

# ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 4 - Nº 4

Outubro - Dezembro 2000

***Consumo, Restrição a Liquidez e Bem-Estar no Brasil***

João Victor Issler, Fernando de Paula Rocha

***Uma Nota Sobre a Composição Ótima da Dívida Pública:  
Reflexões para o Caso Brasileiro***

Ilan Goldfajn, Áureo de Paula

***How Much to Trim? A Methodology for Calculating Core Inflation,  
With an Application for Brazil***

Paulo Picchetti, Celso Toledo

***Os Impostos Sobre Consumo no Brasil São Regressivos?***

Rozane Bezerra de Siqueira, José Ricardo Nogueira, Evaldo Santana de Souza

***Agregação Monetária Ponderada: Uma Análise de Causalidade***

José Angelo Costa A. Divino

***Poverty, Inequality and Macroeconomic Instability***

Ricardo Paes de Barros, Carlos Corseuil, Rosane Mendonça, Maurício Cortez Reis

***Debate:***

***Condições e Política de Saúde no Brasil: Uma Avaliação das Últimas Décadas***

Werner Baer, Antonio Carlos Campino, Tiago Cavalcanti

***Pesquisa:***

***Desempenho das Revistas e dos Departamentos de Economia Brasileiros  
Segundo Publicações e Citações Recebidas no Brasil***

Carlos Roberto Azzoni

***Como Eu Pesquiso:***

***A Solidão do Corredor de Longa Distância***

Antonio Barros de Castro



*ea*

USP  
BCRP

---

E C O N O M I A  
A P L I C A D A

Vol. 4 - Nº 4

Outubro - Dezembro 2000

ISSN 1413-8050

11 JUL 2005

BIBLIOTECA CENTRAL  
Faculdade de Economia, Administração  
Contabilidade de Ribeirão Preto - USP

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA FEA-USP/ FIPE



# ECONOMIA APLICADA

A Revista ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Depto. de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo e da FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

## Editor:

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@usp.br)

## Conselho Editorial:

Affonso Celso Pastore (USP),  
Antônio Barros de Castro (UFRJ), Cássio F. Camargo Rolim (UFPR),  
Cláudio Monteiro Considera (UFF), Clélio Campolina Diniz (CEDEPLAR),  
Denisard C. de Oliveira Alves (USP), Eleutério F. S. Prado (USP),  
Fernando de Holanda Barbosa (FGV-UFF), Geoffrey J. D. Hewings (University of Illinois),  
Geraldo Sant'ana de Camargo Barros (ESALQ/USP), Gustavo Maia Gomes (IPEA),  
José Marcelino da Costa (NAEA/PA), José A. Scheinkman (Princeton University),  
Juan Hersztajn Moldau (USP), Marcelo Portugal (UFRGS), Maria José Willumsen (Flórida International University), Márcio Gomes Pinto Garcia (PUC/RJ), Mário Luiz Possas (UFRJ),  
Paulo César Coutinho (UnB), Paulo Nogueira Batista Júnior (FGV/SP),  
Pierre Perron (Boston University), Pedro Cezar Dutra Fonseca (UFRGS),  
Ricardo R. Araújo Lima (UnB), Robert E. Evenson (Yale University),  
Roberto Smith (UFCE), Rodolfo Hoffmann (ESALQ/USP), Rogério Studart (UFRJ),  
Russell E. Smith (Washburn University), Sérgio Werlang (FGV/RJ),  
Tomás Málaga (FGV/SP), Victor Bulmer-Thomas (University of London),  
Werner Baer (University of Illinois), Wilson Suzigan (Unicamp).

**Secretaria:** Rute Neves

**Divulgação:** Maria de Jesus Antunes Soares

**Revisão:** Eny Elza Ceotto (português)

**Editoração:** Sandra Vilas Boas

**Projeto Gráfico:** Christof Gunkel

**Gráfica:** Gráfica Editora Camargo Soares

## Endereço para correspondência:

Revista de Economia Aplicada  
Depto. de Economia FEA/USP • FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas  
Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 • FEA II - Departamento de Publicações Fipe • Cidade Universitária • São Paulo • SP • CEP 05508-900  
Fone: (011) 3818-5867 e 3818-6072 - Fax (011) 3818-6073 • E-mail: revecap@usp.br • www.fipe.com/revecap

## Assinaturas:

Brasil: R\$ 40,00

Exterior: Individual US\$ 80,00 • Instituições - US\$ 100,00 (incluído porte aéreo)

A assinatura anual dá direito a 4 números de revista ECONOMIA APLICADA e a eventuais números especiais. A revista também atende a pedidos de exemplares avulsos.

# Sumário

## ARTIGOS

**Consumo, Restrição a Liquidez e Bem-Estar no Brasil..... 637**  
João Victor Issler, Fernando de Paula Rocha

**Uma Nota Sobre a Composição Ótima da Dívida Pública:  
Reflexões para o Caso Brasileiro ..... 667**  
Ilan Goldfajn, Áureo de Paula

**How Much to Trim? A Methodology for Calculating Core Inflation,  
With an Application for Brazil ..... 683**  
Paulo Picchetti, Celso Toledo

**Os Impostos Sobre Consumo no Brasil São Regressivos?..... 705**  
Rozane Bezerra de Siqueira, José Ricardo Nogueira, Evaldo Santana de Souza

**Agregação Monetária Ponderada: Uma Análise de Causalidade ..... 723**  
José Angelo Costa A. Divino

**Poverty, Inequality and Macroeconomic Instability ..... 743**  
Ricardo Paes de Barros, Carlos Corseuil, Rosane Mendonça, Maurício Cortez Reis

---

## DEBATE

**Condições e Política de Saúde no Brasil: Uma Avaliação das Últimas Décadas ..... 763**  
Werner Baer, Antonio Carlos Campino, Tiago Cavalcanti

---

## PESQUISA

**Desempenho das Revistas e dos Departamentos de Economia Brasileiros  
Segundo Publicações e Citações Recebidas no Brasil ..... 787**  
Carlos Roberto Azzoni

---

## COMO EU PESQUISEI

**A Solidão do Corredor de Longa Distância ..... 823**  
Antonio Barros de Castro

Revista Economia Aplicada/Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo e Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

--v. 4, n. 4 (2000)-

.--São Paulo: FEA/USP-FIPE, 2000-

Trimestral

ISSN 1413-8050

1. Economia. I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Departamento de Economia. II. Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

**CDD - 330**

# Consumo, restrição a liquidez e bem-estar no Brasil\*

João Victor Issler<sup>§</sup>  
Fernando de Paula Rocha<sup>▫</sup>

## RESUMO

Usando-se um modelo padrão da literatura de macroeconomia, este artigo avalia qual é o ganho de bem-estar para o Brasil da suavização do ciclo econômico. Nosso procedimento segue a proposta de Lucas (1987) de decompor o consumo agregado em uma parte que representaria a sua tendência e outra que representaria o seu ciclo. Para estimar estes dois componentes do consumo, usa-se aqui um modelo econométrico baseado numa representação estado-espço para a renda e o consumo, levando em conta o fato de que renda e o consumo têm que obedecer uma relação de longo prazo pela Teoria da Renda Permanente, e uma relação de curto prazo caso haja restrições à liquidez. Ambas as relações são testadas empiricamente. A partir das estimativas para o ciclo e a tendência do consumo, calcula-se quanto o consumidor representativo deve ser compensado para ser indiferente entre a seqüência de consumo observada e uma seqüência modificada onde o ciclo é suavizado. Os resultados apontam para um ganho de bem-estar pequeno da suavização do ciclo econômico para o Brasil, o que é consistente com os resultados da literatura empírica de macroeconomia para o Brasil. Uma decomposição idêntica é implementada para os EUA de forma a comparar os resultados.

**Palavras-chave:** ganhos de bem-estar, decomposição tendência-ciclo, cointegração, ciclos comuns.

## ABSTRACT

This paper investigates empirically what are the welfare gains of cycle smoothing in Brazil. We follow Lucas(1987) decomposing logarithmic aggregate consumption in a trend and a cycle, and then calculating what are the welfare gains of eliminating cyclical variability. Differently from Lucas, the trend component here is not deterministic, allowing for a stochastic part that has a unit root. Trend and cycle are extracted using an unobserved components model, which can be written in space-state form. In estimating the cycle in consumption we have used information contained in income, consumption and saving, following much of the current literature of aggregate consumption: consumption and income cointegrate with long-run proportionality (a common trend), with the saving ratio being stationary. They also have common serial correlation (a common cycle) that can be explained in terms of liquidity constraints. The results show that the welfare gains of cycle smoothing in Brazil are small, which is consistent with previous studies performing trend-cycle decomposition of Brazilian macroeconomic series. Finally, the results for Brazil are compared to those of the U.S. economy.

**Key words:** welfare gains of cycle smoothing, trend-cycle decomposition, cointegration, common cycles.

**JEL classification:** C32; C53.

---

\* Este trabalho faz parte da tese de mestrado de Fernando de Paula Rocha na EPGE-FGV, feito sob a orientação de João Victor Issler, que agradece o auxílio financeiro do CNPq e do PRONEX. Fernando de Paula Rocha agradece o auxílio financeiro da CAPES.

§ EPGE-FGV. e-mail: jissler@fgv.br

▫ EPGE-FGV.

## 1 Introdução

A literatura sobre consumo sofreu uma reviravolta em meados da década de cinquenta. Os artigos pioneiros de Friedman (1957) e Modigliani e Brumberg (1954, 1979) introduziram a concepção de que o consumo depende de um fluxo contínuo da renda pessoal (bens) e financeira que cada indivíduo auferir ao longo da vida, e não apenas da renda presente do trabalho. A Teoria da Renda Permanente (TRP) - Friedman - e a Teoria do Ciclo da Vida (TCV) - Modigliani e Brumberg - questionaram a função consumo tradicional presente na Teoria Keynesiana, considerada a menos problemática das equações macro até então.

A relevância do consumo é impossível de passar despercebida por razões óbvias. Primeiro, este agregado representa mais do que 70% do PIB. Logo, qualquer tentativa de se entender tanto o nível como a evolução do produto passa pelo entendimento das decisões de consumo. Segundo, o consumo, e não o PIB, é o argumento da função de bem-estar. De fato, mesmo que a renda de um determinado consumidor varie bastante, o seu bem-estar pode variar pouco desde que ele seja capaz de se defender dessas variações poupando ou se endividando de forma a manter o consumo pouco variável.

De acordo com a Teoria da Renda Permanente, o consumo não é função da renda corrente (do trabalho) e sim da renda permanente (ver Friedman, 1957; Hall, 1978 e Flavin, 1981). A renda permanente é uma previsão ótima de tudo o que o consumidor poderá contar, ao longo de sua vida, para consumir: leva em conta tanto a riqueza corrente do consumidor quanto sua esperança de renda futura. Como discutido abaixo, em detalhes, desconsiderando-se a riqueza corrente, se o consumo for igual à renda permanente, como a última é função apenas da esperança de renda futura, a renda e o consumo não podem divergir a longo prazo, i.e., renda e consumo cointegram com coeficiente unitário (ver Deaton, 1992). Logo, a Teoria da Renda Permanente impõe uma relação (econométrica) de longo prazo entre consumo e renda.

Do ponto de vista das flutuações de curto prazo, Issler e Vahid (2000) discutem diferentes modelos teóricos que impõem um comportamento cíclico proporcional entre renda e consumo. Um desses modelos, testado por Reis *et alii* (1998) para dados brasileiros, é o modelo de consumidores restritos de Campbell e Mankiw (1989). Como discutido, em detalhes, abaixo, estes últimos consideram uma economia habitada por dois tipos de consumidores distintos: os primeiros utilizam o modelo intertemporal de consumo (Hall, 1978 e Hansen e Singleton, 1982), e os segundos consomem apenas a sua renda corrente, num comportamento keynesiano extremo. Como o consumo agregado é uma combinação convexa do consumo de ambos os tipos de agente, há uma relação entre as variações do consumo e as variações da renda, que aparece devido à existência dos tipos keynesianos. Quanto maior a importância

relativa desses agentes, maior a proporcionalidade entre variações do consumo e variações da renda.

Nesse artigo testa-se, primeiramente, a adequação desses dois tipos de relação entre o consumo e a renda: restrições de longo prazo - cointegração - e restrições de curto prazo - ciclos comuns. Os resultados empíricos dão suporte à existência desses dois tipos de restrição nos dados de consumo e renda brasileiros. Uma vez incorporado esse resultado, busca-se decompor o consumo e a renda em dois componentes distintos: um de tendência - que representaria o comportamento de longo prazo para ambas as séries - e um de ciclo - que representaria o comportamento de curto prazo para ambas as séries. Como o comportamento do consumo e da renda está restrito tanto a curto quanto a longo prazos, há apenas um componente de tendência e um componente de ciclo, ambos comuns a ambas as séries. Do ponto de vista econométrico, pode-se motivar a investigação das propriedades estocásticas das séries de consumo e renda brasileiros com o seguinte argumento: o potencial uso das restrições de curto e longo prazos para decompor consumo e renda em tendência e ciclo leva a um ganho de eficiência (precisão das estimativas) *vis-à-vis* a métodos que as descartem.

A segunda parte do trabalho investiga a magnitude dos possíveis ganhos de bem-estar que poderiam advir de políticas de suavização do ciclo econômico (ver Lucas, 1987). A partir da decomposição tendência-ciclo discutida acima, calcula-se o quanto, em termos de proporção do consumo, um consumidor representativo iria requerer para ficar indiferente entre uma série de consumo com flutuações cíclicas (o consumo observado) e uma série de consumo onde as últimas sejam suprimidas artificialmente. Esse exercício exige o uso de uma decomposição tendência-ciclo. No procedimento original, Lucas supôs a presença de uma tendência determinística na série de consumo. Aqui, segue-se a sugestão de Issler e Franco (1996) e do próprio Lucas (1987, p. 22, nota de rodapé n. 1) de usar uma tendência estocástica, advinda da possível presença de uma raiz unitária na série de consumo (ver Nelson e Plosser, 1982).

Os resultados encontrados permitem concluir que os ganhos de uma política de suavização do ciclo para o Brasil são muito pequenos. Mesmo supondo-se um alto grau de aversão relativa ao risco (5), e uma alta taxa de desconto intertemporal no consumo (0,95), o consumidor representativo brasileiro iria requerer adicionalmente apenas 0,013% do consumo para ficar indiferente entre a série observada de consumo e aquela sem volatilidade no seu componente transitório. Como os custos de bem-estar de se implementar esse tipo de política podem ser relativamente altos, esses últimos podem inviabilizar o uso desse tipo de política de suavização do ciclo.

Este trabalho está dividido da seguinte forma: na segunda seção faz-se uma derivação algébrica dos principais avanços da teoria de consumo brevemente descritos nesta Introdução.

A seguir (seção 3), apresenta-se um estudo econométrico das séries de consumo e renda brasileiras, o que permitirá testar algumas teorias discutidas na seção 2 usando dados brasileiros. Na seção 4 faz-se uma apresentação da metodologia e da parametrização necessária para a investigação de ganhos de bem-estar, cujos resultados são apresentados na seção 5. Por fim, na última seção apresentam-se as conclusões.

## 2 Um resumo de alguns resultados teóricos da literatura de consumo

A velha função consumo keynesiana pode ser expressa basicamente pela expressão

$$c_t = \alpha + \beta y_t + \mu_t \quad (2.1)$$

onde  $c_t$  expressa o consumo agregado,  $y_t$  denota a renda agregada e  $\mu_t$  é um erro da regressão, possivelmente autocorrelacionado e com heterocedasticidade. A esta expressão, os formuladores de modelos costumavam acrescentar, em meados dos anos setenta, a renda defasada como uma interpretação para as teorias de renda permanente e de ciclo de vida formuladas anteriormente por Friedman e Modigliani e Brumberg. Alternativamente, era incluído o consumo defasado como uma medida de formação de hábito e ajustamento lento por parte do consumidor. Lucas (1976), em sua famosa crítica, colocou a questão da importância das expectativas em relação à renda futura na determinação do consumo. Ele argumentou que não há razão para se esperar uma relação estável entre consumo e renda passada, ao passo que as expectativas em relação à renda futura influenciam a decisão de consumir hoje, decisão esta que muda sempre que algum evento induz os agentes a revisarem suas expectativas.

