôa da Motta e Peter Herman May, março 1992, 23 p.
- Nº 249 - Análise da Estrutura Funcional do Gasto Público no Brasil 1985-1990, Carlos Mussi, Eduardo Felipe Ohana e José Rildo de Medeiros Guedes, abril 1992, 47 p. (+ anexos).
- Nº 250 - Previsões de Séries Econômicas com Modelos Bayesianos Univariados, Ana Beatriz S. Monteiro, Hélio S. Migon e Ajax R. B. Moreira, abril 1992, 29 p.
- Nº 251 - Proposta de um Referencial Básico para a Discussão da Seguridade Social, Francisco Eduardo B. de Oliveira, abril 1992, 28 p.
- Nº 252 - Considerações sobre o Sucateamento da Rede Pública e Privada de Saúde, André Cezar Médice e Francisco E. B. de Oliveira, abril 1992, 17 p.
- Nº 253 - Os Programas de Alimentação e Nutrição para Mães e Crianças no Brasil, Anna Maria Medeiros Peliano, abril 1992, 22 p.
- Nº 254 - A Equação da Restrição Orçamentária do Governo: Uma Resenha dos Usos e Interpretações, José W. Rossi, abril 1992, 48 p.
- Nº 255 - Setor Público Federal no Brasil: Despesas com Pessoal e Alguns Comentários sobre a Isonomia Salarial, Eduardo Felipe Ohana, Carlos H. F. Mussi e Ana Lúcia Dezolt, maio 1992, 16 p.
- Nº 256 - Technological Progress and Diffusion: Decomposing Total Factor Productivity Growth in Brazilian Manufacturing, Armando Castelar Pinheiro, maio 1992, 40 p.
- Nº 257 - Indicadores de Competitividade das Exportações: Resultados Setoriais para o Período 1980/88, Armando Castelar Pinheiro, Ajax Reynaldo Bello Moreira e Maria Helena Horta, maio 1992, 60 p.
- Nº 258 - Perdas e Serviços Ambientais do Recurso Água para Uso Doméstico, Ronaldo Serôa da Motta, Ana Paula Fernandes Mendes, Francisco Eduardo Mendes e Carlos Eduardo Firckmann Young, maio 1992, 39 p.
- Nº 259 - Inflação e Hiato de Produto: Experiências e Sugestões, Carlos H. F. Mussi e Eduardo Felipe Ohana, maio 1992, 18 p.
- Nº 260 - Capital Estrangeiro no Brasil: Expectativas Quanto à Reversão de Comportamento, Danniell Lafetá, maio 1992, 11 p.
- Nº 261 - As Empresas Estatais e o Programa de Privatização do Governo Collor, Armando Castelar Pinheiro e Fabio Giambiagi, maio 1992, 62 p.
- Nº 262 - Experiências Espanholas e Francesas em Programas de Qualidade, Antônio Carlos da R. Xavier e Luis Fernando Tironi, junho 1992, 18 p.
- Nº 263 - Indicadores da Qualidade e Produtividade - Um Relato de Experiências no Setor Público, Luis Fernando Tironi, Ademar Kyotoshi Sato, Bolivar Pêgo Filho, Jorge Conrado Kosaque, Roberto Sant'Anna Mattos, Ruy Silva Pessoa e Sérgio Francisco Piola, junho 1992, 24 p.
- Nº 264 - As Políticas de Concorrência (ou Antitruste): Um Panorama da Experiência Mundial e sua Atualidade para o Brasil, Lúcia Helena Salgado, junho 1992, 44 p.
- Nº 265 - An Econometric Model of Amazon Deforestation, Eustáquio J. Reis e Rolando M. Guzmán, junho 1992, 27 p.



- Nº 266 - A Colonização Sustentável da Amazônia. Anna Luiza Ozorio de Almeida (coord.), Angela Moulin S. Penalva Santos, Adriana Freitas Alves e Maria da Piedade Morais, julho 1992, 109 p.
- Nº 267 - Efeitos Dinâmicos dos Choques de Oferta e Demanda Agregada sobre o Nível de Atividade Econômica do Brasil. Elcyon Caiado Rocha Lima, Hélio S. Migon e Hedibert Freitas Lopes, julho 1992, 32 p.
- Nº 268 - Projetos de Irrigação no Vale do Baixo São Francisco. José Ancelmo de Góis, Maria de Fátima Araújo Paiva e Sônia Maria Goes Tavares, julho 1992, 40 p.
- Nº 269 - A Evolução do Mercosul no Período de Transição: Hipóteses Alternativas e Cenários. Pedro da Motta, julho 1992, 45 p.
- Nº 270 - Uma Análise dos Investimentos na Infra-Estrutura Rodoviária Federal nos Anos Oitenta. Ruy Silva Pessoa, junho 1992, 17 p.
- Nº 271 - Flexibilidade e Mercado de Trabalho: Modelos Teóricos e a Experiência dos Países Centrais Durante os Anos 80. Carlos Alberto Ramos, agosto 1992, 51 p.
- Nº 272 - Produtividade e Heterogeneidade de Tamanho na Indústria de Transformação Brasileira (1980 - 1985). Mercedes Magdalena Lizardo Espinal, agosto 1992, 72 p.
- Nº 273 - Transporte Urbano de Passageiros: A Tarifa como Fonte de Recursos. Iêda Maria de O. Lima, setembro 1992, 17 p.
- Nº 274 - O que Mostram os Indicadores sobre a Pobreza na Década Perdida. Luiz Carlos Eichenberg Silva (Coord.), agosto 1992, 50 p.
- Nº 275 - Reshaping U.S. Foreign Policy in the 90's: a View from the Periphery. Luis Fernando de Lara Resende, setembro 1992, 22 p.
- Nº 276 - As Pesquisas Francesas sobre as Condições de Trabalho e a Organização do Trabalho. dos Métodos aos Resultados. Serge Volkoff, setembro 1992, 24 p.
- Nº 277 - Metodologias para Levantamento Quantitativo sobre Difusão das Novas Tecnologias no Processo de Trabalho. Helena Sumiko Hirata e Mário Sérgio Salermo, setembro 1992, 20 p.
- Nº 278 - Poor and non-poor in the Brazilian Labor Market. Sonia Rocha, outubro 1992, 13 p.
- Nº 279 - A Note on the Temporal Evolution of the Relationship Between wages and Education Among Brazilian Prime-Age Males: 1976-1989. Lauro Ramos e Ricardo Paes e Barros, outubro 1992, 28 p.
- Nº 280 - Mobilidade de Renda no Brasil: 1981/1989. Ricardo P. Barros. Lauro Ramos e José Guilherme de Almeida Reis, outubro 1992, 18 p.
- Nº 281 - The "Abertura" in Brazil: The Day-After of the Brazilian Intelligence "Monster". L. A. Bittencourt Emílio, novembro 1992, 16 p.
- Nº 282 - As Políticas Federais de Desenvolvimento Urbano no Biênio 1989/1990, Edgar Bastos de Souza (org.). novembro 1992, 26 p. (+ anexos).
- Nº 283 - O Mercosul e as Zonas Francas. Zonas de Processamento de Exportações, Áreas de Livre Comércio e Áreas Aduaneiras Especiais, dezembro 1992, 23 p. (+ anexos).
- Nº 284 - A desregulamentação do Setor Transportes: o Caso do Subsetor Portuário. Newton Rabello de Castro e Philippe Lamy, novembro 1992, 45 p.
- Nº 285 - Técnicas Empíricas de Decomposição: uma Abordagem Baseada em Simulações Contrafactuais. Ricardo Paes de Barros. Renata Jeronymo, Rosane Mendonça, Valéria Pero, Eleonora Santos e Cláudia Trindade, dezembro 1992, 23 p.
- Nº 286 - A Evolução do Bem-estar e da Desigualdade no Brasil desde 1960. Ricardo Paes de Barros e Rosane Mendonça, dezembro 1992, 30 p.
- Nº 287 - Desempenho Exportador. Regulamentação Internacional e Privatização: o Caso da Siderurgia Brasileira. Mário M. C. Mesquita e Leane C. Naidim, dezembro 1992, 51 p.
- Nº 288 - Distribuição de Renda no Brasil: Avaliação das Tendências de Longo Prazo e Mudanças na Desigualdade Desde Meados dos Anos 70, Regis Bonelli e Lauro Ramos, janeiro 1993, 32 p.
- Nº 289 - Current Status of Water Pollution Control in Brazil. Ronaldo Serôa da Motta, Guilhermino O. Filho, Francisco Eduardo Mendes, Cynthia A. Nascimento, fevereiro 1993, 38 p.