A crítica de Lucas redirecionou a agenda de pesquisa em torno da função consumo, introduzindo a questão das expectativas de tal forma que o consumo passa a depender das expectativas sobre a renda, não sendo, portanto, possível modelá-lo sem modelar a renda. Estes questionamentos teóricos coincidiram com o desenvolvimento da econometria de séries temporais, que identificou a presença de raízes unitárias nas séries de consumo e renda.<sup>1</sup> A Teoria da Renda Permanente (TRP), nos modelos de Hall (1978) e Flavin (1981), passou a ser formulada da seguinte maneira: o consumo é encarado como uma “*martingale*” e, portanto,

---

1 O “*paper*” de Davidson *et. al.* (1978) foi o primeiro a incorporar as novas técnicas. A presença de raízes unitárias nas séries de consumo e renda é um resultado consolidado em econometria, mas, recentemente, os trabalhos de Engle e Vahid (1993) e Issler e Franco Neto (1996) comprovam-no para as séries norte-americanas. Os testes efetuados neste trabalho e expostos a seguir confirmam estes resultados, tanto para os EUA como para o Brasil.

$$E_t c_{t+k} = c_t \quad (2.2)$$

Para um consumidor que gasta todos os seus ativos ao longo da vida, vale a seguinte equação:

$$\sum_{k=0}^{T-t} (1+r)^{-k} c_{t+k} = A_t + \sum_{k=0}^{T-t} (1+r)^{-k} y_{t+k} \quad (2.3)$$

onde  $A_t$  representa os ativos financeiros do indivíduo no período  $t$ ,  $y_t$  a renda do trabalho, e  $T$ , o tempo da morte. Se  $T$  é infinito como em um modelo de gerações superpostas, a condição de “não Ponzi” requer que  $\lim(1+r)^{-t} A_t = 0$ . Tomando-se a esperança condicional de (2.3), usando o resultado expresso em (2.2) e levando  $T$  à infinito tem-se a equação da TRP:

$$c_t = \frac{r}{1+r} A_t + \frac{r}{1+r} \sum_{k=0}^{\infty} (1+r)^{-k} E_t y_{t+k} \quad (2.4)$$

Sendo a equação de evolução dos ativos determinada por:

$$A_t = r(A_{t-1} + y_{t-1} - c_{t-1}) \quad (2.5)$$

pode substituir-se (2.5) em (2.4) para gerar:

$$c_t = r(A_{t-1} + y_{t-1} - c_{t-1}) + \frac{r}{1+r} \sum_{k=0}^{\infty} (1+r)^{-k} E_t y_{t+k} \quad (2.6)$$

Defasando (2.4) em um período e multiplicando por  $(1+r)$  resulta:

$$(1+r)c_{t-1} = rA_{t-1} + ry_{t-1} + \frac{r}{1+r} \sum_{k=0}^{\infty} (1+r)^{-k} E_{t-1} y_{t+k} \quad (2.7)$$

que, subtraindo-se de (2.6), forma:

$$\Delta c_t = \frac{r}{1+r} \sum_{k=0}^{\infty} (1+r)^{-k} (E_t - E_{t-1}) y_{t+k} \quad (2.8)$$

por onde se vê que a mudança de consumo de  $t-1$  para  $t$ , que é imprevisível no tempo  $t-1$ , relaciona-se às novas informações sobre a renda, formalizando, assim, o que se argumentou anteriormente. A equação (2.4) pode ser usada também para gerar um outro resultado interessante e passível de teste. A poupança é definida por:

$$s_t = \frac{r}{1+r} A_t + y_t - c_t \quad (2.9)$$

ou seja, é a diferença entre a renda disponível, formada pela soma da renda do capital e do trabalho, e o consumo. Igualando (2.4) e (2.9) resolvidas para  $c_t$  tem-se:

$$-s_t = -\frac{y_t}{1+r} + \frac{r}{1+r} \sum_{k=1}^{\infty} (1+r)^{-k} E_t y_{t+k} \quad (2.10)$$

Se o termo  $E_t y_{t+1}$  é retirado da soma, (2.10) pode ser reescrita como:

$$-s_t = \frac{E_t \Delta y_{t+1}}{1+r} - \frac{E_t y_{t+1}}{(1+r)^2} + \frac{r}{1+r} \sum_{k=2}^{\infty} (1+r)^{-k} y_{t+k} \quad (2.11)$$

Repetindo a operação para  $E_t y_{t+2}$  e prosseguindo indefinidamente pode-se obter a equação:

$$s_t = -\sum_{k=1}^{\infty} (1+r)^{-k} E_t \Delta y_{t+k} \quad (2.12)$$

que é útil tanto do ponto de vista econômico como econométrico (ver Campbell, 1987). É interessante observar que se o indivíduo espera um aumento de renda no futuro, ele reduz sua poupança no presente para aumentar o consumo hoje. Caso contrário, se uma perda na renda é esperada, a poupança aumenta no presente - *people save for a rainy day*, conforme Campbell.

Do ponto de vista econométrico, pela expressão (2.12), a poupança é estacionária se a renda do trabalho é assumida com integrada de ordem um - I(1). Nesse caso, a sua primeira diferença é I(0). Por (2.12) a poupança também seria I(0), dado que é o valor presente de uma série I(0). Se o consumo obedece (2.2), ele é I(1). Como a poupança é a renda menos o consumo, e ambos são I(1), tem-se que estes dois últimos são cointegrados, resultado que se testa a seguir, na seção 3.

Como se argumentou na introdução e ficou mostrado pela expressão (2.8),  $\Delta c_t$  é imprevisível segundo a versão da TRP em Hall e Flavin. Como a evidência empírica de ambos os autores mostrou que a diferença do consumo agregado é de fato previsível, sendo que evidências posteriores mostram que a esperança ótima de  $\Delta c_t$  é proporcional à de  $\Delta y_t$ , Campbell e Mankiw (1989) propõem o seguinte modelo para explicar o comportamento conjunto de consumo e renda no curto prazo. Suponha a existência de dois tipos de consumidores: aqueles que consomem conforme a Teoria da Renda Permanente (irrestritos) e aqueles que simplesmente consomem a sua renda corrente (restritos) - uma versão extrema de keynesianismo. Para o primeiro grupo, com renda  $y_{1,t}$ , aplica-se a equação de Euler tradicional na forma proposta por Hall, obtendo-se que a primeira diferença do consumo desse grupo é uma *Martingale*, i.e.,  $E_t [\Delta(c_{1,t+1})] = 0$ , onde  $c_{1,t+1}$  é o consumo do primeiro grupo. O consumidor do segundo grupo tem o seu consumo “restrito” pela renda corrente, i.e.,  $c_{2,t} = y_{2,t}$ . Denotando como  $\lambda$  a proporção da renda dos consumidores do segundo grupo na renda agregada,  $y_{2,t} = \lambda y_t$ , onde  $y_t$  é a renda agregada, Campbell e Mankiw mostram que a primeira diferença do consumo agregado obedece à seguinte forma estrutural:

$$\Delta c_t = \lambda \Delta y_t + (1 - \lambda) \varepsilon_t \quad (2.13)$$

onde  $c_t = c_{1,t} + c_{2,t}$  é o consumo agregado, e  $E_{t-1}(\varepsilon_t) = 0$ , i.e.,  $\varepsilon_t$  é uma inovação dado o conjunto de informação do agente em  $t-1$  (proporcional à inovação no processo de renda permanente). A teoria da renda permanente pode ser testada contra o modelo restrito usando-se a hipótese nula de que  $\lambda = 0$ . Quando esta é verdadeira, a equação acima se reduz a  $\Delta c_t = \varepsilon_t$ , ou seja, o consumo é uma *Martingale*, de acordo com o modelo restrito de Hall. Rejeitando-se a hipótese nula, pode-se interpretar o estimador de  $\lambda$  como a “proporção dos indivíduos restritos” na população, ou, mais precisamente, a proporção da renda dos indivíduos “restritos” na renda agregada.

A regressão em (2.13) deve ser estimada por variáveis instrumentais defasadas em dois períodos, para se evitar problemas de agregação temporal. Seja  $\tau =$  tempo em semestres (decisão do agente) e  $t =$  tempo em anos, medidos nos dados.

$$c_t = c_\tau + c_{\tau+1}$$

$$c_{t-1} = c_{\tau-2} + c_{\tau-1}$$

$$\Delta c_t = c_\tau + c_{\tau+1} - c_{\tau-1} - c_{\tau-2} + c_\tau - c_\tau$$

$$\Delta c_t = \Delta c_{\tau+1} + c_\tau + c_\tau + c_{\tau-1} - c_{\tau-1} - c_{\tau-1} - c_{\tau-2}$$

$$\Delta c_t = \Delta c_{\tau+1} + 2\Delta c_\tau + \Delta c_{\tau-1} \quad (2.14)$$

Extrapolando-se os resultados para o PIB um ano antes, ou seja, dois semestres atrás, tem-se:

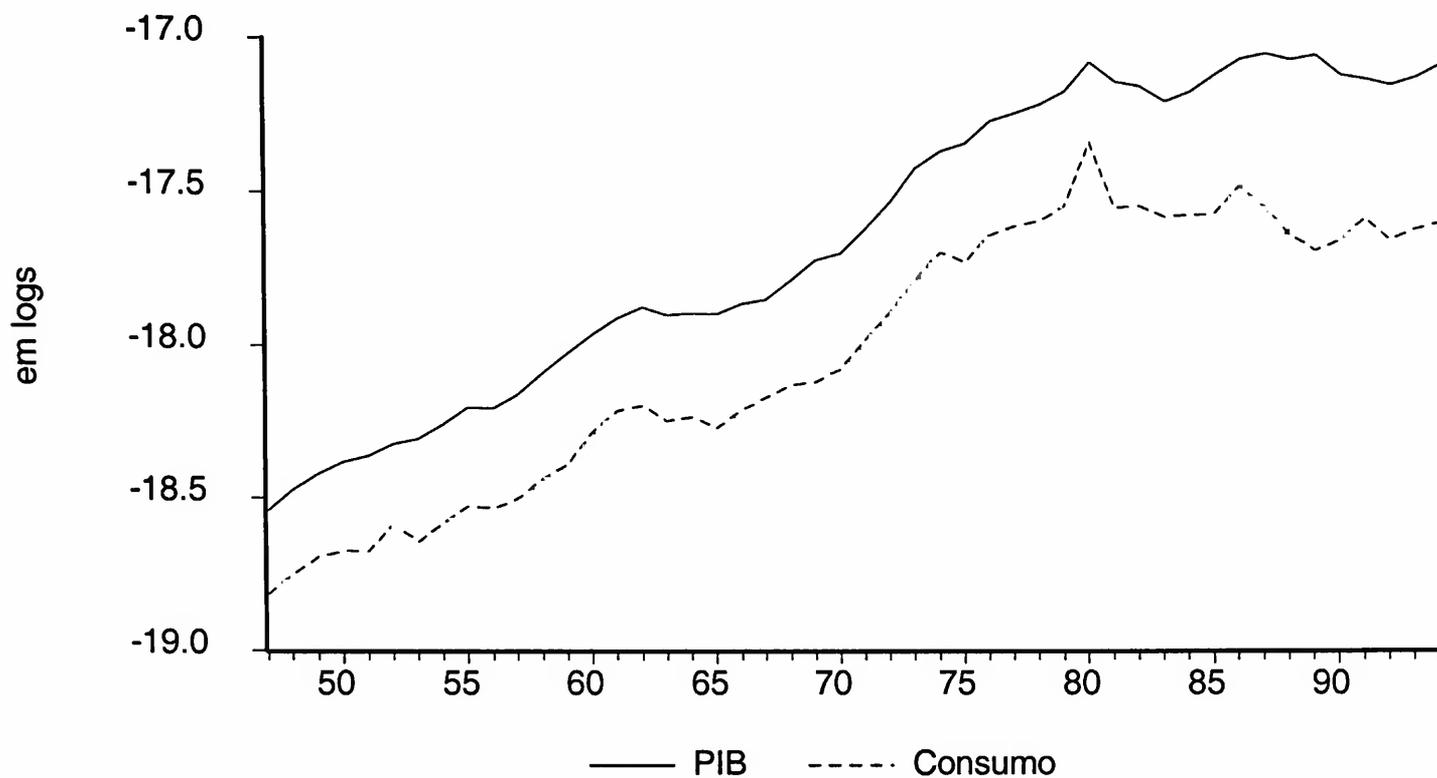
$$\Delta y_{t-1} = \Delta y_{\tau-1} + 2\Delta y_{\tau-2} + \Delta y_{\tau-3} \quad (2.15)$$

Vê-se, por (2.14) e (2.15), no entanto, que, por existir uma diferença entre o intervalo de decisão do agente e o intervalo de coleta dos dados presume-se que  $\Delta c_t$  é correlacionado a  $\Delta y_{t-1}$ , uma vez que ambos compartilham informações em  $\tau - 1$ , ( $\Delta c_{\tau-1}$  e  $\Delta y_{\tau-1}$ ), respectivamente. A maneira de se contornar este problema é, portanto, instrumentalizar a estimação usando variáveis defasadas em  $t-2$ . O parâmetro  $\lambda$  da equação (2.13), se significativo, é interpretado por Campbell e Mankiw como a parcela dos consumidores keynesianos, ou restritos do ponto de vista da liquidez. Este resultado também é testado na seção 3.

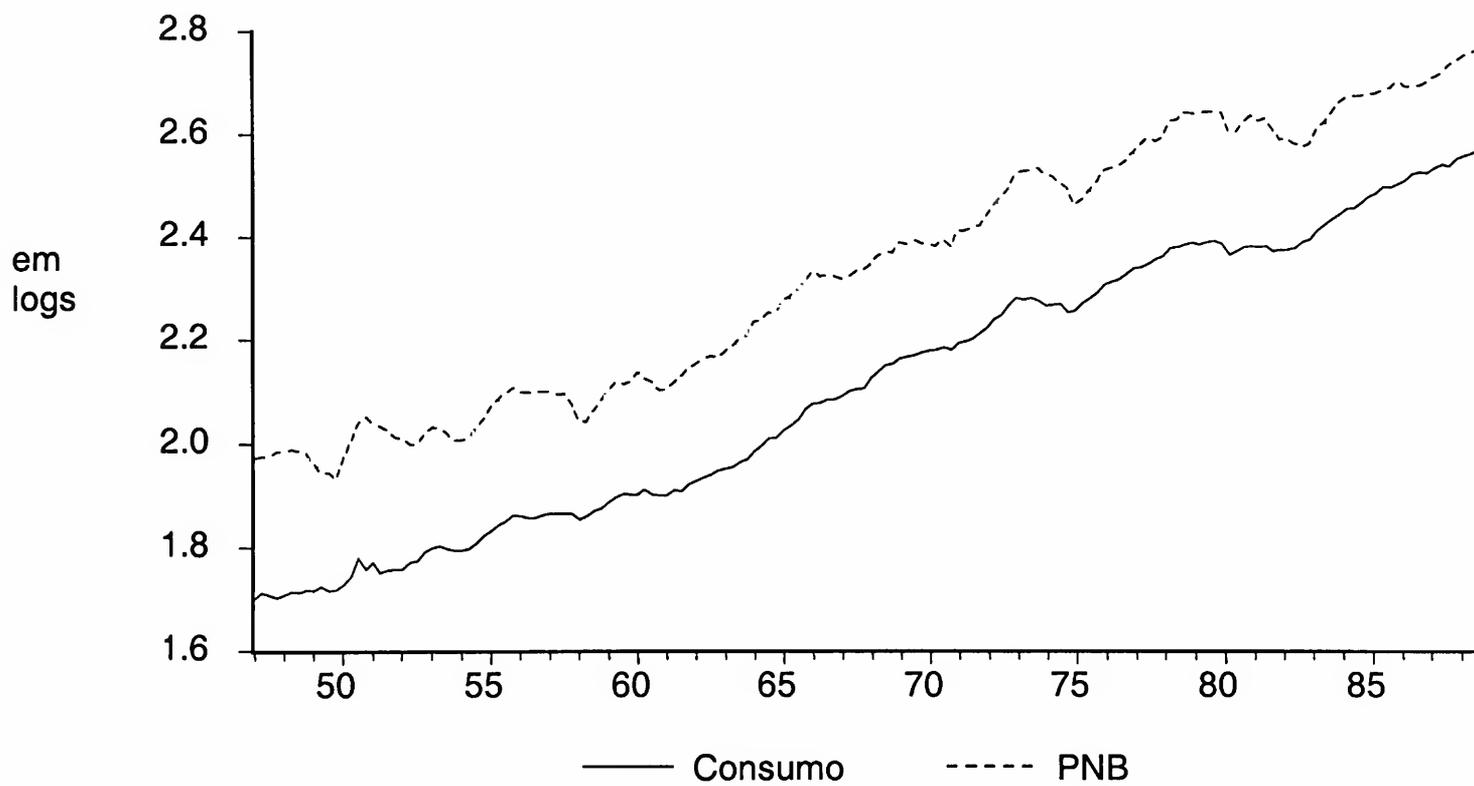
### 3 Um estudo econométrico da série de consumo do Brasil

As séries consideradas são o consumo das famílias  $c_t$  e o produto interno bruto  $y_t$ , ambas em termos “*per capita*”, transformadas em logaritmos, deflacionadas pelo deflator implícito do PIB e expressas em cruzeiros de 1980. As séries fazem parte do trabalho de Reis *et alii* (1998), têm frequência anual e compreendem o período de 1947 a 1994. Para poder comparar os resultados brasileiros aos americanos usa-se aqui os mesmos dados usados para renda e consumo no estudo de Issler e Vahid (2000) que, por sua vez, são os mesmos usados por King *et alii* (1991). As séries, para ambos os países, estão dispostas nas Figuras 1 e 2 a seguir.

**Figura 1 - Brasil**  
**Consumo e PIB *Per Capita* a Preços Constantes**



**Figura 2 - EUA**  
**Consumo e PNB Privado *Per Capita* a Preços Constantes**



Foram realizados testes de raiz unitária nos níveis das séries de consumo e PIB, incluindo constante e tendência. A estatística do teste é do tipo Augmented Dickey-Fuller (ADF). Esquemáticamente, este teste consiste em verificar a hipótese:

$$H_0 \quad p = 1 \quad (3.1)$$

no modelo

$$x_t = px_{t-1} + \sum_{j=1}^k \lambda_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

O fato de se incluir uma constante e uma tendência linear no teste contempla a hipótese de as séries terem o formato:

$$x_t = a + bt + px_{t-1} + \sum_{j=1}^k \lambda_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

isto é, o modelo (3.3) é um passeio aleatório com “*drift*” e tendência linear determinística. Dessa forma, não se corre o risco de aceitar a hipótese nula no modelo (3.2) sendo a tendência determinística ao invés de estocástica. Os resultados estão expressos na Tabela 1. Seguiu-se o procedimento sugerido em Perron (1995) de se fazer a busca do número ótimo de *lags* usando o teste t para as defasagens. Nas duas variáveis abaixo nenhum dos *lags* foi significativo a 1%, de modo que os testes são para as variáveis não defasadas.

**Tabela 1**  
**Testes Augmented-Dickey Fuller para  $c_t$  e  $y_t$**

Variável	t-ADF
$c_t$	-0.95115
$y_t$	-0.16533

Nota: Os valores críticos são -3.519 a 5% e -4.19 a 1%.

Não se pode rejeitar, portanto, que tanto a série de consumo como a do PIB tem uma raiz unitária, o que é consistente com o resultado encontrado em Reis *et alii* (1998). O próximo passo consiste na especificação de um modelo de vetores auto-regressivos (VAR) contendo ambas as séries. Para se chegar ao número ótimo de defasagens seguiu-se os critérios de

Schwarz e Hannan-Quinn. Começou-se por um VAR contendo quatro defasagens, constante e tendência irrestritas e foi-se trabalhando com modelos sucessivamente mais parcimoniosos. Os modelos com mais de uma defasagem apresentaram critérios piores, de modo que, na ausência de correlação serial dos resíduos para todos os modelos testados, optou-se por apenas um “lag” de defasagem. Faz-se necessário, contudo, definir se a tendência e a constante entram de maneira restrita ou irrestrita no VAR. O teste abaixo:

$$-2[\text{Loglik}(R) - \text{Loglik}(I)] \sim \chi_{n-r}^2 \quad (3.4)$$

compara a verossimilhança do modelo restrito (R) com a do modelo irrestrito (I), o que resulta em uma estatística qui-quadrada com  $n-r$  graus de liberdade, onde  $n$  é o número de séries do VAR e  $r$  é o número de vetores de cointegração. A Tabela 2 mostra os resultados.