- Nº 290 - Sistemas e Instrumentos de Estímulo às Exportações nos Países do Mercosul, Eduardo Augusto Guimarães, fevereiro 1993, 28 p.
- Nº 291 - Informal Labor Contracts: A Solution or a Problem?, Ricardo Barros, Ricardo Mello e Valéria Pero, fevereiro 1993, 49 p.
- Nº 292 - Salvaguardas. Achegas a uma Nova Legislação Comum aos Países do Mercosul, Luiz A.P. Souto Maior, fevereiro 1993, 24 p.
- Nº 293 - Fontes de Financiamento para a Infra-Estrutura Rodoviária Federal: necessidade de recomposição, Ruy Silva Pessoa, fevereiro 1993, 12 (+ anexo).
- Nº 294 - Income Inequality, Inequality in Education, and Children's Schooling Attainment in Brazil, Ricardo Paes de Barros e David Lam, março 1993, 35 p.
- Nº 295 - Modernização Tecnologia e Formação Técnico-Profissional no Brasil: impasses e desafios, Tereza Cristina Kirschner, março 1993, 54 p. (+ anexo).
- Nº 296 - Sistema de Informações: Transporte coletivo urbano de passageiros, Lúcia Panariello, março 1993, 2 v.
- Nº 297 - Aspectos Políticos e Econômicos das Receitas e dos Gastos Públicos no Brasil, Nilson Holanda, abril 1993, 42 p.
- Nº 298 - Inflation and Unemployment as Determinants of Inequality in Brazil: The 1980, Eliana Cardoso, Ricardo Barros e André Urani, abril 1993, 29 p.
- Nº 299 - The Challenge of Reforming Social Security in Latin America, Francisco Eduardo Barreto de Oliveira, maio 1993, 25 p.
- Nº 300 - Incentivos Fiscais e Creditícios às Exportações Brasileiras: Resultados Setoriais para o Período 1980-91, Armando Castelar Pinheiro, Cláudia Pio Borges, Sonia Zagury e Mário Mesquita, maio 1993, 39 p.

#### RELATÓRIO INTERNO - RI

##### Coordenação de Política Macroeconômica - CPM

- Nº 01/92 - Saldo da Balança Comercial: Atualização das Projeções e Simulações para o Ano de 1992, Mary de Melo Souza e Moysés Tenenblat, março 1992, 1 p.
- Nº 02/92 - A Política de Juros e o Afluxo de Capitais Externos: Existe um Problema?, Eduardo Felipe Ohana, abril 1992, 3 p.
- Nº 03/92 - A Capacidade de Pagamento do Setor Público: Um Conceito Operacional, Eduardo Felipe Ohana, abril 1992, 3 p.
- Nº 04/92 - A Balança Comercial em 1992: Atualização das Previsões e Simulações, Mary de Melo Souza e Moysés Tenenblat, maio 1992, 1 p.
- Nº 05/92 - Atualização das Previsões e Simulação para as Exportações Totais Brasileiras, Mary de Melo Souza e Moysés Tenenblat, junho 1992, 1 p.
- Nº 06/92 - A Balança Comercial Brasileira - Atualização das Projeções para o Ano de 1992, Mary de Melo Souza, junho 1992, 1 p.
- Nº 07/92 - O Saldo Comercial do Brasil em 1992: projeções atualizadas, Mary de Melo Souza, agosto 1992, 2 p.
- Nº 09/92 - Reforma do Sistema Financeiro Nacional, José Romeu de Vasconcelos e Roberto Shoji Ogasavara, dezembro 1992, 6 p.
- Nº 10/92 - Atualização das Projeções da Balança Comercial, Mary de Melo Souza, dezembro 1992, 3 p.
- Nº 01/93 - O comportamento Previsto para a Produção Industrial em 1993, de Acordo com Modelos Função Transferência, Mary de Melo Souza, março 1993, 3 p.

#### Coordenação de Difusão Técnica e Informações - CDI

Nº 01/92 - O Saldo da Balança Comercial: Simulação Preliminar para o Ano de 1992 - Um Sinalizador para a Política Econômica. Mary de Melo Souza e Moysés Tenenblat, janeiro 1992, 1 p.

Nº 02/92 - O Saldo da Balança Comercial : Análise Retrospectiva e Simulação Preliminar para o Ano de 1992. Mary de Melo Souza e Moysés Tenenblat, fevereiro 1992, 2 p.

Nº 01/93 - Programa de Qualidade e Produtividade: realidade ou utopia. Rose Mary Juliano Longo, fevereiro 1993, 3 p.

#### Coordenação de Política Social - CPS

Nº 01/92 - FGTS, questões atuais, Roberto A. Zamburi, setembro 1992, 3 p. (+ anexo).