**Tabela 2**  
**Teste para Modelos VAR Restritos**

Mod. Restrito	$-2[\text{Loglik}(R) - \text{Loglik}(U)]$	$\chi_1^2$ (crítico)
1Lag, cte (I) e tend (R)	4.766	3.841
1Lag, cte(I)	10.744	3.841

Os resultados da cointegração para o VAR escolhido, qual seja, o que considera 1 lag de defasagem, constante e tendência irrestritas, encontram-se na Tabela 3. As estatísticas do Traço e  $\lambda_{max}$  foram extraídas de Ostervald-Lenun (1992). Rejeita-se a hipótese nula de ausência de vetores de cointegração pela estatística do Traço e aceita-se, na margem, esta mesma hipótese pela estatística  $\lambda_{max}$ . Dada a baixa potência desse teste, não se deve rejeitar a existência de um vetor de cointegração. Sua estimativa pontual é de  $\alpha' = (1, 0.844)$ , de tal modo que  $\alpha' x_t$  é o termo de correção de erro  $z_t$ . Usando-se o teste de razão de verossimilhança, não é possível rejeitar que o vetor de cointegração seja igual ao resultado teórico (1,-1), proposto por Deaton (1992), e discutido acima.

**Tabela 3**  
**Análise de Cointegração Segundo o Procedimento de**  
**Johansen do Modelo VAR Selecionado**

Traço	V. crítico (95%)	Hip. nula	$\lambda_{\max}$	V. crítico (95%)	Hip. nula
17.93*	16.9	$r=0$	17.98	18.2	$r=0$
0.04724	3.7	$r \leq 1$	0.04724	3.7	$r \leq 1$

Passa-se, em seguida, à elaboração de um modelo de vetores de correção de erro (VECM). Para um VAR com  $p$  defasagens trabalha-se com um VECM de  $p-1$  defasagens. No caso, o VAR escolhido tem apenas uma defasagem, de maneira que o VECM contém apenas o termo de correção de erro defasado em um período, além da tendência e da constante.

Estimando o VECM na forma irrestrita e, posteriormente, incorporando restrições de sobreidentificação, um teste LR da validade destas restrições pode ser implementado de maneira a se permitir o teste da imprevisibilidade do  $\Delta c_t$ , tal qual proposto por Campbell e

Mankiw (1989) Sob a nula, a estatística do teste é dada por  $T \log \left\{ \frac{|\tilde{\Sigma}_0|}{|\tilde{\Sigma}|} \right\} \sim \chi_R^2$ , sendo  $\tilde{\Sigma}_0$  o

estimador de máxima verossimilhança da matriz de covariância dos distúrbios do modelo

restrito e  $R$  os graus de liberdade da estatística qui-quadrada, onde  $R = nk - \sum_{i=1}^N m_i$ , sendo  $k$  o número de variáveis exógenas do sistema e  $m_i$  o número de variáveis explicativas na  $i$ -ésima equação.<sup>2</sup> O resultado da estimação está exposto na Tabela 4:

3 Ver Harvey (1985a, capítulo 9).

Tabela 4

Resultado da Estimação de  $\Delta c_t = \lambda \Delta y_t + \varepsilon_t$ 

Restrições de sobreidentificação	Graus de liberdade	$\lambda$ (t-prob)	$\chi^2$ (P-Value)
cte, tend, $z_{t-1}$	2	0.44943 (0.1347)	10.5978 (0.005)
cte, tend, $\Delta c_{t-2}$ , $\Delta y_{t-2}$ , $z_{t-2}$	4	0.73561 (0.0032)	2.6231 (0.6231)

Os resultados expressos na primeira linha da Tabela 4 indicam que não se pode aceitar o conjunto de restrições de sobreidentificação, o que significa uma rejeição da TRP. Para não se correr o risco de rejeitar a TRP por problemas de agregação temporal, como visto na seção 2, decidiu-se fazer o teste da validade das restrições de sobreidentificação no VECM considerando-se como instrumentos as segundas defasagens das diferenças das séries, além do termo de correção de erro defasado em dois períodos.

O resultado da segunda linha da tabela mostra que, para o novo conjunto de informação, não se rejeita as restrições de sobreidentificação e chega-se a um  $\lambda$  estatisticamente significativo igual a 0,74 que, segundo Campbell e Mankiw (1989), seria a parcela dos consumidores restritos do ponto de vista da liquidez e que, portanto, não suavizam o consumo ao longo do ciclo de vida como requer a TRP. É digno de nota o fato de que o Brasil é um país onde as restrições ao crédito e as baixas remunerações tornam os consumidores particularmente restritos, fato este que fica ilustrado quando se compara o  $\lambda = 0.51$  encontrado por Vahid e Engle (1993) utilizando dados da economia norte-americana com o encontrado neste trabalho.

Resumindo a evidência empírica obtida aqui: conclui-se que a renda e o consumo brasileiros têm uma tendência estocástica comum - devido à existência de cointegração entre ambas as séries, e um ciclo comum - devido ao fato de que as mudanças no consumo são proporcionais (em valor esperado) às variações da renda. No momento de implementar uma decomposição tendência-ciclo para ambas as séries, estes dois resultados devem se levados em conta, pois isso resultaria em estimativas mais precisas dos componentes de tendência e ciclo.

#### 4 A investigação de ganhos de bem-estar: uma parametrização

Uma questão central em macroeconomia é se os governos devem ou não intervir nos mercados. É de interesse central para os macroeconomistas calcular os ganhos de bem-estar de se suavizar os ciclos econômicos, pois um possível resultado excelente da ação dos formuladores de política seria lograr reduzir a zero a variância dos componentes transitórios dos agregados macroeconômicos.

Tendo em vista o desafio acima, Lucas (1987), supondo plena habilidade dos macroeconomistas para realizar a tarefa de eliminar a volatilidade dos componentes transitórios dos agregados da economia, calcula qual seria a quantidade extra de consumo que um consumidor representativo iria requerer para ficar indiferente entre uma seqüência infinita de consumo sob incerteza e uma seqüência de consumo livre de risco (ciclo). Utilizando uma função de utilidade do tipo CES, e a série de consumo da economia americana, Lucas chega ao surpreendentemente baixo valor de US\$ 8,50 em dólares de 1983, por pessoa, por ano, de consumo extra para se estar indiferente entre uma economia com ciclos e outra sem eles (ver Lucas, 1987, p. 27).

Lucas assume que o consumo tem distribuição log-normal em torno de uma tendência determinística, que os indivíduos não sofrem de restrições de crédito e que há um seguro perfeito contra riscos individuais acerca de rendimentos futuros. Ao supor que a série de consumo tem uma distribuição log-normal em torno de uma tendência determinística, Lucas propõe que esta série tenha a seguinte representação:

$$c_t = \alpha_0 (1 + \alpha_1)^t z_t \quad (4.1)$$

onde  $\log(z_t) \sim N(0, \sigma_z^2)$ .

Uma seqüência de consumo livre do ciclo seria  $\{c_t^*\}_{t=0}^{\infty}$  onde  $c_t^* = E(c_t) = \alpha_0 (1 + \alpha_1)^t \exp\left(\frac{\sigma_z^2 t}{2}\right)$ . Note-se que  $\{c_t^*\}_{t=0}^{\infty}$  é a seqüência resultante quando se substitui a variável  $c_t$  por sua média incondicional.

Para se avaliar o ganho extra de consumo, representado por  $\lambda$ , que um consumidor representativo avesso ao risco iria requerer para estar indiferente entre  $\{c_t\}_{t=0}^{\infty}$  e  $\{c_t^*\}_{t=0}^{\infty}$ , resolve-se a seguinte expressão:

$$E\left(E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u((1 + \lambda)c_t)\right) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t^*) \tag{4.2}$$

onde  $E_t(\cdot) = E(\cdot / \Omega_t)$  é o operador esperança condicional de uma variável aleatória usando  $\Omega_t$  como conjunto de informação.

Dado que o teste de raiz unitária de  $c_t$  não permitiu rejeitar a sua presença, apesar do problema de pouca potência deste teste, parece válido reexaminar o problema à luz desta possibilidade, isto é, relaxando a suposição de tendência determinística, incorporando a idéia de raiz unitária. O que se expõe a seguir segue os passos de Issler e Franco (1996).

Em primeiro lugar, considera-se uma função de utilidade do tipo CES, isto é:

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \tag{4.3}$$

onde  $u(c_t)$  aproxima  $\ln(c_t)$  quando  $\sigma \rightarrow 1$ . Beveridge e Nelson (1981) mostram que se pode ter uma decomposição tendência-ciclo de qualquer vetor de séries  $x_t$ , bastando que  $\Delta x_t$  seja I(0). A álgebra desta decomposição está detalhada no Apêndice 1 deste artigo. Aplicando o resultado a  $\ln(c_t)$ , pode-se expressá-lo como a soma de um termo determinístico, um passeio aleatório (tendência estocástica) e um ciclo estacionário da seguinte forma:

$$\ln(c_t) = \ln \alpha_0 + \ln(1 + \alpha_1)t + \sum_{i=1}^t e_i + \sum_{j=0}^{t-1} \psi_j \mu_{t-j}$$

ou

$$\ln(c_t) = \ln[\alpha_0 (1 + \alpha_1)^t] + \ln(x_t) + \ln(y_t) \tag{4.4}$$

onde o primeiro termo do lado direito da equação (4.4) é o termo determinístico, o segundo é um passeio aleatório e o último é a representação  $MA(\infty)$  do ciclo estacionário. Os choques permanente  $e_t$  e transitório  $\mu_t$  têm, supostamente, uma distribuição normal bivariada como se segue:

$$\begin{pmatrix} e_t \\ \mu_t \end{pmatrix} \sim IN \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix} \right) \quad (4.5)$$

ou seja, os choques são independentes ou não correlacionados no tempo, mas podem ser (e em geral o são) contemporaneamente correlacionados. A estrutura de (4.5) permite várias maneiras de se fazer a decomposição tendência-ciclo, particularmente as baseadas na decomposição de Beveridge-Nelson (1981).

O método de decomposição univariada por componentes não observados proposto por Watson (1986), e bivariada proposto por Harvey (1985b) e o método de King *et alii* (1991) supõem  $\sigma_{12} = 0$ , ao passo que o método de Engle e Vahid (1993) não necessita desta suposição. Optou-se aqui por utilizar o método proposto em Harvey (1985b) pela conveniência algébrica de se supor  $\sigma_{12} = 0$ . Deve ser notado que seria de se esperar que os resultados mudassem muito pouco sob um método alternativo, dado que todos esses métodos usam a mesma decomposição tendência-ciclo: Beveridge-Nelson (1981). Entretanto, não foi isso que Garratt e Pierse (1996) observaram ao comparar o método de Harvey ao de Vahid e Engle; além do Apêndice 1, ver Garratt e Pierse para uma descrição detalhada da técnica de Harvey.

Utilizando-se (4.3), (4.4) e (4.5) pode-se recalcular (4.2). Reescreve-se o lado esquerdo de (4.2) como:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u((1+\lambda)c_t) = \frac{1}{1-\sigma} (1+\lambda)^{1-\sigma} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \exp \left[ \frac{(1-\sigma)^2 \cdot \varpi_t^2}{2} \right] \cdot \alpha_0 (1+\alpha_1)^t \quad (4.6)$$

onde  $\varpi_t^2 = \left( \sigma_{11} \cdot t + \sigma_{22} \sum_{j=0}^{t-1} \psi_j^2 \right)$ . Note-se que apesar de  $c_t$  ter variância assintótica condicional não limitada, a expressão (4.6) é definida. A razão para isto reside no fato de que a função utilidade em (4.3) acima é homogênea de grau  $(1-\sigma)$  em  $c_t$ . Então,

$\beta^t u((1 + \lambda)c_t) = \beta^\sigma u((1 + \lambda)\beta^t c_t)$ . A variável aleatória  $c_t$  é  $O_p(t^{3/2})$ , logo,  $t^{-3/2}c_t$  é  $O_p(1)$ , e  $u((1 + \lambda)t^{-3/2}c_t)$  também o é. Tendo em vista que  $\beta^t$  é de ordem superior a  $t^{3/2}$ ,  $\beta^\sigma u((1 + \lambda)\beta^t c_t)$  converge em probabilidade, e  $E_0 \sum_{t=0}^\infty \beta^t u((1 + \lambda)c_t)$  é definida.

Quanto ao lado direito da expressão (4.2), tem-se que fazer uma distinção entre os dois cenários anteriormente mencionados, isto é, um em que o macroeconomista tem pleno poder e controla a variância do ciclo e da tendência, e outro em que este tem poder limitado, controlando apenas a variância do ciclo.

O primeiro cenário implica que  $c_t^* = \alpha_0(1 + \alpha_1)^t E_0(c_t) = \alpha_0(1 + \alpha_1)^t \exp\left[\frac{\varpi_t^2}{2}\right]$ , o que requer a seguinte expressão para o lado direito de (4.2):

$$E_0 \sum_{t=0}^\infty \beta^t u(c_t^*) = \sum_{t=0}^\infty \beta^t u(c_t^*) = \frac{1}{1 - \sigma} \sum_{t=0}^\infty \beta^t \exp\left[\frac{(1 - \sigma)\varpi_t^2}{2}\right] \cdot (\alpha_0(1 + \alpha_1)^t)^{1 - \sigma} \quad (4.7)$$

No segundo cenário, por sua vez, o lado direito de (4.2) tem o seguinte formato:

$$E_0 \sum_{t=0}^\infty \beta^t u(c_t^*) = \frac{1}{1 - \sigma} \sum_{t=0}^\infty \beta^t \exp\left[\frac{(1 - \sigma)\left((1 - \sigma)\sigma_{11}t + \sigma_{22} \sum_{j=0}^{t-1} \psi_j^2\right)}{2}\right] \cdot (\alpha_0(1 + \alpha_1)^t)^{1 - \sigma} \quad (4.8)$$

Em vista de se ter os dois lados de (4.2), pode-se calcular o parâmetro de compensação  $\lambda$  como função de  $(\sigma, \beta)$  para cada um dos dois cenários. As soluções para o primeiro e o segundo cenário são respectivamente (4.9) e (4.10) abaixo:

$$\lambda = \frac{\left[ \sum_{t=0}^\infty \beta^t \exp\left[\frac{(1 - \sigma)\varpi_t^2}{2}\right] \cdot (\alpha_0(1 + \alpha_1)^t)^{1 - \sigma} \right]^{\frac{1}{1 - \sigma}}}{\left[ \sum_{t=0}^\infty \beta^t \exp\left[\frac{(1 - \sigma)^2 \varpi_t^2}{2}\right] \cdot (\alpha_0(1 + \alpha_1)^t)^{1 - \sigma} \right]^{\frac{1}{1 - \sigma}}} - 1 \quad (4.9)$$

$$\lambda = \left[ \frac{\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \exp \left[ \frac{(1-\sigma)}{2} \left( (1-\sigma)\sigma_{11}t + \sigma_{22} \sum_{j=0}^{t-1} \psi_j^2 \right) \right] (1+\alpha_1)^{(1-\sigma)}}{\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \exp \left[ \frac{(1-\sigma)^2 \varpi_t^2}{2} \right] \cdot (1+\alpha_1)^{1-\sigma}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} - 1 \quad (4.10)$$

Pode-se também calcular  $\lambda$  quando  $\sigma = 0$ , isto é, quando a função utilidade se torna logarítmica. As fórmulas são as seguintes:

$$\lambda = \exp \left[ \frac{1}{2} \left( \frac{\beta}{1-\beta} \right) \sigma_{11} + \frac{1-\beta}{2} \sigma_{22} \sum_{j=0}^{t-1} \beta^t \psi_j^2 \right] \quad (4.11)$$

$$\lambda = \exp \left[ \frac{1-\beta}{2} \sigma_{22} \sum_{j=0}^{t-1} \beta^t \psi_j^2 \right] \quad (4.12)$$

A decomposição da série de consumo em componentes de tendência e ciclo tal qual em (4.4) está detalhada no Apêndice 1.

## 5 Resultados da investigação de ganhos de bem-estar

Utilizou-se o “software” Stamp 5.0 para realizar a decomposição. O procedimento consiste na representação do modelo desejado em espaço de estado e, posteriormente, na utilização do filtro de Kalman para separar-se as séries em componentes ortogonais. Neste caso, a inovação da tendência é não correlacionada com a inovação do ciclo, o que facilita um pouco os cálculos que se pretende fazer. O modelo que apresentou o melhor ajustamento foi o representado pelas equações (A.5a) e (A.5b) do Apêndice 1, onde  $\sigma_r^2 = 0$ , de modo que as séries contêm uma tendência estocástica e um ciclo, seguindo-se o nosso resultado na seção anterior.

De posse da decomposição, o próximo passo é calcular (4.9) e (4.10) com o auxílio do “software” Mathematica. É possível perceber que para se calcular  $\varpi_t^2$  nas expressões (4.9) e (4.10) é preciso se ter  $\sum_{j=0}^{t-1} \psi_j^2$ , que é a fórmula  $MA(\infty)$  do ciclo. Os parâmetros  $\rho$  e  $\lambda$  da expressão (A.8) são conhecidos pela decomposição, de modo que se pode resolver a equação a diferenças finitas, homogênea de segunda ordem, representada por (A.8). Esta equação tem uma solução geral convergente, sendo possível, dessa forma, estimar o somatório infinito. São também conhecidas da decomposição feita no Stamp 5.0 as variâncias da tendência e do ciclo, respectivamente,  $\sigma_{11}$  e  $\sigma_{22}$ , de maneira que se pode calcular (4.9), (4.10), (4.11) e (4.12). Os resultados da estimação estão agrupados na Tabela 5.

**Tabela 5****Brasil Compensação de Consumo (em %) para Diferentes Valores de Beta e Sigma****Macroeconomista com Plenos Poderes**

Beta (em bases anuais)	Sigma			
	1	5	10	20
0,950	1,92%	3,17%	3,67%	5,13%
0,971	3,40%	3,77%	4,08%	5,61%
0,985	6,78%	4,29%	4,40%	5,97%

**Macroeconomista com Poderes Restritos**

Beta (em bases anuais)	Sigma			
	1	5	10	20
0,950	0,00010%	0,013%	0,026%	0,052%
0,971	0,00006%	0,013%	0,026%	0,052%
0,985	0,00004%	0,013%	0,026%	0,052%

Observa-se que os resultados obtidos para o macroeconomista restrito, isto é, aquele que controla apenas a variância do ciclo, são bem inferiores aos obtidos para o macroeconomista com poderes para controlar as variâncias do ciclo e da tendência. Isto porque, segundo a decomposição efetuada, a variância da tendência é bem maior que a do ciclo. O cenário do macroeconomista restrito é mais factível do ponto de vista de ser atingido por uma política econômica voltada para este fim, por isso, chama a atenção o fato de os ganhos de bem-estar serem pequenos neste caso. Lucas (1987) também chegou a um ganho pequeno de bem-estar utilizando dados norte-americanos, contudo, o seu trabalho não comporta a possibilidade desses dois cenários porque a tendência é suposta determinística.

Issler e Franco (1996), por sua vez, também chegam a um resultado bastante pequeno para os ganhos de suavização do ciclo para os EUA. Esses autores usam a técnica de Vahid e Engle (1993) para decompor o consumo em tendência e ciclo (ver a análise empírica de Issler e Vahid, 2000, utilizada por Issler e Franco). Diante dessas evidências, decidiu-se utilizar os dados norte-americanos considerados por estes dois últimos autores e elaborar o cálculo de bem-estar por meio da técnica de decomposição por componentes não observados, utilizada neste trabalho. Dessa forma, os resultados da economia norte-americana ficam diretamente comparáveis aos da economia brasileira e aos da economia americana feitos com outra técnica.

O modelo de melhor ajustamento para os Estados Unidos foi, novamente, o representado pelas equações (A.5a) e (A.5b), incluindo-se a cointegração entre consumo e renda, cointegração esta confirmada em teste estatístico e coerente com a literatura.<sup>3</sup> As séries utilizadas são trimestrais, extraídas do Citibase, compreendendo o período que vai de 1947:1 a 1988:4 (ver Figura 2). Como as séries utilizadas são trimestrais, os coeficientes de desconto intertemporal foram ajustados, como se pode perceber na Tabela 6.

---

3 Ver Deaton (1992) e Engle e Vahid (1993).

**Tabela 6**  
**EUA - Compensação de Consumo (em %) para Diferentes Valores de Beta e Sigma**  
**Dados Trimestrais**

**Macroeconomista com Plenos Poderes**

Beta (em bases anuais)	Sigma			
	1	5	10	20
0,95	0,14%	0,31%	0,37%	0,44%
0,971	0,25%	0,37%	0,41%	0,46%
0,985	0,49%	0,43%	0,44%	0,48%

**Macroeconomista com Poderes Restritos**

Beta (em bases anuais)	Sigma			
	1	5	10	20
0,95	0,00005%	0,020%	0,040%	0,081%
0,971	0,00003%	0,020%	0,040%	0,081%
0,985	0,00001%	0,020%	0,040%	0,081%

Novamente verificou-se a diferença entre os resultados do macroeconomista com plenos poderes e restrito. Fica bastante robusta, portanto, a evidência de que os ganhos que poderiam advir do cenário onde a política econômica logra reduzir a zero a variância do componente cíclico do consumo não são atraentes, *vis-à-vis* os prejuízos que tal política pode gerar.

É interessante observar, contudo, que os ganhos de bem-estar no caso do macroeconomista com plenos poderes são bem maiores no caso do Brasil, quando comparado aos dos Estados Unidos. Tal resultado decorre diretamente do fato de que a variância da tendência estocástica na série de consumo brasileira é bem maior que a dos Estados Unidos. Observando-se as Figuras 1 e 2, nota-se que a série de consumo brasileira tem um pico no ano de 1980, explicado por Reis *et alii* (1996) da seguinte forma:

*“Em dezembro de 1979, na seqüela de uma nova legislação salarial superindexadora, que garantia reajustes de 110% da inflação passada, e de uma desvalorização cambial de 30%, ocorreu o primeiro ensaio*

*frustrado de estabilização heterodoxa no Brasil, com a pré-fixação das taxas de desvalorização cambial e de juros em níveis abaixo das taxas de inflação esperada. As conseqüências foram a explosão do consumo privado e a elevação da inflação anual de 54%, em 1979, para 100%, em 1980, enquanto as taxas de juros estavam pré-fixadas em 45% a.a.”*

Tais acontecimentos geraram um consumo atípico no ano de 1980, responsável por um aumento da variância da série que está sendo captado pela tendência estocástica na decomposição, o que pode explicar o diferencial de bem-estar entre o macroeconomista com plenos poderes e o macroeconomista restrito.

Os resultados com dados americanos, comparando-se as técnicas de Vahid e Engle e a técnica de Harvey (1986b), são apresentados na Tabela 7. Esta mostra que há uma diferença quantitativa grande entre ambas as estimativas (mais do que uma ordem de grandeza em alguns casos), embora qualitativamente não haja diferença marcante. A conclusão a que se chega é a mesma: provavelmente não vale a pena se incorrer nos custos de suavização do ciclo econômico, dado que o ganho de bem-estar é relativamente pequeno.

**Tabela 7**

**EUA - Compensação de Consumo (em %) para Diferentes Valores de Beta e Sigma  
Comparação entre a Técnica de Harvey(1986b) e de Vahid e Engle(1993)  
de Decomposição Tendência-Ciclo  
Dados Trimestrais**

**Macroeconomista com Plenos Poderes (Técnica Vahid e Engle em parênteses)**

Beta (em bases anuais)	Sigma			
	1	5	10	20
0,95	0,14% (0,26%)	0,31% (0,51%)	0,37% (0,58%)	0,44% (0,62%)
0,971	0,25% (0,42%)	0,37% (0,61%)	0,41% (0,64%)	0,46% (0,66%)
0,985	0,49% (0,85%)	0,43% (0,72%)	0,44% (0,70%)	0,48% (0,69%)

### Macroeconomista com Poderes Restritos (Técnica Vahid e Engle em parênteses)

Beta (em bases anuais)	Sigma			
	1	5	10	20
0,95	0,00005% (0,0064%)	0,020% (0,414%)	0,040% (0,53%)	0,081% (0,60%)
0,971	0,00003% (0,0066%)	0,020% (0,50%)	0,040% (0,58%)	0,081% (0,63%)
0,985	0,00001% (0,0066%)	0,020% (0,59%)	0,040% (0,64%)	0,081% (0,66%)

## 6 Conclusões

O presente trabalho resultou de um esforço de se verificar os principais desdobramentos da teoria do consumo à luz dos dados brasileiros de consumo. Observou-se, pelos testes estatísticos implementados, que consumo e renda cointegram e que o coeficiente (1,-1), derivado teoricamente por Deaton (1992), verifica-se no caso brasileiro. Estes fatos estão de acordo com o observado na literatura norte-americana.<sup>4</sup> Em seguida, efetuou-se um teste da Teoria da Renda Permanente (TRP), no qual, seguindo-se os passos de Campbell e Mankiw (1989), verifica-se que a variação do consumo é proporcional à variação da renda com coeficiente 0,74. Ou seja, aproximadamente 3/4 dos consumidores brasileiros têm restrições de liquidez para suavizar o consumo intertemporalmente; no caso norte-americano esse coeficiente é de 0,51 - ou seja, apenas 1/2 dos americanos têm restrições de liquidez para suavizar o consumo intertemporalmente. Faz sentido, segundo esta interpretação, o fato de a parcela dos consumidores restritos em relação à liquidez ser maior no Brasil que nos Estados Unidos, onde existe um mercado de crédito “muito mais completo”

A segunda parte do trabalho consistiu na investigação de ganhos de bem-estar que poderiam advir de políticas de suavização do ciclo econômico. Com base nos resultados encontrados, e tendo em vista que o cenário do macroeconomista restrito é mais factível do ponto de vista macroeconômico, uma vez que é passível de ser aproximado por uma política voltada para o abrandamento da volatilidade do consumo, pode-se concluir que os ganhos de tal política são muito pequenos. Supondo-se a elasticidade de substituição intertemporal ( $\sigma$ ) igual a 5 e a taxa de desconto intertemporal ( $\beta$ ) igual a 0,95, o consumidor representativo, no Brasil, iria requerer adicionalmente 0,013% de consumo para ser indiferente entre uma série de consumo com volatilidade e outra sem volatilidade no seu componente transitório. Dado

4 Ver Deaton (1992) e Vahid e Engle (1993).

que os custos desse tipo de política podem ser relativamente altos, sua implementação pode não valer a pena.

## Bibliografia

- Beveridge, S. e Nelson, C. R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurements of business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 7, 1981.
- Box, G. E. P e Jenkins, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. (rev. ed.). San Francisco: Holden-Day, 1976.
- Campbell, J. e Mankiw, G. Consumption, income and interest rates: reinterpreting the time series evidence. *NBER, Macroeconomics Annual*, 1989.
- Clarida, R. H. Aggregate stochastic implications of the life-cycle hypothesis. *Quarterly Journal of Economics*, 106, 1991.
- Davidson, J., Hendry, D. F., Srba, F. e Yeo, S. Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom. *Economic Journal*, 88, 1978.
- Deaton, A. *Understanding consumption*. Oxford: Clarendon Press, 1992.
- Flavin, M. A. The adjustments of consumption to changing expectations about future income. *Journal of Political Economy*, v.89, n. 51, 1981.
- Friedman, M. *A theory of the consumption function*. Princeton: Princeton University Press, 1957.
- Garratt, A. e Pierse, R.G. Common trends and cycles: a comparison of two approaches. *Working Paper*, University of Surrey, 1996.
- Hall, R. Stochastic implications of the life cycle permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 1978.
- Hansen, L. P. e Singleton, K. Generalized instrumental variables estimation of nonlinear expectations models. *Econometrica*, v. 50, n. 5, p. 1269-86, 1982.
- \_\_\_\_\_. Stochastic consumption, risk aversion and the temporal behavior of asset returns. *Journal of Political Economy*, p. 91-2, 1983.

- Harrison, P. J. e Akran, M. Generalized exponentially weighted regression and parsimonious dynamic linear modelling. *In: Time series analysis: theory and practice.* (v. 3). Amsterdam: North-Holland, 1983.
- Harvey, Andrew C. *The econometric analysis of time series.* Southampton: Camelot Press Limited, 1985a.
- \_\_\_\_\_. Trends and cycles in macroeconomic time series. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 3, n. 3., july 1985b.
- Issler, J. V. e Franco, A. A. M. *Unit roots and the welfare gains of cycle smoothing.* EPGE, FGV, 1996.
- Issler, J. V e Vahid, F. Common cycles and the importance of transitory shocks to macroeconomic aggregates. *Journal of Monetary Economics* (a sair).
- King, R.; Plosser, C.; Stock, J. e Watson, M. Stochastic trends and economic fluctuations. *American Economic Review*, v. 81, n. 4, 1991.
- Lucas, R. E. Econometric policy evaluation: a critique. *In: Brunner, Karl and Meltzer, Alan (eds.), The Phillips curve and labour markets.* Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, v.1. Amsterdam: North Holland, 1976.
- \_\_\_\_\_. *Models of business cycles.* Oxford: Blackwell, 1987.
- Maddison, A. A long-run perspective on saving. *Scandinavian Journal of Economics*, 94, 1992.
- Modigliani, F. e Brumberg, R. Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross section data. *In: Kurihara, Kenneth K. (ed.), Post keynesian economics.* New Brunswick, N. J.: Rutgers University Press, 1954.
- \_\_\_\_\_. Utility analysis and the consumption function: an attempt at integration. *In: Anderew, Abel (ed.), The collected papers of Franco Modigliani.* v. 2. Cambridge, Mass.: Mit Press, 1979.
- Nelson, C. R. e Plosser, C. Trends and random walks in macroeconomics time series. *Journal of Monetary Economics*, 10, p. 139-162, 1982.
- Osterwald-Lenun, Michael. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistic: four cases. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, n. 3, 1992.

Perron, P. *Lecture notes*. Université de Montréal, 1995.

Pischke, J. S. Individual income, incomplete information and aggregate consumption. *Industrial Relations Section Working Paper* n. 289, Princeton University, Mimeo, 1991.

Reis, E., Issler, J.V., Blanco, F. e Carvalho, L. Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 2, p. 233-272, 1998.

Tiao, G. C. e Tsay, R. S. A canonical correlation approach to modeling multivariate time series. *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, American Statistical Association, 1985.

Vahid, F. e Engle, R. F. Common trends and common cycles. *Journal of Applied Econometrics*, v. 8, 1993.

Watson, Mark W. Univariate detrending methods with stochastic trends. *Journal of Monetary Economics*, 18, 1986.

### Apêndice 1

Seja  $x_t$  um vetor n-dimensional de variáveis I (1) com a seguinte representação de Wold (MA( $\infty$ ))

$$\Delta x_t = c(L)\epsilon_t \tag{A.1}$$

onde  $c(L)$  é uma matriz polinomial no operador defasagem L, com  $c(0) = I_n$ , e  $\sum_{j=0}^{\infty} j|c_j| < \infty$ ,  $\epsilon_t$  é um vetor (nx1) de erros estacionários de previsão linear um período a frente em  $x_t$ , dada a informação dos valores defasados de  $x_t$ . A equação (1) pode ser reescrita como:

$$\Delta x_t = [c(1) + \Delta c^*(L)]\epsilon_t \tag{A.2}$$

Da integração de ambos os lados da equação resulta:

$$x_t = c(1)\sum_{s=0}^{\infty} \epsilon_{t-s} + c^*(L)\epsilon_t \tag{A.3}$$

$$x_t = T_t + C_t$$

onde  $c_i^* = \sum_{j>1} -c_j$  para todo  $j$ , em particular  $c_o^* = I_n - c(1)$ , que é a versão multivariada da decomposição tendência-ciclo de Beveridge-Nelson (1981), onde a primeira parte é um passeio aleatório chamado de tendência (T), e a segunda parte, estacionária, é chamada de ciclo (C).

**Definição 1:** Elementos do vetor  $x_t$  (nxn), composto por séries I(1), são cointegrados se existe uma combinação linear deles, que é I(0). Tal combinação é chamada de vetor de cointegração. Podem existir r (< n) vetores de cointegração independentes, e a coleção de todos eles é uma matriz  $\alpha$  (nxr) de tal modo que  $\alpha'x_t$  é I(0).

**Definição 2:** Elementos de  $\Delta x_t$  têm características comuns de correlação serial se existe pelo menos uma combinação linear deles que é uma inovação com relação à toda informação passada. Tal combinação linear é chamada de vetor de características comuns (“*cofeature vector*”). Podem existir s (< n) vetores de características comuns linearmente independentes e a coleção deles forma a matriz  $\tilde{\alpha}$  (nxs), de modo que  $\tilde{\alpha}' \Delta x_t$  seja uma inovação.

Como foi dito anteriormente, o vetor de cointegração é uma combinação linear estacionária das séries. Desse modo, aplicando a coleção de vetores de cointegração sobre  $x_t$  representado em (A.3), deve-se ter, necessariamente, que  $\alpha' c(1)$ , de maneira que  $\alpha' x_t$  seja igual a  $\alpha' c' (L)\varepsilon_t$ , que é estacionária, ou seja, não contém tendência.

De modo análogo, podem existir combinações lineares das séries que não contêm ciclos, isto é,  $\tilde{\alpha}' c_i^* = 0$  para todo  $i \geq 0$ . Da definição dos  $c_i^*$ 's tem-se  $c_{i+1}^* = c_{i+1}^* - c_i^*$  para todo  $i \geq 0$ , o que implica que  $\tilde{\alpha}$  tem que ser ortogonal a todos os  $c_i^*$ 's, com exceção de  $c_0$ , que é uma matriz identidade. Voltando à equação (A.1) tem-se  $\tilde{\alpha}' \Delta x_t = \tilde{\alpha}' \varepsilon_t$  correspondendo assim à Definição 2.

Fica claro, portanto, que se pode ter uma decomposição de Beveridge-Nelson (1981) de um vetor de séries  $x_t$ , bastando, para isto, que  $\Delta x_t$  seja I (0) e, logo, tenha uma representação de Wold.

O método de decomposição adotado segue a proposição de Harvey (1985b), que sugere, dado o objetivo de se decompor uma série econômica integrada em componentes de ciclo e tendência, trabalhar-se com uma classe de modelos de componentes não observados que englobam as propriedades estatísticas desejadas por quem modela. Este método é vantajoso *vis-à-vis* o método pioneiro proposto por Box e Jenkins (1976), no qual as observações são usadas para identificar um modelo adequadamente parcimonioso de uma classe de modelos ARIMA, porque existem várias possibilidades de se ter modelos ARIMA que forneçam previsões ruins e que, ao mesmo tempo, sejam consistentes com um determinado conjunto de dados, no sentido de oferecerem um bom ajustamento.

A formulação que se faz de uma série econômica é a seguinte:

$$x_t = \mu_t + \varphi_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (\text{A.4})$$

onde  $y_t$  é o logaritmo do valor observado,  $\mu_t$  é a tendência,  $\varphi_t$  é o ciclo, e  $\varepsilon_t$  é um ruído branco. No que se segue, o componente do ciclo será sempre estacionário e linear, o componente irregular é um ruído branco com variância  $\sigma^2$  e todos os componentes são não correlacionados uns com os outros.

Uma tendência linear estocástica pode ser modelada da seguinte forma:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (\text{A.5a})$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \tau_t \tag{A.6b}$$

onde  $\eta_t$  e  $\tau_t$  são ruídos brancos não correlacionados com variâncias  $\sigma_\eta^2$  e  $\sigma_\tau^2$ , respectivamente. Observe-se que se  $\sigma_\tau^2=0$ , o modelo acima equivale a um modelo estacionário em diferenças ou integrado de ordem 1 em nível. Este é justamente o modelo que se obteve para as séries de consumo e PIB trabalhadas na seção 3.