Nº 02/92 - Descentralização Tutelada. Solon Magalhães Vianna, setembro 1992, 5 p.

Nº 03/92 - Programa de Alimentação e Nutrição para as Crianças e Adolescentes. Qual o Destino?. Anna Maria Peliano e Nathalie Beghin, outubro 1992, 3 p. (+ anexo).

Nº 04/92 - Índice de Qualificação do Corpo Docente das Universidades Brasileiras. Raulino Tramontin, outubro 1992, 25 p.

Nº 05/92 - O Novo Padrão de Gerenciamento do Setor Público: as Organizações Paragovernamentais e a Alimentação dos mais Pobres no DF. Anna Maria Peliano, novembro 1992, 3 p.

Nº 06/92 - A Descentralização da Merenda Escolar. Anna Maria Peliano e Nathalie Begin, dezembro 1992, 4 p.

Nº 07/92 - O Papel do Estado na Área de Alimentação e Nutrição. Anna Maroa Peliano e Nathalie Begin, dezembro 1992, 10 p.

Nº 08/92 - Brasil: Indicadores Sociais. Solon Magalhães Vianna, novembro 1992, 14 p. (+ anexos).

Nº 09/92 - Gestão do Financiamento do Setor Público. Dilma Seli Pena Pinheiro, dezembro 1992, 5 p.

Nº 10/92 - Alocação de Recursos. Eficiência. Equidade e Qualidade no Ensino Fundamental: uma estratégia de ação para o governo federal. Antônio Carlos da R. Xavier e José Amaral Sobrinho, dezembro 1992, 4 p.

Nº 01/93 - Alguns Desafios Atuais da Formação de Professores de Educação Básica, Pedro Demo, maio 1993, 7 p.

#### Coordenação de Política Setorial - CPSe

Nº 01/93 - Proposta para o novo Plano Nacional de Viação-PNV. Ruy Silva Pessoa, janeiro 1993, 5 p.

#### Diretoria Executiva

Nº 01/92 - Indústria Automobilística Brasileira: Situação Atual. Perspectivas e Sugestões para sua Reestruturação. Ruy Quadros de Carvalho, junho 1992, 6 p.

Nº 02/92 - A Inflação Esperada em 1992: Simulações. Luiz Zottmann, julho 1992, 5 p.

Nº 03/92 - Imposto sobre Transações Financeiras: Reflexões e Simulações. Luiz Zottmann, agosto 1992, 6 p.

#### Diretoria de Pesquisa

Nº 01/92 - Adam Smith, Gerson e a Cooperação. Fabio Stefano Erber, junho 1992, 12 p.

Nº 02/92 - O Sistema de Saúde Chileno: Mitos e Realidades. André Cezar Medici, Francisco E. B. de Oliveira e Kaizô Iwakami Beltrão, agosto 1992, 105 p.

Nº 03/92 - Proposta de um Modelo de Seguridade Social, Francisco E. B. de Oliveira, Kaizô Iwakami Beltrão e André Cezar Medici, agosto 1992, 38 p.

Nº 04/92 - A Dimensão do Setor Saúde no Brasil, André Cezar Medici e Francisco E. B. de Oliveira, agosto 1992, 72 p.

Nº 05/92 - Mudanças Estruturais e Política Industrial, Fabio Erber, agosto 1992, 16 p.

Nº 01/93 - Os Fundos de Pensão e a Formação de Poupança, Francisco E. B. de Oliveira, fevereiro 1993, 2 p.

#### Diretoria de Política Pública

01/92 - Implantação de um Sistema de Gerência da Qualidade Total, Antônio Carlos da Ressureição Xavier e Rose Mary Juliano Longo, setembro 1992, 2 p.

#### CADERNO DE ECONOMIA - CE

Nº 07 - A Lei Complementar do Sistema Financeiro Nacional: Subsídios e Sugestões para sua Elaboração, Guilherme Gomes Dias, José Roberto Rodrigues Afonso, Luiz Carlos Romero Patury e Pedro Püllen Parente, abril 1992, 133 p.

Nº 08 - A Legislação Complementar sobre Finanças Públicas e Orçamentos - Subsídios e Sugestões para sua Elaboração, José Roberto Rodrigues Afonso e Waldemar Giomi, abril 1992, 239 p.

Nº 09 - Concentração de Renda e Crescimento Econômico Uma Análise sobre a Década de Setenta, José Ricardo Tauile e Carlos Eduardo Frickmann Young, setembro 1991, 55 p.