Resta colocar que o ciclo  $\varphi_t$ , tal qual definido por Harvey (1985b), tem a seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \varphi_t \\ \varphi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varphi_{t-1} \\ \varphi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix} \tag{A.7}$$

onde  $\varphi_t$  é o componente cíclico e  $\varphi_t^*$  aparece por construção (ver Harrison and Akran, 1983). Os termos  $\omega_t$  e  $\omega_t^*$  são ruídos brancos não correlacionados, com variâncias  $\sigma_\omega^2$  e  $\sigma_{\omega^*}^2$ , respectivamente. Pode-se fazer a hipótese simplificadora de  $\sigma_\omega^2 = \sigma_{\omega^*}^2$  Harvey (1985b) argumenta que muito pouco ou praticamente nada se perdeu em termos de capacidade de ajustamento com esta imposição e, do ponto de vista da otimização numérica, ter um ao invés de dois parâmetros foi considerada uma enorme vantagem. Nota-se ainda, em relação aos parâmetros, que  $0 \leq \lambda \leq \pi$  e  $0 \leq \rho \leq 1$ , sendo o primeiro a frequência do ciclo e o segundo o fator de desconto da amplitude, que, por estar entre zero e um, torna o ciclo estacionário. É válido observar que os ruídos fazem o ciclo ser estocástico, ao invés de determinístico.

A expressão (A.7) pode ser escrita também como:

$$\varphi_t = \frac{(1 - \rho \cos \lambda.L)\omega_t + (\rho \sin \lambda.L)\omega_t^*}{1 - 2\rho \cos \lambda.L + \rho^2.L^2} \tag{A.8}$$

onde L é o operador defasagem.

Resolvendo-se a equação (A.8) chega-se à conclusão que o ciclo é um ARMA(2,1), com o seguinte formato:

$$(\rho^2 L^2 - 2\rho \cos \lambda L + 1)\varphi_t = (1 + \Phi L)\omega_t \tag{A.9}$$

onde  $\Phi = \rho(\sin \lambda - \cos \lambda)$ .



# Uma nota sobre a composição ótima da dívida pública: reflexões para o caso brasileiro\*

Ilan Goldfajn<sup>§</sup>  
Áureo de Paula<sup>⌘</sup>

## RESUMO

Esta nota visa resumir, de forma não-técnica, as considerações levantadas pela literatura econômica acerca da composição ótima da dívida pública, concentrando-se em aspectos mais aplicados da teoria para a política da escolha ótima da composição da dívida. Segundo a literatura, o gestor da dívida pública deve ter em mente objetivos como a minimização do risco orçamentário (ligada ao objetivo de suavização de impostos), a manutenção de credibilidade, sinalização, a minimização do risco de rolagem, a provisão de liquidez ao mercado e a minimização de riscos ligados à indexação da economia. Faz-se uma breve análise para o caso brasileiro, onde se indicam as prescrições de política recomendadas pela literatura aqui resumida.

**Palavras-chave:** dívida pública, gestão ótima de dívida, Brasil.

## ABSTRACT

This note surveys, in a non-technical manner, the considerations brought up by the economic literature concerning optimal public debt composition and focuses in applied issues of the theory. According to the literature, the public debt manager must bear in mind objectives such as budget risk minimization (linked to tax smoothing objectives), the maintenance of credibility, signaling, the minimization of roll-over risk, the provision of liquidity to the market and the minimization of risks linked to indexation in the economy. A brief analysis is pursued for the Brazilian case, indicating the policy prescriptions recommended by the literature.

**Key words:** public debt, optimal debt management, Brazil.

**JEL Classification:** E60, E61.

---

\* Os autores agradecem a Armínio Fraga, cuja sugestão inicial resultou na confecção do presente artigo, bem como a Márcio Garcia, Dionísio Dias Carneiro, Rodrigo Guimarães e um parecerista anônimo, pelos valiosos comentários, e a Leandro Rothmuller, pela competente assistência. Como é usual, quaisquer erros e omissões remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

§ Professor Assistente da PUC-RIO. e-mail: goldfajn@econ.puc-rio.br

⌘ Mestrando da PUC-RIO. e-mail: aureo@econ.puc-rio.br.

Recebido em julho de 2000. Aceito em agosto de 2000.

Há várias perguntas sobre a composição da dívida que são pertinentes. Será que há necessidade de aumentar o estoque de títulos cambiais em poder do público? Qual é a direção desejada acerca da maturidade e indexação dos títulos do governo: alongar ou encurtar a dívida? Deve-se evitar títulos indexados? E ainda, a concentração de vencimentos dos títulos é benéfica, por aumentar a liquidez da dívida, ou prejudicial, num país cuja estabilidade da dívida tem sido questionada recentemente?

A fim de elucidar estas questões, esta nota visa resumir, de forma não-técnica, as considerações levantadas pela literatura econômica, concentrando-se nos aspectos mais aplicados da teoria para a política da escolha ótima da composição da dívida pública. Este enfoque facilita a transição da teoria para a análise de casos e, portanto, permite terminar a nota com algumas considerações para o caso do Brasil. Neste sentido, o objetivo maior desta nota é o resumo da literatura, e não a apresentação extensiva de todos os argumentos existentes sobre a composição ótima da dívida no Brasil.

Tradicionalmente pensa-se na função objetivo típica do gestor de política como um minimizador do custo esperado do serviço da dívida. No entanto, a literatura constata que se há arbitragem e informação plena, não há ganhos aparentes em se perseguir tal objetivo. Se o governo e os demais agentes partilham as mesmas informações, e se estes exploram quaisquer diferenciais de retorno existentes, os custos esperados pelo emissor serão equivalentes, qualquer que seja a categoria de dívida emitida. Na seção inicial são apresentadas, como paradigma, algumas hipóteses extremas sob as quais a gestão da dívida seria neutra. Acredita-se, no entanto, que o governo possa afetar o custo da dívida utilizando uma composição ótima e que as hipóteses necessárias para que isso não ocorra são, na maior parte das vezes, pouco realistas. Relaxadas tais hipóteses, constata-se que a composição da dívida pública é importante não só pelas razões de minimização do custo esperado do serviço da dívida, como por razões de credibilidade e sinalização, pelas razões de minimização da volatilidade orçamentária, para aumentar a liquidez ou a informação disponível no mercado.

Limitar-se-á a discussão sobre a composição da dívida pública a três dimensões. Primeiro, a discussão sobre a maturidade ótima da dívida, que engloba, em parte, a decisão sobre a emissão de dívida indexada ou não, sob o ponto de vista do *duration* da dívida (elasticidade do valor do título em relação ao retorno pago por tal ativo).<sup>1</sup> Segundo, de acordo com a denominação da dívida - dólar ou não. Terceiro, sobre a concentração dos vencimentos da dívida, a qual traz implicações para a rolagem da dívida e para a liquidez dos títulos públicos.

---

1 Títulos indexados apresentam um *duration* menor do que títulos nominais de mesma maturidade e ativos indexados à taxa de juros apresentam um *duration* ainda menor do que títulos atrelados à inflação.

Esta nota está organizada da seguinte forma. A seção I apresenta considerações teóricas sob as quais a gestão da dívida pública é neutra. A seção II resume os argumentos apresentados na literatura econômica em 6 subseções. A seção III analisa o caso brasileiro. A última seção resume as considerações apresentadas e enumera algumas conclusões gerais.

## I O paradigma necessário

De forma a ressaltar o papel desempenhado pela composição da dívida pública, cabe indagar quais as circunstâncias que a tornariam irrelevante. A teoria sobre a estrutura ótima da dívida pública requer um arcabouço básico - um paradigma - a partir do qual se ilustrem as diversas funções desempenhadas pelo manejo da dívida e se evitem falsos dilemas, economias de recursos fáceis ou falácias. As hipóteses sob as quais a gestão da dívida é irrelevante e cujo relaxamento dá origem ao papel da composição da dívida pública como instrumento de melhora de bem-estar social são:

- 1. Equivalência ricardiana:** dívida pública e impostos são fontes de financiamento alternativos para os gastos governamentais. A criação de um passivo por meio da emissão de títulos públicos deve ser compensada no futuro pelo recolhimento de impostos da população. Sob condições ideais, a escolha de um ou outro mecanismo de financiamento não teria efeito algum sobre o comportamento dos agentes. (Barro, 1974) Não só a composição da dívida seria neutra do ponto de vista do bem-estar social, como a própria escolha entre impostos e dívida para o financiamento das despesas governamentais seria indiferente;
- 2. Inexistência de distorções tributárias (*deadweight losses*):** se há gravames tributários - com impostos proporcionais sobre trabalho ou riqueza, por exemplo -, o *timing* dos impostos pode ter implicações significantes para o bem-estar da sociedade. Uma alta volatilidade da carga tributária pode produzir custos maiores em média, atribuindo uma função relevante para o perfil de vencimentos da dívida pública ao amenizar a variação dos tributos (Barro, 1979);
- 3. Mercados completos e informação simétrica:** se os mercados são completos, deve ser possível aos participantes da economia em questão negociar qualquer bem, mesmo que suas especificações sejam extremamente precisas - inclusive quanto a dimensões como tempo, espaço e estado da natureza. Nesta economia, as descrições dos bens negociados devem ser tão minuciosas que maiores refinamentos sejam incapazes de produzir alocações que melhorem a satisfação dos seus participantes. Quando isso ocorre, os agentes podem se precaver perfeitamente contra quaisquer eventualidades e riscos.

Se há incerteza, a existência de mercados completos exige a negociação de uma grande quantidade de ativos contingentes: bens cujo consumo dependa do estado da natureza em que se encontra a economia. Se tais mercados não existirem, as alocações resultantes das interações entre os agentes podem não ser eficientes. Assim, se os mercados não são completos e há incerteza, a composição da dívida pública pode ser um importante instrumento para a provisão de mecanismos de partilha de risco, para a suavização de impostos necessária, devido à existência de distorções tributárias, e para a construção de credibilidade por parte do governo. Se a informação não é simétrica, a composição da dívida também pode ter uma importante função da sinalização por parte do governo.

Se valem as condições expostas acima, não importa o tipo de dívida ou o prazo que o governo utilize para se financiar - não haverá melhora de bem-estar social.

Tais hipóteses não são, no entanto, realistas o suficiente para compor o cenário enfrentado pela autoridade fiscal e que justifica a preocupação desta com uma estrutura de dívida eficiente. A consideração deste paradigma ideal é um auxílio importante ao se justificar a composição da dívida pública.

## II O que a literatura sobre composição da dívida sugere?

Os argumentos apresentados na literatura sobre a composição da dívida pública podem ser resumidos em seis considerações relevantes:

### II.1 Risco orçamentário

Há diversos componentes dos gastos e da receita não-tributária que sofrem variações. Uma das funções da composição da dívida é amortecer a variabilidade de tais componentes - a qual é chamada aqui de risco orçamentário.<sup>2</sup> Por essa lógica, a escolha da composição da dívida deveria então levar em conta as categorias que melhor provêm *hedge* contra as eventualidades que possam provocar alterações na carga tributária.<sup>3</sup> Caso as despesas e

---

2 A minimização do risco orçamentário suaviza a volatilidade da carga tributária quando os impostos são distorcivos, o que, por sua vez, se justifica na teoria econômica pelos efeitos benéficos que tal suavização tem sobre o bem-estar da sociedade.

3 Ao definir a composição da dívida, a autoridade fiscal busca minimizar a variação da carga tributária entre diferentes estados da natureza, emitindo ativos cujos encargos sejam condicionados aos diversos cenários possíveis. Essa consideração generaliza a idéia de que a autoridade fiscal deva minimizar a variação temporal da carga tributária por meio da definição do perfil de vencimentos de sua dívida, como exposto em Barro (1979).

receitas não sejam constantes, o governo deve tentar emitir títulos que funcionem como proteção contra estes movimentos. A melhor escolha seria, então, ativos com rendimentos condicionados diretamente aos gastos e receitas do governo. (Shiller, 1993) No entanto, as dificuldades de implementação e os problemas de incentivo acarretados por tal escolha fazem com que a autoridade busque uma avenida alternativa, explorando a correlação entre as diversas variáveis macroeconômicas e condicionando sua dívida a estas variáveis, como é o caso da inflação. O risco orçamentário pode ser particionado nos seguintes componentes:

- **Risco inflacionário:** fossem as despesas não-financeiras e receitas reais do governo constantes, defender-se-ia a plena indexação da dívida, de forma a isolar o “ruído” gerado pelo nível de preços às contas do governo. Tal componente sugere, então, títulos com rendimentos reais não correlacionados com a inflação (a elasticidade da dívida indexada é zero com respeito à inflação).
- **Risco de câmbio real:** uma desvalorização cambial acima da inflação aumenta o serviço real da dívida pública. Para amortecer os “ruídos” gerados pela variação do câmbio real seria preferível reduzir a dívida indexada ao câmbio à medida que sua volatilidade aumenta (diminuindo a elasticidade da dívida com respeito ao câmbio). Um corolário deste raciocínio é a redução da parcela da dívida em dólar sob um regime de câmbio flutuante, imunizando o orçamento governamental de maiores variabilidades cambiais.
- **Correlação entre gastos e inflação:** se a correlação entre gastos reais do governo e inflação é positiva, um maior nível de despesas do governo tenderia a ser acompanhado por uma maior inflação. Assim, para amenizar a variabilidade total das despesas, seria recomendável que a autoridade fiscal aumentasse a emissão de ativos nominais, cujos encargos reais diminuem com o aumento da inflação. A estrutura de choques da economia pode, então, sugerir um papel importante para a dívida nominal (vide, em especial, Bohn, 1988).
- **Correlação entre produto e inflação:** se o produto tende a diminuir quando a inflação aumenta, é preferível que as despesas totais do governo não aumentem simultaneamente, permitindo que a carga tributária necessária para financiar os gastos permaneça relativamente constante. Títulos nominais, cujo valor real decresce com a inflação, tenderiam, sob tais condições, a estabilizar a razão entre gastos totais e produto, atenuando a variação da carga tributária em face das variações no produto.
- **Correlação câmbio real e gastos:** se os gastos do governo são positivamente correlacionados com a moeda estrangeira, é recomendável a diminuição da dívida em

moeda estrangeira e aumento da dívida nominal, de forma a imunizar o orçamento de variações imprevistas no câmbio.

O tratamento a seguir expõe um pouco mais formalmente os argumentos apresentados sobre a minimização do risco orçamentário por parte da autoridade fiscal. Para um tratamento mais detalhado, veja Goldfajn (1996) e Goldfajn (2000). O modelo tem dois períodos e a função objetivo a ser minimizada pela autoridade fiscal representa a expectativa das distorções tributárias e inflacionárias:

$$E \left[ A \frac{\tau^2}{2} + \frac{\pi^2}{2} \right], A > 0$$

onde, por simplicidade, supõe-se que as distorções dependam quadraticamente dos tributos  $\tau$  e da inflação  $\pi$  e  $E$  representa a esperança estatística do argumento entre colchetes.

A autoridade fiscal tem à sua disposição três tipos de instrumentos financeiros:

- i. títulos nominais, cuja taxa de retorno é  $i$  e cuja taxa de retorno real realizado é  $[(1 + i)/(1 + \pi)] - 1$ ;
- ii. títulos indexados à inflação que pagam uma taxa de retorno igual a  $r$  mais a taxa de inflação realizada; e
- iii. títulos denominados em moeda estrangeira que pagam a taxa de juros externa  $i^*$  mais a taxa de depreciação cambial  $e$ , e tem uma taxa de retorno real em moeda nacional realizada de  $[(1 + i^*)(1 + e)/(1 + \pi)] - 1$ .

Por simplicidade, e sem prejuízo dos resultados, supõe-se que os consumidores sejam neutros ao risco e demandem uma taxa de juros nominal que iguala a taxa de juros real, paga nos títulos indexados  $r$ , mais a inflação esperada  $\pi^e$ .

$$1 + i = (1 + r)(1 + \pi^e)$$

Faz-se a hipótese de que vale a paridade descoberta da taxa de juros  $1 + i = (1 + e^e)(1 + i^*)$  e que a seguinte equação de mercado monetário governa a determinação da inflação:

$$\pi = m + v$$

onde  $m$  é o crescimento da oferta monetária, estabelecido pelo governo, e  $v$  é um choque de velocidade fora do controle das autoridades governamentais, que se pressupõe um ruído branco. Supõe-se que o governo determina a oferta monetária e deixa que a taxa de câmbio seja determinada endogenamente.

Sendo os investidores racionais, em equilíbrio deve valer  $\pi^e = E[\pi] = m$ . O governo deve igualar a soma dos gastos e da dívida aos impostos no último período. Usando a paridade descoberta da taxa de juros e a equação para a taxa de retorno requerida pelos agentes e linearizando a restrição orçamentária do governo obtém-se:

$$\tilde{\tau} = \tilde{G} + (1+r)B[1 - \theta(\tilde{\pi} - \pi^e) - \theta^*(\tilde{q} - q^e)]$$

onde  $\theta$  e  $\theta^*$  são as proporções de dívida nominal e em moeda estrangeira,  $B$  o nível total da dívida e  $\tilde{q} = \tilde{\pi} - \tilde{e}$

A solução sob comprometimento para as proporções de dívida nominal e em moeda estrangeira é dada por:

$$\theta = \frac{\sigma_{g\pi}\sigma_q^2 - \sigma_{gq}\sigma_{\pi q}}{B[\sigma_\pi^2\sigma_q^2 + (\sigma_{\pi q})^2]}, \text{ e}$$

$$\theta^* = \frac{\sigma_{gq}}{B\sigma_q^2} - \frac{\sigma_{\pi q}\theta}{B\sigma_q^2}$$

onde se supõe, por simplicidade, que  $r = 0$  e  $\sigma$  indica a variância ou covariância entre as variáveis subscritas.

Uma observação final é que a composição ótima depende, antes de mais nada, da distribuição de probabilidade conjunta dos diversos choques que afetam a economia. Assim, a adoção de determinado indexador ou denominação é uma questão que deve ser resolvida de acordo com o caso em questão e com a estrutura de covariância entre as diversas variáveis macroeconômicas, como esboçado a frente para o caso brasileiro.