Nº 10 - A Competitividade Brasileira no Mercado Internacional de Produtos Agrícolas, Fernando Homen de Melo, novembro 1991, 88 p.

Nº 11 - Tendências da Reestruturação da Indústria nos Países Desenvolvidos nos Anos 80, Mariano Francisco Lapiane, outubro 1992, 158 p.

Nº 12 - Um "Mal Necessário"? Comercialização Agrícola e Desenvolvimento Capitalista no Brasil, Renato Sérgio Jamil Maluf, novembro 1992, 289 p.

Nº 13 - Pobreza: Conceito e Mensuração, Maurício Costa Romão, fevereiro 1993, 209 p.

#### DOCUMENTO DE POLÍTICA - DP

Nº 07 - Análise Econômico - Financeira dos Bancos Estaduais, José Romeu de Vasconcelos e Roberto Shoji Ogasavara, 1992, 19 p. (+ anexos).

Nº 08 - As Contribuições Sociais de Empregadores e Trabalhadores: Repercussões sobre o Mercado de Trabalho e Grau de Evasão, Sandra Cristina F. de Almeida, 1992, 27 p. (+ anexos).

Nº 09 - A Política de Medicamentos no Brasil, André Cezar Medici, Kaizô Iwakami Beltrão e Francisco E. B. de Oliveira, março 1992, 88 p.

Nº 10 - A Política Salarial no Governo Collor: Padrões de Negociação entre o Executivo e o Legislativo, Maria Helena de Castro Santos, Maria das Graças Rua e Carlos R. Pio da Costa Filho, junho 1992, 27 p.

Nº 11 - Seguridade Social: Propostas de Reforma Constitucional, André Cezar Medici, Francisco de Oliveira e Kaizô Iwakami Beltrão, junho 1992, 11 p.

Nº 12 - Propostas de Política Social, Anna Maria Peliano, Coord., outubro 1992, 58 p.

Nº 13 - Pobreza: Conceito e Mensuração, Maurício Costa Romão, fevereiro 1993, 209 p.

Nº 14 - O Mapa da Fome: subsídios à formulação de uma política de segurança alimentar, Ana Maria T. M. Peliano (Coord.), março 1993, 9. (+ anexos).

Nº 15 - O Mapa da Fome II: informações sobre a indigência por municípios da federação , Anna Maria T. M. Peliano (Coord.), maio 1993, 7 p. (+ anexos).

Nº 16 - Projeto do Banco Central Independente , José Romeu de Vasconcelos, maio 1993, 16 p.

#### SÉRIE SEMINÁRIOS\*

A Série Seminários tem por objetivo divulgar trabalhos apresentados em seminários promovidos pela DIPES/IPEA.

Nº 1/92 - Notas Sobre Flexibilidade Dinâmica, Competitividade e Eficácia Econômica. José Ricardo Tauille (IEI/UFRJ).

Nº 2/92 - A Duração do Desemprego no Brasil. Wasmália Bivar (DEIND/IBGE).

Nº 3/92 - A Experiência Francesa da Renda Mínima de Inserção (RMI), Michel Schiray (CNRS, CRBS/EHESS, França).

Nº 4/92 - A Carteira de Trabalho no Mercado de Trabalho Metropolitano Brasileiro. Valéria Lúcia Pero (IEI/UFRJ, IPEA).

Nº 5/92 - Participação das Organizações de Pequenos Comerciantes Urbanos nas Reformas Institucionais e de Políticas em Nível Local - Três Estudos de Caso no Rio de Janeiro. João Sabóia (NEST/IEI).

Nº 6/92 - A Evolução Temporal da Relação entre Salário e Educação no Brasil: 1976 - 1989. Ricardo Paes de Barros (IPEA, IEI, IUPERJ, Yale) e Lauro Ramos (IPEA/USU).

Nº 7/92 - Desproteção: outra face da pobreza. Maria Lúcia Werneck (IEI/UFRJ).

Nº 8/92 - Trabalho a Domicílio: uma contribuição para o estudo de um conceito complexo. Cristina Bruschini (Fundação Carlos Chagas).

Nº 9/92 - Projeção da Demanda de Produtos Agrícolas, Ajax Reynaldo Belo Moreira (IPEA).

Nº 10/92 - Bem-Estar, Pobreza e Desigualdade no Brasil. Ricardo Paes de Barros (IPEA, IEI, IUPERJ, Yale), Rosane S.P. de Menonça (IPEA, PUC), Lauro Ramos (IPEA, USU), Sônia Rocha (IPEA).