## II.2 Credibilidade

A composição da dívida pública também tem um papel especial a desempenhar na geração de mecanismos de comprometimento, importantes no auxílio à implementação dos objetivos da política econômica. Conforme foi ressaltado por diversos autores, a escolha da categoria de dívida (prazo e indexação) pode ser relevante para a consistência da política de estabilização.<sup>4</sup> Ao diminuir o *duration* da dívida, aumentando a parcela de títulos indexados, o gestor da dívida fortalece a credibilidade da política antiinflacionária, pois reduz o benefício que poderia levá-lo a inflacionar a economia em períodos posteriores. Os agentes sabem que ao alongar prazos o governo tem como evitar custos elevados decorrentes de uma maior inflação no futuro. A chave é usar a dívida como mecanismo de comprometimento, evitando que a autoridade tome determinadas medidas que, embora sejam ótimas *a posteriori*, não seriam ótimas *a priori*. Este raciocínio sugere um perfil de dívida mais indexado ou curto (curto *duration*).

Cabe aqui a ressalva de que os modelos aludidos acima foram concebidos para ambientes econômicos estáveis. Para economias em que a experiência inflacionária tenha sido suficientemente extensa ou instável, a opção pela dívida indexada surgiu quase sempre como um artifício de convivência com a inflação. Em contraste com os modelos apontados, a observação da história sugere que as políticas antiinflacionárias adotadas em tais países estavam muito mais associadas a diminuições da parcela da dívida indexada - um mecanismo de acomodação e perpetuação a alta inflação crônica - do que a aumentos da mesma. Ressalvas da mesma natureza são levantadas na seção II.6.

## II.3 Sinalização

São freqüentes a discordância e a dúvida do mercado sobre a determinação das autoridades em implementar um dado conjunto de medidas. Um exemplo, conforme exposto em Missale, Giavazzi e Benigno (1997), seria quando o mercado desconfia da reforma fiscal. Neste caso, o governo estaria disposto a encurtar o prazo de sua dívida para se diferenciar, aos olhos do público, de gestores menos comprometidos, de forma a refinanciá-la a juros menores, uma vez verificado o comprometimento do governo com a consolidação fiscal. A alternativa ao encurtamento seria uma dívida cara (*ex-post*, visto do ponto de vista de um governo que faz de fato a reforma) e longa, já que o governo acaba não indicando de forma convincente sua determinação.

---

4 Calvo (1988), Calvo e Guidotti (1990), Giavazzi e Pagano (1990) e Blanchard e Missale (1994).

Este raciocínio sugere a emissão de dívida de curto *duration*. Este é o caso onde há o objetivo de minimização do custo da dívida e no qual o governo não poderia fazê-lo se não demonstrasse ao mercado seu comprometimento com o processo de reforma fiscal via encurtamento da dívida.

## II.4 Risco de rolagem

Ao usar a composição da dívida para diluir os riscos de rolagem, deve-se notar a separação entre os conceitos de *duration* e maturidade. Enquanto nos casos anteriores os efeitos obtidos pela emissão de títulos longos com curto *duration* e de títulos curtos eram similares, a minimização do risco de rolagem diz respeito à frequência com que a autoridade deve se refinar com os investidores. Sob tais condições, a emissão daqueles dois tipos de ativos traria efeitos completamente diversos, com relação ao risco de refinanciamento. Enquanto o governo necessitaria refinar sua dívida frequentemente por meio de títulos curtos, a emissão de títulos longos, porém com curto *duration*, geraria uma exposição muito menor aos humores do mercado no momento de refinar o governo.

O ponto aqui levantado, como exposto em Alesina, Pratti e Tabellini (1990), por exemplo, são os benefícios de um perfil de vencimentos menos concentrado, no que tange ao risco de refinanciamento por parte do governo. Tal objetivo sugere então o alongamento da dívida como veículo para a diminuição da frequência com que o governo se refina no mercado e da concentração de pagamentos de encargos.

## II.5 Liquidez

Conforme apontam alguns autores, outra função exercida pela autoridade fiscal ao determinar a estrutura da dívida pública é a de completar e aperfeiçoar mercados, provendo mecanismos de partilha de risco entre os agentes da economia, mediante diferentes categorias de dívida emitidas pelo governo. (Fischer, 1983; Gale, 1990; Shiller, 1993)

Medidas para aumentar a liquidez dos ativos públicos têm motivações similares: aperfeiçoar a negociação nos mercados de títulos públicos. Ao concentrar emissões e vencimentos e reduzir a quantidade de categorias, a autoridade incrementa o volume de negociação dos ativos em questão, diminuindo as imperfeições decorrentes de mercados pouco líquidos e favorecendo um apreçamento mais fundamentado por parte dos agentes envolvidos no mercado. Deve-se perceber o *trade-off* entre tal objetivo e as demais metas expostas anteriormente.

## II.6 Risco de reindexação da economia

A resenha não estaria completa sem alguns comentários sobre algumas considerações de cautela com relação à adoção de títulos indexados emitidas por alguns pesquisadores. O argumento aponta os riscos na adoção de títulos indexados, que diminuiria os incentivos para o combate à inflação. Esta visão não é partilhada pela maioria dos trabalhos da literatura de gestão de dívida. Isto é devido, em parte, aos incentivos no sentido oposto providos pela indexação da dívida e pelo fato de que em países com reputação antiinflacionária consolidada os perigos da indexação dos títulos públicos parecem ser bem menores.<sup>5</sup>

## III Análise do caso brasileiro

As correlações e desvios padrões abaixo foram calculadas para adequar as observações acima ao caso brasileiro. As correlações são obtidas a partir das covariâncias estimadas dos resíduos de um VAR (Vector Auto-Regression) envolvendo a taxa de inflação (IGPM), as despesas reais do Tesouro Nacional, excluindo-se os encargos de dívida (G), o câmbio real efetivo (RER) e uma *proxy* para o produto - o Índice de Produção Física (da indústria) dessazonalizado, calculado pelo IBGE (IPF). Esta medida de dependência entre as variáveis é preferível em relação à correlação simples, pois quantifica melhor as inovações não esperadas por parte dos agentes envolvidos, expurgando os efeitos atribuídos às realizações passadas das variáveis em questão, e que podem ser antevistos pelos agentes econômicos. Com exceção do subperíodo 1999:01 a 1999:09, onde se usou apenas uma defasagem, foram utilizadas duas defasagens na estimação.

**Tabela 1**  
**Volatilidade e Composição da Dívida Pública**

	Desvio Padrão				Desvio Padrão e Composição da Dívida
	1990:01 a 1994:06	1995:06 a 1998:12	1999:01 a 1999:09		
IGPM	15,79	0,69	1,21	↑ ⇒	Dívida Indexada
RER	0,17	0,03	0,1	↑ ⇒	Dívida em Moeda Nacional

5 “[F]oregoing indexation is to some extent a substitute for developing a reputation for pursuing anti-inflationary policies. Nations with strong anti-inflationary reputations can more easily afford indexation policies than nations without such reputations.” (Fischer e Summers, 1989, p. 382)

**Tabela 2**  
**Correlações e Composição da Dívida**

Correlações	G			IPF		
	1990:01 a 1994:06	1995:06 a 1998:12	1999:01 a 1999:09	1990:01 a 1994:06	1995:06 a 1998:12	1999:01 a 1999:09
IGPM	0,02	0,07	0,43	0,68	0,10	-0,62
RER	0,07	0,08	-0,28	-0,28	-0,10	0,32

Composição	G		IPF	
IGPM	+ ⇒	Dívida Nominal	+ ⇒	Dívida Indexada
	- ⇒	Dívida Indexada	⇒	Dívida Nominal
RER	+ ⇒	Dívida em Moeda Nacional	+ ⇒	Dívida em Moeda Estrangeira
	- ⇒	Dívida em Moeda Estrangeira	⇒	Dívida em Moeda Nacional

Uma avaliação preliminar do caso brasileiro sugere que os *trade-offs* entre as diversas dimensões da composição ótima da dívida descritos na seção anterior estão presentes, mas que a relativa importância de cada efeito depende do horizonte pensado para a otimização da dívida. Para o longo prazo, os motivos de minimização de volatilidade são essenciais. A Tabela 1 mostra que a volatilidade da inflação está diminuindo ao longo do tempo - de um desvio padrão de 15,79 antes do Plano Real, para 1,22 em 1999 - enquanto a volatilidade do câmbio real está aumentando após a mudança para o regime de câmbio flutuante - ela aumenta do período de *crawling peg* (95-98), 0,03, para 0,10 em 1999. Isto sugere uma composição crescente de títulos pré-fixados, longos, em moeda nacional. Reforçando o mesmo ponto, a Tabela 2 mostra que a correlação entre gastos e inflação é positiva e crescente ao longo do tempo - de 2% no período pré-Plano Real para 7% e 43% no período 95-98 e 1999, respectivamente, sugerindo que a implementação de uma composição da dívida cujo valor real flutuasse com a inflação poderia diminuir a volatilidade do déficit nominal. Novamente, uma maior proporção de títulos pré-fixados, longos em moeda nacional aumentaria a elasticidade da dívida em relação à inflação. O mesmo é sugerido pela queda sistemática da correlação da inflação com o índice de produção física e pela correlação dos gastos com o câmbio real até 1998. A única exceção é a correlação negativa entre câmbio real e gastos, em 1999, que, no caso de verificar-se como tendência, sugeriria um aumento da dívida indexada ao dólar.

No entanto, como foi visto nesta nota, há outras considerações a serem levadas em conta. Em especial, num período de transição para a estabilidade econômica, quando há incerteza quanto ao sucesso e implementação das reformas, as considerações de credibilidade e sinalização são relevantes. Na medida em que o governo está determinado a estabilizar, uma falta de credibilidade perfeita do mercado indicaria uma assimetria de informação que, segundo a literatura nesta área, deveria ser combatida com a emissão de títulos de curto prazo e indexação. Desta forma, o governo conseguiria se comprometer com uma inflação mais baixa,

dado o pouco incentivo que teria em “inflacionar a dívida” A falta de credibilidade (ou comprometimento) se refletiria em taxas de juros reais requeridas muito altas em títulos longos e pré-fixados, em relação aos títulos curtos e indexados. O argumento de sinalização leva à mesma conclusão. Um governo poderia sinalizar seu comprometimento com a estabilização tendo uma composição da dívida que aposte na queda das taxas de juros. No caso do Brasil, a necessidade de usar a composição da dívida como comprometimento está inversamente relacionada à credibilidade do modelo de *inflation targeting*, dado que o sucesso deste modelo dispensa o uso da composição da dívida para comprometer-se com uma inflação mais baixa.

Raciocínio semelhante ocorre em relação à emissão de títulos indexados a uma moeda estrangeira. Na transição para a estabilidade ocorrem dúvidas quanto à estabilidade do câmbio nominal, pois uma trajetória com uma espiral depreciação-inflação ainda não está descartada. A determinação do governo em estabilizar a economia pode ser demonstrada com uma emissão maior de títulos cambiais, sinalizando uma expectativa de apreciação cambial. No Brasil, supondo-se que haja subvalorização do câmbio real e expectativa de uma apreciação real, esta política teria maiores chances de ser bem-sucedida do que, por exemplo, a emissão de títulos indexados à inflação ou aos juros nominais. Uma apreciação real requer uma inflação maior que a depreciação nominal, fato que encarece a dívida indexada em real em relação à dívida cambial. Isto vale também para a dívida indexada aos juros nominais e a de curta duração, dado que os juros nominais tendem a aumentar com a inflação esperada. No limite, a manutenção da inflação nas fronteiras das metas inflacionárias requer uma apreciação nominal, fato que, se ocorrer, levaria a um ganho de capital para o governo. Portanto, é equivalente acreditar nas metas inflacionárias e no benefício da emissão de títulos cambiais, sob o pressuposto de que o câmbio real está efetivamente subvalorizado.

#### IV Conclusão

Esta nota ressaltou várias considerações teóricas relevantes para a escolha da composição ótima da dívida pública. Pode-se resumir esta nota enfatizando dois *trade-offs*. O primeiro *trade-off* considera a importância relativa dos argumentos de credibilidade e sinalização em relação ao objetivo de minimizar a volatilidade no orçamento total do governo. Por um lado, a minimização da volatilidade do orçamento sugere que governos deveriam compor a dívida com títulos longos e nominais quanto menor for a volatilidade da inflação e maior for a correlação da inflação com outros gastos do governo (ou menor com relação ao PIB). Analogamente, governos deveriam evitar títulos cambiais quanto maiores forem as flutuações do câmbio real e quanto maior for a correlação do câmbio real com os outros gastos do governo (ou menor com relação ao PIB).

Por outro lado, governos que necessitam aumentar a credibilidade da sua política monetária deveriam aumentar a parcela indexada da sua dívida, com a finalidade de reduzir as dúvidas quanto ao uso oportunista da inflação. No limite, uma dívida completamente indexada não traria nenhum benefício ao governo de gerar mais inflação, e maximizaria a credibilidade do governo. Esta indexação da dívida poderia ser atrelada a qualquer índice de preços, à taxa de juros nominais ou mesmo ao câmbio, desde que estas variáveis efetivamente acompanhassem a taxa de inflação relevante. Nesta linha de argumentação, o encurtamento da maturidade média da dívida tem o mesmo efeito sobre a credibilidade, pois o conceito relevante aqui é o de “*duration*” da dívida. Na ausência de credibilidade o governo deveria emitir dívida curta e indexada ao dólar para evitar o pagamento de juros nominais excessivos com títulos longos em moeda nacional.

O segundo *trade-off* considera a concentração ótima de vencimentos da dívida pública. Por um lado, a necessidade de aumentar a liquidez da dívida pública requer concentrar a dívida em poucos títulos com mesmo vencimento. Por outro lado, o risco de rolagem diminui quanto menor for a proporção da dívida rolada a cada período.

Para o caso do Brasil, não há dúvidas de que, no longo prazo, as considerações de liquidez e minimização da volatilidade sugeririam alongar a dívida em títulos pré-fixados em moeda nacional e concentrar vencimentos. No entanto, as considerações de credibilidade, sinalização e risco de rolagem tornam-se mais relevantes nesta transição para uma economia mais estável e, portanto, sugerem uma transição lenta para uma dívida mais longa e cuidados na concentração de vencimentos.

## Referências bibliográficas

- Agell, J., Persson, M. & Friedman, B. *Does debt management matter?* Oxford: Oxford U. Press, 1991.
- Alesina, A., Pratti, A. & Tabellini, G. Public confidence and debt management: a model and a case study of Italy. In: Dornbusch, R. & Draghi, M. (orgs.), *Public debt management: theory and history*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- Barro, R. Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, v. 82, n. 6, p.1095-1117, 1974.
- Barro, R. On the determination of the public debt. *Journal of Political Economy*, v. 87, p. 940-971, 1979.

- Barro, R. Optimal debt management. *NBER Working Paper* n. 5327, 1995.
- Barro, R. Optimal management of indexed and nominal debt. *NBER Working Paper* n. 6197. 1997.
- Barro, R. Notes on optimal debt management. *Journal of Applied Economics*, v. 2, n. 2. 1999.
- Bohn, H. Why do we have nominal debt? *Journal of Monetary Economics*, v. 29, p. 273-292, 1988.
- Bohn, H. A positive theory of foreign currency debt. *Journal of International Economics*, 90, p. 273-92, 1990.
- Bohn, H. Tax smoothing with financial instruments. *American Economic Review*, v. 80, n. 5, p. 1217-30, 1990.
- Boudoukh, J. & Whitelaw, R. Liquidity as a choice variable: a lesson from the Japanese government bond market. *Review of Financial Studies*, v. 6, p. 265-292, 1993.
- Calvo, G. Servicing the public debt: the role of expectations. *American Economic Review*, v. 78, p. 647-61, 1988.
- Calvo, G. e Guidotti, P. Indexation and maturity of government bonds: an explanatory model. In: Dornbusch, R. e Draghi, M. (orgs.), *Public debt management: theory and history*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- Campbell, J. Some lessons from the yield curve. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, p. 129-152, 1995.
- Campbell, J. e Shiller, R. A scorecard for indexed government debt. *NBER Working Paper* n. 5587, 1996.
- De Cecco, M., Pecchi, L. e Piga, G. *Managing the public debt: index-linked bonds in theory and practice*. New York: Edward Elgar, 1997.
- Dornbusch, R. e Draghi, M. *Public debt management: theory and history*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- Fischer, S. Welfare aspects of government issue of indexed bonds. In: Dornbusch, R. e Simonsen, M. H. (orgs.), *Inflation, debt and indexation*. Cambridge: MIT Press, 1983.
- Fischer, S. e Summers, L. Should governments learn how to live with inflation? *American Eco-*

- conomic Review Papers and Proceedings*, v. 79, p. 382-387, 1989.
- Gale, D. The efficient design of public debt. In: Dornbusch, R. e Draghi, M. (orgs.), *Public debt management: theory and history*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- Giavazzi, F. e Pagano, M. Confidence crises and public debt management. In: Dornbusch, R. e Draghi, M. (orgs.), *Public debt management: theory and history*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- Goldfajn, I. On public debt indexation and denomination. *Working Paper: Brandeis University*, 1996.
- Goldfajn, I. Public debt indexation and denomination: the case of Brazil. *International Journal of Finance and Economics*, v. 5, n. 2, p. 43-57, 2000.
- Levhari, D. e Liviatan, N. Government intermediation in the indexed bond market. *American Economic Review*, v. 66, n. 2, p. 186-92, 1976.
- Missale, A. e Blanchard, O. The debt burden and the debt maturity. *American Economic Review*, v. 84, n. 1, 1994.
- Missale, A., Giavazzi, F. e Benigno, P. Managing the public debt in fiscal stabilizations: theory and practice. 1997. (fotocópia)
- Pierotti, P. *Choques de orçamento e manejo ótimo da dívida pública brasileira*. Dissertação de Mestrado, Departamento de Economia, PUC-Rio, 1998.
- Shiller, R. *Macro markets: creating institutions for managing society's largest economic risks*. Oxford: Clarendon Press, 1993.
- Stiglitz, J. On the relevance or irrelevance of public financial policy: indexation, price rigidities and optimal monetary policies. In: Dornbusch, R. e Simonsen, M. H. (orgs.), *Inflation, debt and indexation*. Cambridge: MIT Press, 1983.