Nº 11/92 - Uma Alternativa para a Reformulação da Seguridade Social, Francisco E. B. Oliveira (DIPES/IPEA, E.E./UFRJ), André Cesar Medici (ENCE/IBGE, IESP), Kaizô I. Beltrão (ENCE/IBGE).

Nº 12/92 - Efeitos Redistributivos das Políticas de Estabilização numa Economia Dual: o caso do Brasil - 1981-1988. André Urani (IEI, IPEA, DELTA).

Nº 13/92 - Processo Técnico, Processo de Trabalho e Acumulação: uma periodização do processo de trabalho. José Ricardo Tauille (IEI/UFRJ).

Nº 14/92 - Projeções de Demanda ao Ensino Básico: 1980-2010, Nelson do Valle Silva (LNCC, IUPERJ), José Bernardo B. Figueiredo (IUPERJ).

Nº 15/92 - A Pedagogia da Repetência, Sérgio Costa Ribeiro (LNCC).

Nº 16/92 - Qualidade do Ensino Básico e Igualdade de Oportunidades. Rosane Silva Pinto de Mendonça (IPEA, PUC-Rio).

Nº 17/92 - Income Distribution in Brazil: longer term trends and changes in inequality since the mid-1970s, Regis Bonelli (IPEA), Lauro Ramos (IPEA, USU).

Nº 18/92 - Espaçamento, Aleitamento Materno, Serviço de Saúde e Mortalidade na Infância na República Dominicana, Peru e Brasil, Stephen D. McCracken (CEDEPLAE/UFGM).

Nº 19/92 - Insatisfacción y Conflicto como los Principales Problemas en las Relaciones Laborales en Bolivia, Fernando Andres Blanco Cossio (PUC-Rio).

#### Mudança na Série:

Nº 01/92 - O Programa Brasileiro de Seguro-Desemprego: Diagnóstico e Sugestões para o seu Aperfeiçoamento, Beatriz Azeredo (IEI/UFRJ) e José Paulo Chahad (FEA, USP).

Nº 02/92 - An Autonomous Approach to Modernity? Ivan da Costa Marques (NCE/UFRJ).

Nº 03/92 - Life and Death of Children in the Streets: a marginalized and excluded generation in Latin American Society. Irene Rizzini (USU).

Nº 01/93 - Human Resources in the Adjustment Process. Edward Amadeo (PUC/Rio), Ricardo Paes de Barros (IEI/UFRJ, IUPERJ, DIPES/IPEA, Yale), José Márcio Camargo (PUC/Rio), Rosane S.P. de Mendonça (PUC/Rio, DIPES/IPEA), Valéria Lúcia Pero (IEI/UFRJ, DIPES/IPEA), André Urani (IEI/UFRJ, DIPES/IPEA).

Nº 02/93 - Nível e Distribuição de Renda Brasil e Macrorregiões, 1979, 1985-89. Lilian Maria Miller, (IBGE-DEISO).

Nº 03/93 - Entrepreneurial Risk and Labour Share in Output, Renato Fragelli Cardoso, (EPGE-FGV).

Nº 04/93 - Inflação e Desemprego como Determinantes do Nível e da Distribuição da Renda do Trabalho no Brasil Metropolitano; 1982-92, André Urani, (IEI/UFRJ, DIPES/IPEA).

Nº 05/93 - Indexação e Regulamentação na Dinâmica do Mercado de Trabalho, Guilherme Tomás Málaga (FGV-SP).

Nº 06/93 - Indexação e Inflação de Equilíbrio, Antônio Fiorêncio (UFF).

Nº 07/93 - Uma Nova Abordagem do Conflito Distributivo e a Inflação Brasileira, Jorge Saba Arbache Filho, (UnB).

Nº 08/93 - Em Busca das Raízes da Pobreza na América Latina. Ricardo Paes de Barros (DIPES/IPEA, IEI, IUPERJ, YALE), e José Márcio Camargo, (PUC/Rio).

Nº 09/93 - Human Capital Investment and Poverty, Heitor Almeida (PUC-Rio) e José Márcio Camargo (PUC/Rio).

Nº 10/93 - Política de Concorrência e Estratégias Empresariais: Um Estudo da Indústria Automobilística, Lúcia Helena Salgado (DIPES/IPEA).

\*Anteriormente chamada de "Seminários sobre estudos sociais e do trabalho".