# How much to trim? A methodology for calculating Core Inflation, with an application for Brazil

Paulo Picchetti<sup>§</sup>  
Celso Toledo<sup>¶</sup>

## RESUMO

O conceito de núcleo da inflação tem ocupado um papel central nas discussões envolvendo políticas macroeconômicas. Apesar disso, nenhuma medida consensual deste conceito existe até agora. Neste artigo, propomos a aplicação da metodologia estatística baseada em médias aparadas, onde o tamanho da apara é baseado em uma referência proporcionada por modelos de componentes estocásticos comuns, os quais acreditamos captar a essência do conceito de núcleo da inflação. Estas medidas são aplicadas ao IPC-FIPE e ao IPCA-IBGE, dois dos principais índices de preços ao consumidor no Brasil, e comentamos os resultados.

**Palavras-chave:** Núcleo da inflação, médias aparadas

## ABSTRACT

The concept of core inflation has been central to the discussions concerning macroeconomic policy management. In spite of this fact, no single measure of this concept has achieved consensus so far. Here, we propose the application of a statistical methodology based on trimmed means, where the amount of trim is based on a benchmark provided by a common stochastic components model, which we believe captures the essence of the core inflation concept. We apply this measure to the IPC-FIPE and IPCA-IBGE, two of the leading consumer price indexes in Brazil, and comment on the results.

**Key words:** core inflation, trimmed means.

**JEL classification:** C22, E31.

---

\* This work benefited from suggestions made by two anonymous referees, and from participants in seminars at Universidade de São Paulo, Banco Central do Brasil, Universidade de Brasília, and the Fifth LACEA meeting.

§ Universidade de São Paulo - Department of Economics, pichetti@usp.br

¶ MB Associados and Doctoral Program in Economics - USP.

Recebido em maio de 2000. Aprovado em agosto de 2000.

## 1 Introduction

It has been pointed out that there is a discrepancy among the concept of “inflation”, which should represent a “sustained increase in the general price level”,<sup>1</sup> and the regular aggregate price level measures, which are designed to measure the costs of a particular basket of goods and services at a particular point in time. In a recent paper, Delfim Netto provides a concise definition of the relevance of the core inflation concept: “... *it should be relatively stable and able to distinguish among the perturbations produced by transitory effects upon prices (crop failures, energy price shocks, tax raises, public and customs’ tariffs) from the ones resulting from structural pressures related to supply and demand, which can be influenced by monetary policy. The former are transitory, and occur only once. They represent relative price movements which raise (or lower) the general price level, but do not produce an inflationary process. The former are cumulative and their persistence raises some prices initially, create a “expectation” of inflation followed by a spillover to other prices, and finally initiate demands for nominal wages corrections.*”<sup>2</sup> In another recent paper, which provides an excellent survey for the main conceptual issues related to the measurement of core inflation, Wynne states that “*The notion of core inflation has played an important role in the deliberations of monetary policymakers for the past, twenty-five years. However, despite the central role of this concept, there is still no consensus on how best to go about measuring core inflation.*”<sup>3</sup>

The main motivation behind our paper is to propose a methodology for determining the value of the key parameters in one of the well established measures of core inflation.

The justification behind yet another methodology is that it is based on the combination of the idea of trimmed means, which has appealing theoretical justifications, with one concept based on solid statistical concepts, which appears to capture the very nature of the problem at hand: to isolate transient shocks to the prices of particular items entering the general price level computation from factors related to the real fundamentals leading to systematic movements of the general price level. The basic idea of this concept is to extract a common stochastic component from the variations found among the major components of a certain general price index. This is achieved by applying the Kalman Filter in conjunction with maximum-likelihood estimation of a state-space model, in the spirit of Stock and Watson (1991). Although we provide a particular application to two particular consumer price indexes calculated in Brazil, as

---

1 Quah and Vahey (1995, p. 1130).

2 Delfim Netto (1999, p. 374), our translation.

3 Wynne (1999, p. 2).

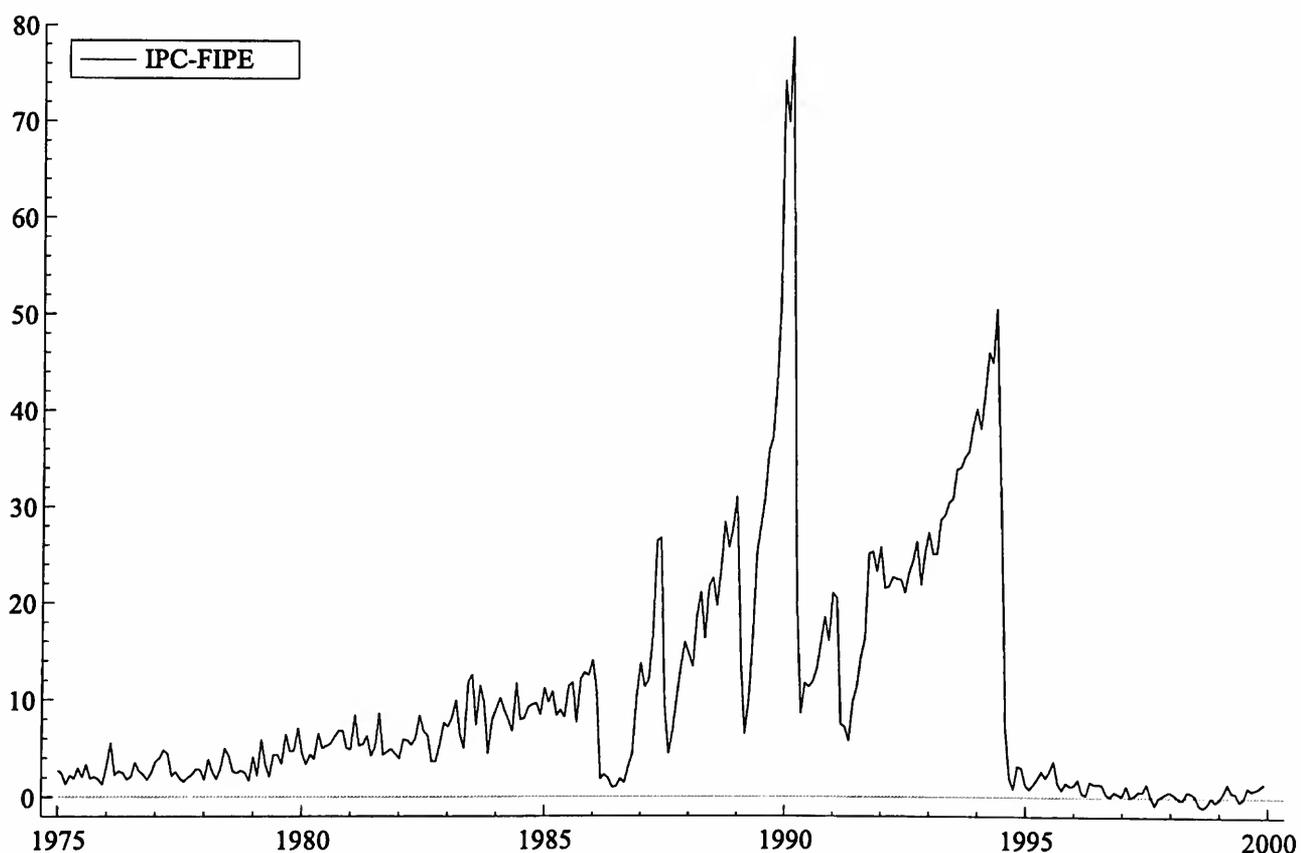
made explicit in the next section, the methodology can in principle be applied to any price index for which there is access to its major components.

## 2 The data

### 2.1 IPC-FIPE

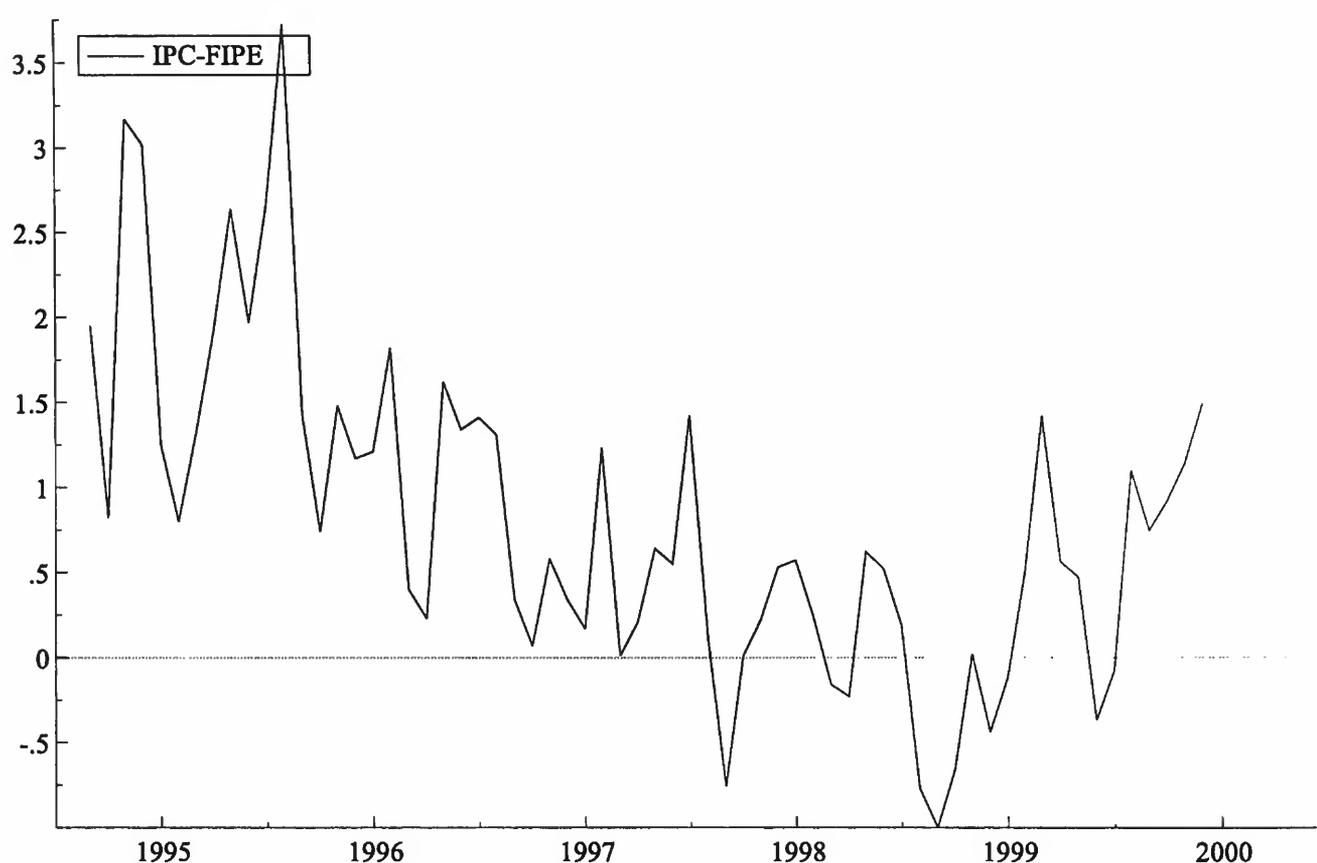
Here we use one of the leading consumer price indices in Brazil, the IPC-FIPE (which stands for índice de preços ao consumidor da Fundação de Instituto de Pesquisas Econômicas). This corresponds to a measure of prices relevant for the modal class of consumers in the City of Sao Paulo. If we take the whole time-series values available, we will face the problem of modelling a series subject to a number of structural breaks and different regimes, corresponding to a series of near hyperinflation periods followed by “heterodox” stabilization plans (which included price freezes and other measures designed to affect prices directly). It is difficult even to visualize the series, because of the large values resulting for the index if we take the whole period. If we look at the rates of variation instead, for the period between January 1975 and December 1999, we can still see the significant structural breaks in the series:

Figure 1



Since our main concern here is to provide a reliable measure of core inflation which can be used for future policy purposes, we restrict our sample to June 1994 to December 1999. This corresponds to the period following the last, and still most successful stabilization plan in the Brazilian economy, the “Real Plan”. Figure 2 below makes it clear the claims of success for this stabilization plan, if measured by reduction of inflation to low levels, especially when compared to the previous periods:

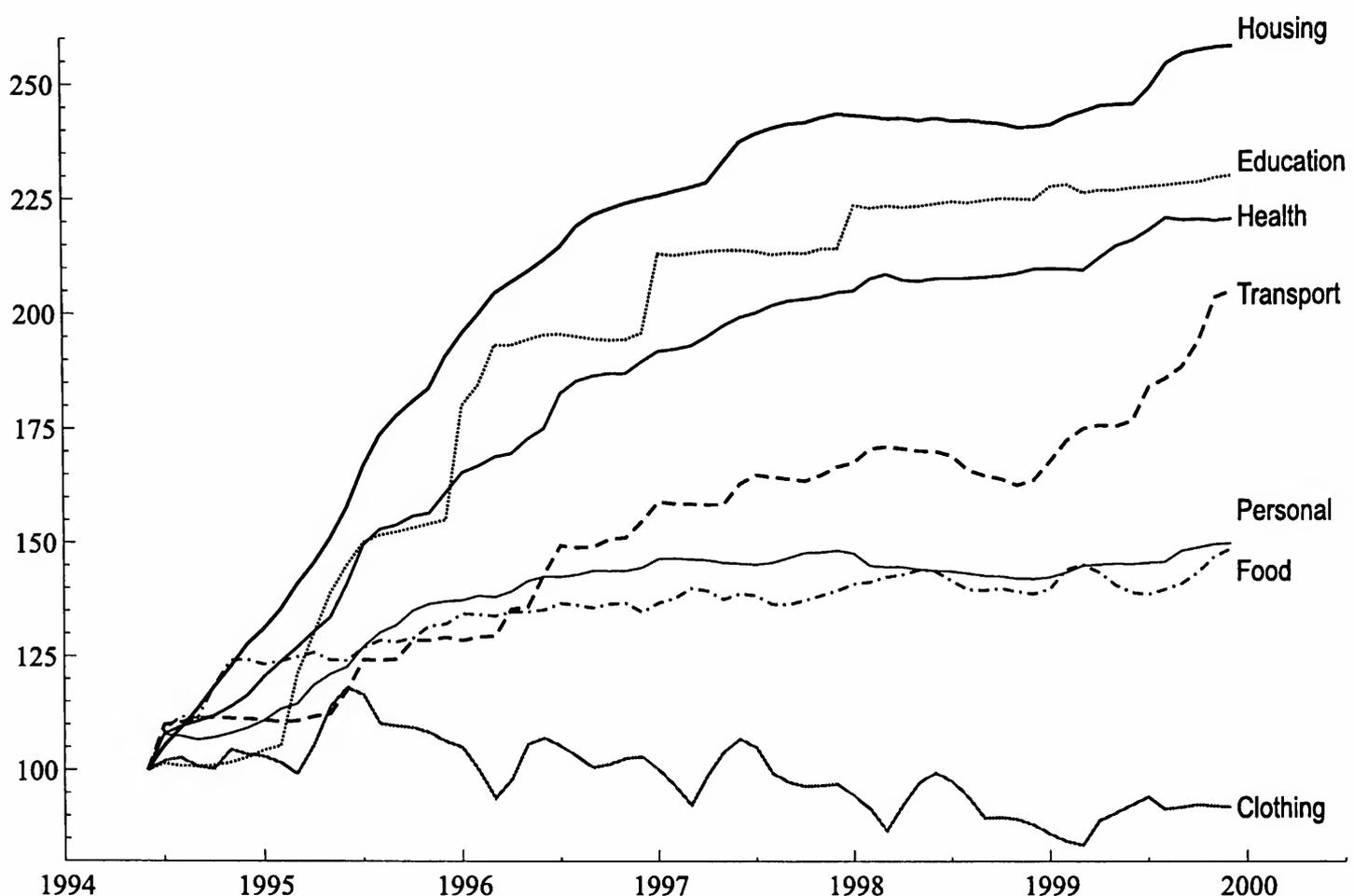
**Figure 2**



As can be seen in the above figure, the behavior of the series in this particular time span seems to reflect a consistent combination of economic policy designed to tame inflation to reasonable levels (with negative rates of variation during some periods).

For the purpose of our core inflation measurement methodology below, we will analyse the behavior of the seven major components of IPC-FIPE: Food, Housing, Transportation, Personal Expenses, Clothing, Health and Education. All of the data used here, along with explanations regarding methodology in the index construction, as well as updates, can be retrieved in the site [www.fipe.com](http://www.fipe.com). Figure 3 below depicts the behavior of the seven indices for the major components:

Figure 3

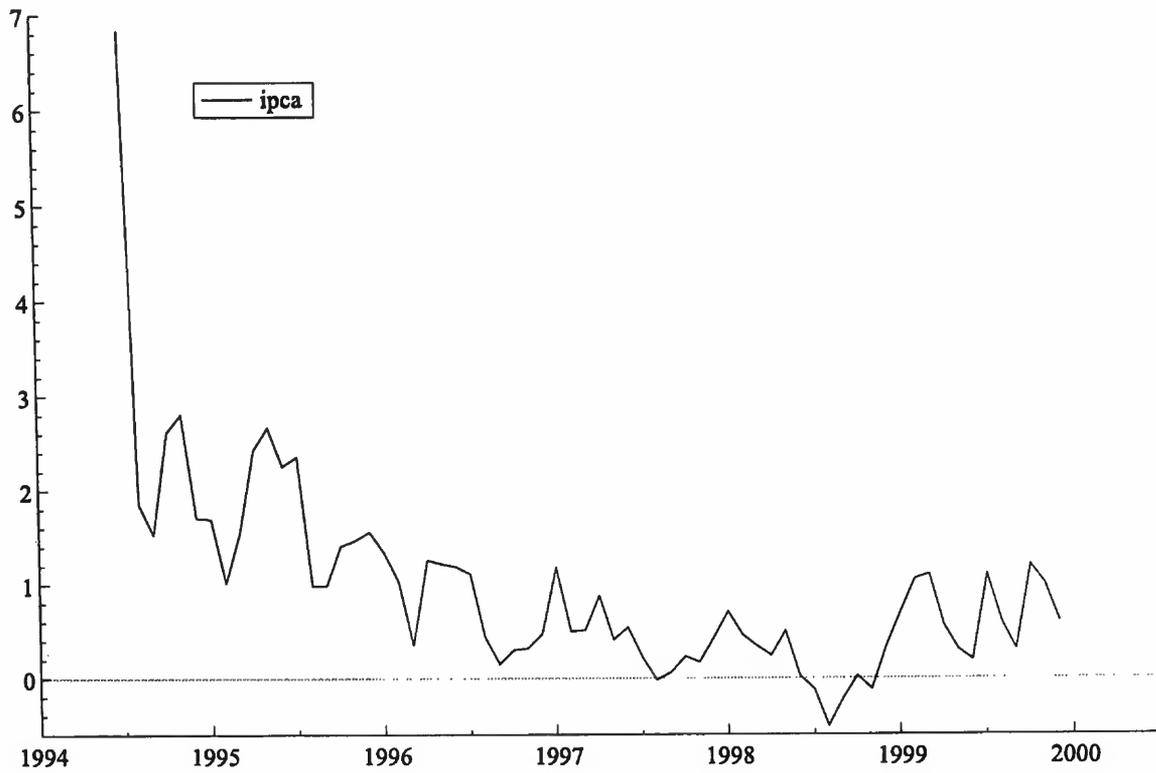


The behavior of the series shows a considerable variance during this period. It is interesting to note at this time that some of the series are clearly non-stationary, whereas others are not. One of the main statistical advantages in using the Kalman Filter for extracting a common stochastic component of these series, as done below, is that there is no need to relate this long-term concept to the usual idea of equilibrium contained cointegration relations, which would be troublesome in this case. One striking feature from Figure 3 is the presence of administered prices, such as the ones in the health group, which evolve in a pattern which would not conform to our interpretation of prices formed freely in markets, subject to supply shocks. This interesting point was made by one of the referees, and subsequent versions of our study will aim to deal with this fact directly.

## 2.2 IPCA-IBGE

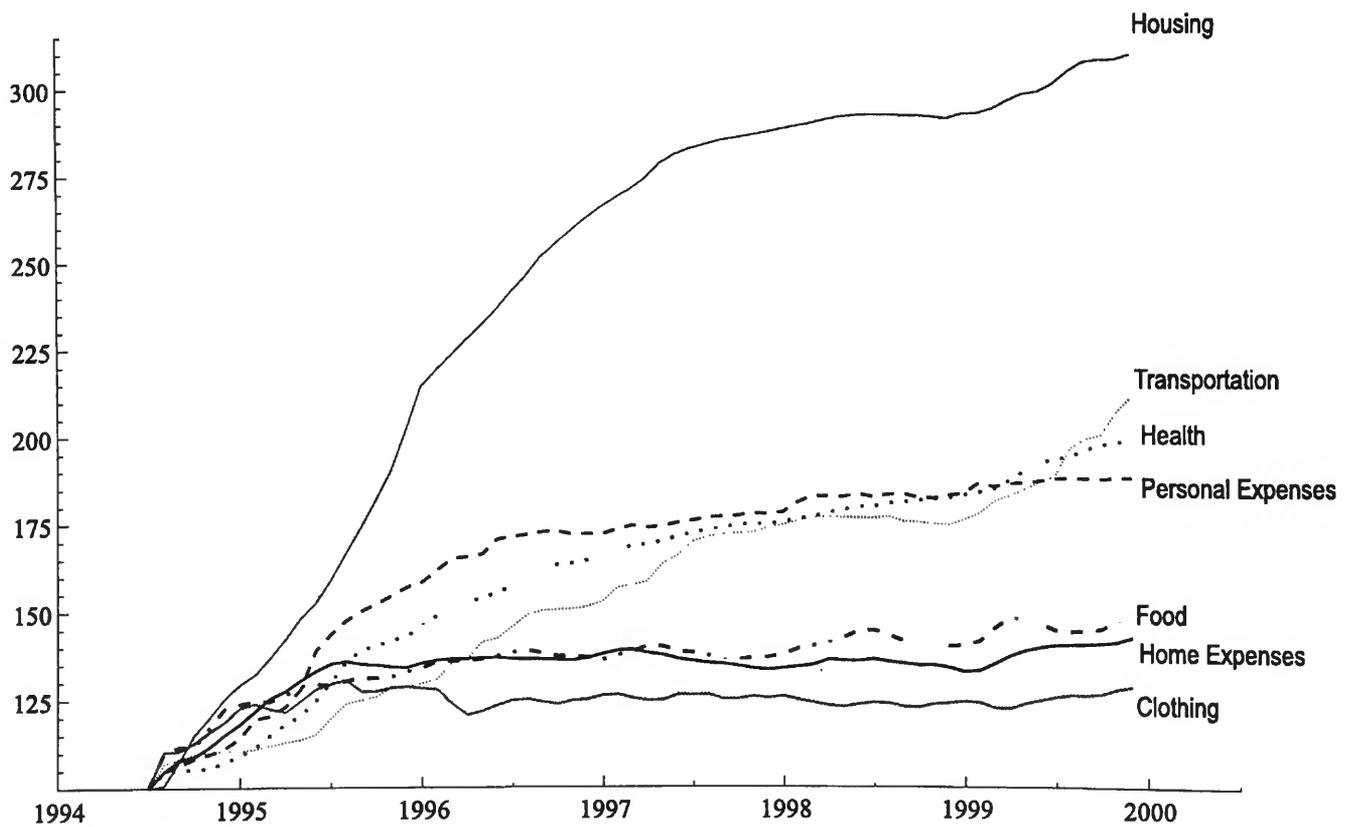
This index is calculated monthly by IBGE, and contrary to the IPC-FIPE it has a nationwide coverage. Figure 4 below depicts the behavior of the variation for the IPCA between July 1994 and December 1999:

**Figure 4**



The IPCA is also decomposed into seven components. Figure 5 below depicts the behavior of the indices for each component across the sample period:

**Figure 5**



The same point on the usefulness of the Kalman Filter methodology which was made for the IPC-FIPE is clearly also relevant here.

### 3 The common stochastic component model

Here we address the question of defining a measure of core inflation, which can be thought in intuitive terms as a measure of the permanent and fundamental shocks to the general price level, as stated in Section 1. We propose to do so by estimating a dynamic factor model in first differences of the seven components of the IPC-FIPE and the IPCA-IBGE explained in the last section, following Stock and Watson's (1991) methodology for constructing a Coincident Indicator for the US economy. The model is based on the relationship between each series and a common component:

$$\Delta Y_{it} = D_i + \gamma_i \Delta C_t + e_{it}; \quad i = 1, \dots, 7 \quad (1)$$

The index  $t$  points to each period in the sample, whereas the index  $i$  here selects each of the seven components of the IPC-FIPE index, whose differences are represented as  $\Delta Y$ . The common (unobserved) component of each of these series is represented in first difference by  $\Delta C$ , and is related to each of the four series via a specific weight given by  $\gamma_i$ , which will be estimated here along with the other parameters. In addition, the behavior of each of the seven series is determined by an individual component given by  $D_i + e_{it}$ , more of which below. Equation (1) will be directly interpreted as the transition equation in the state-space formulation of the model. The stochastic terms of the individual components may be formulated so as to incorporate a dynamic effect from shocks as:

$$e_{it} = \theta_{i1} e_{i,t-1} + \theta_{i2} e_{i,t-2} + \dots + \theta_{iq} e_{i,t-q} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

where  $\varepsilon_{it} \sim NID(0, \sigma_i^2)$ ;  $i = 1, \dots, 7$ . The Transition Equation for the state-space formulation can be represented as

$$\Delta C_t - \delta = \phi_1 (\Delta C_{t-1} - \delta) + \phi_2 (\Delta C_{t-2} - \delta) + \dots + \phi_p (\Delta C_{t-p} - \delta) + u_t \quad (3)$$

where  $u_t \sim NID(0, \sigma_u^2)$ .

In order for the parameters of (1)-(3) to be estimated, we set the Transition Equation as an Markovian process, so that we can apply the Kalman Filter in conjunction with maximum likelihood to account for the unobserved components. In selecting a particular specification, we followed the Schwarz Information Criterion, which penalizes the likelihood for the inclusion of unnecessary parameters. The final specification chose  $p = q = 1$  for the eighth equations, written in deviations from means. Therefore, in matrix form we can represent the Measurement Equation as

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \vdots \\ \Delta y_{7t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_2 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots \\ \gamma_7 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ e_{1t} \\ \vdots \\ e_{7t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

or simply  $\Delta y_t = H\alpha_t$ . The Transition Equation as

$$\begin{bmatrix} \Delta c_t \\ e_{1t} \\ e_{2t} \\ \vdots \\ e_{7t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \theta_{11} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \theta_{12} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & \theta_{71} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_{t-1} \\ e_{1,t-1} \\ e_{2,t-1} \\ \vdots \\ e_{7,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{7t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

or simply  $\alpha_t = T\alpha_{t-1} + v_t$ . For a good explanation on the estimation of the parameters in general state-space model formulation, the reader is referred to Harvey (1989).

#### 4 Estimation results

The output from the maximum-likelihood estimation of the parameters from the space-state model of the previous sections is:

Parameter	IPC-FIPE		IPCA-IBGE	
	Value	Standard Error	Value	Standard Error
$\phi_1$	0.67029	0.12422	0.83806	0.10157
$\theta_{11}$	0.42415	0.12143	0.66726	0.11218
$\theta_{12}$	0.92367	0.0568	0.98192	0.021215
$\theta_{13}$	0.30173	0.13009	0.77832	0.094201
$\theta_{14}$	0.19920	0.14048	0.59396	0.12850
$\theta_{15}$	0.34483	0.11444	0.30598	0.13374
$\theta_{16}$	0.45208	0.23447	0.58844	0.15415
$\theta_{17}$	0.19754	0.12702	0.18957	0.16250
$\sigma_1$	2.0383	0.35932	1.1314	0.21475
$\sigma_2$	0.29162	0.085554	0.28950	0.11370
$\sigma_3$	2.4543	0.44073	0.32263	0.058594
$\sigma_4$	0.77663	0.14521	1.4988	0.28106
$\sigma_5$	9.5961	1.6722	1.1725	0.21209
$\sigma_6$	0.12212	0.083883	0.13859	0.031883
$\sigma_7$	7.2860	1.2755	0.81310	0.16246
$\gamma_1$	0.59318	0.18331	0.88540	0.16050
$\gamma_2$	0.22571	0.11072	-0.79482	0.11761
$\gamma_3$	0.97828	0.21344	0.33335	0.086939
$\gamma_4$	0.74069	0.11878	0.92290	0.18626
$\gamma_5$	0.33819	0.37489	0.48274	0.13269
$\gamma_6$	1.1761	0.11647	0.58050	0.071694
$\gamma_7$	0.74438	0.32317	0.74326	0.11948
Log-Likelihood:	-402.21		-190.49	

What can be seen in the above table is the overall statistical significance of the parameters. Even though this is not a standard estimation result, it is still obtained through maximum-likelihood, meaning that the asymptotic properties of the estimator are all here. The interpretation of these results is best seen through the graphical analysis of the calculated series for the unobserved common stochastic component  $c_t$  for the two indices. Figure 6 compares the general index for the IPC-FIPE with the calculated  $c_t$ , which we will name, as in Bryan and Cecchetti (1995), the dynamic factor index (DFI):

**Figure 6**

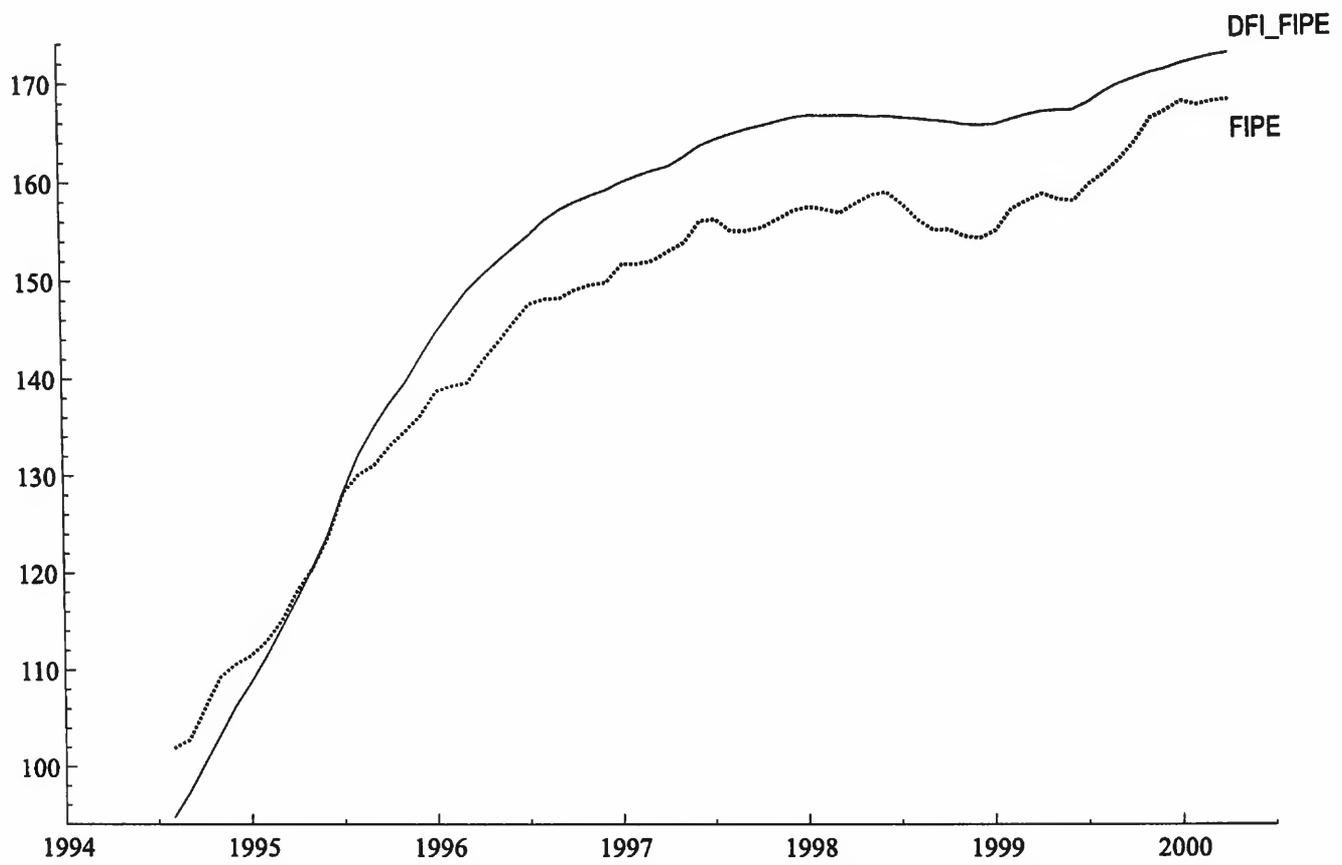
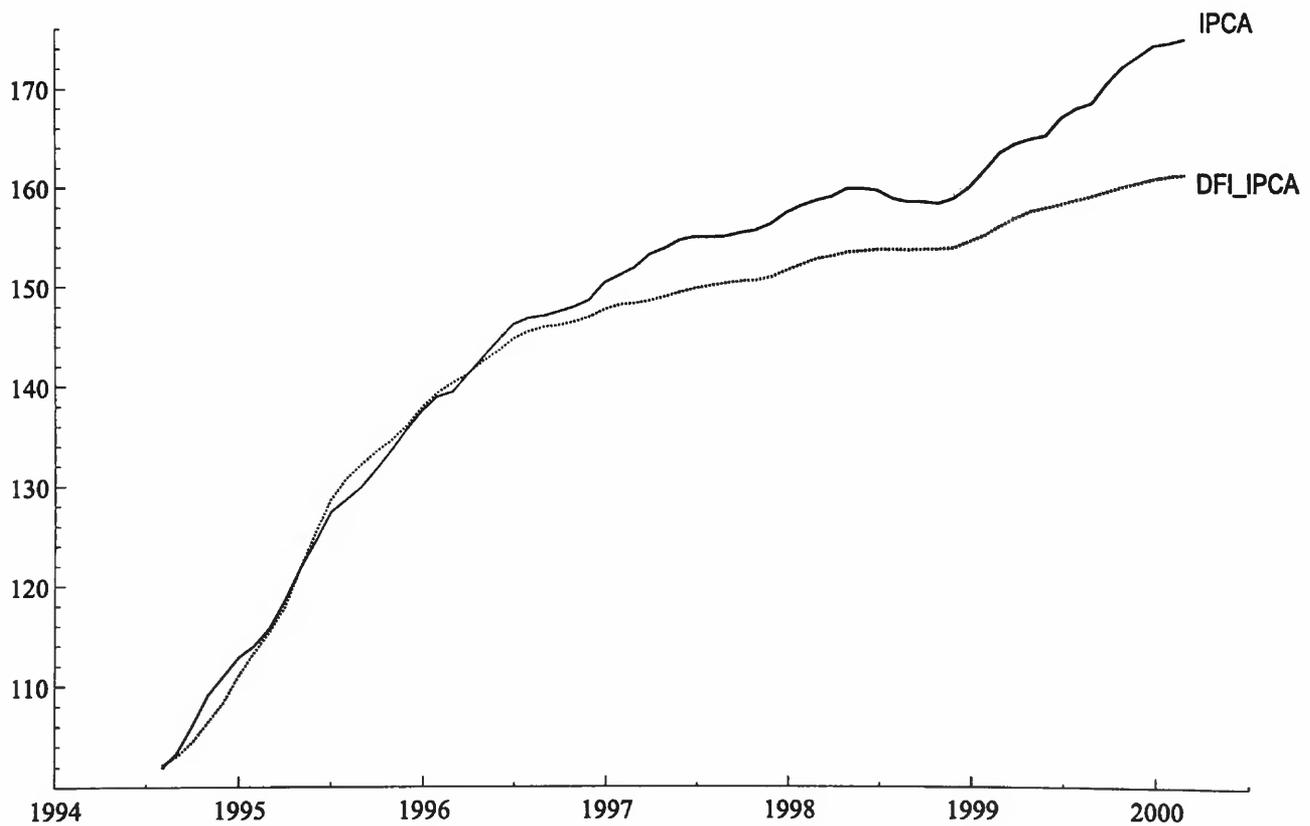


Figure 7 below compares the same two series, this time for the IPCA-IBGE:

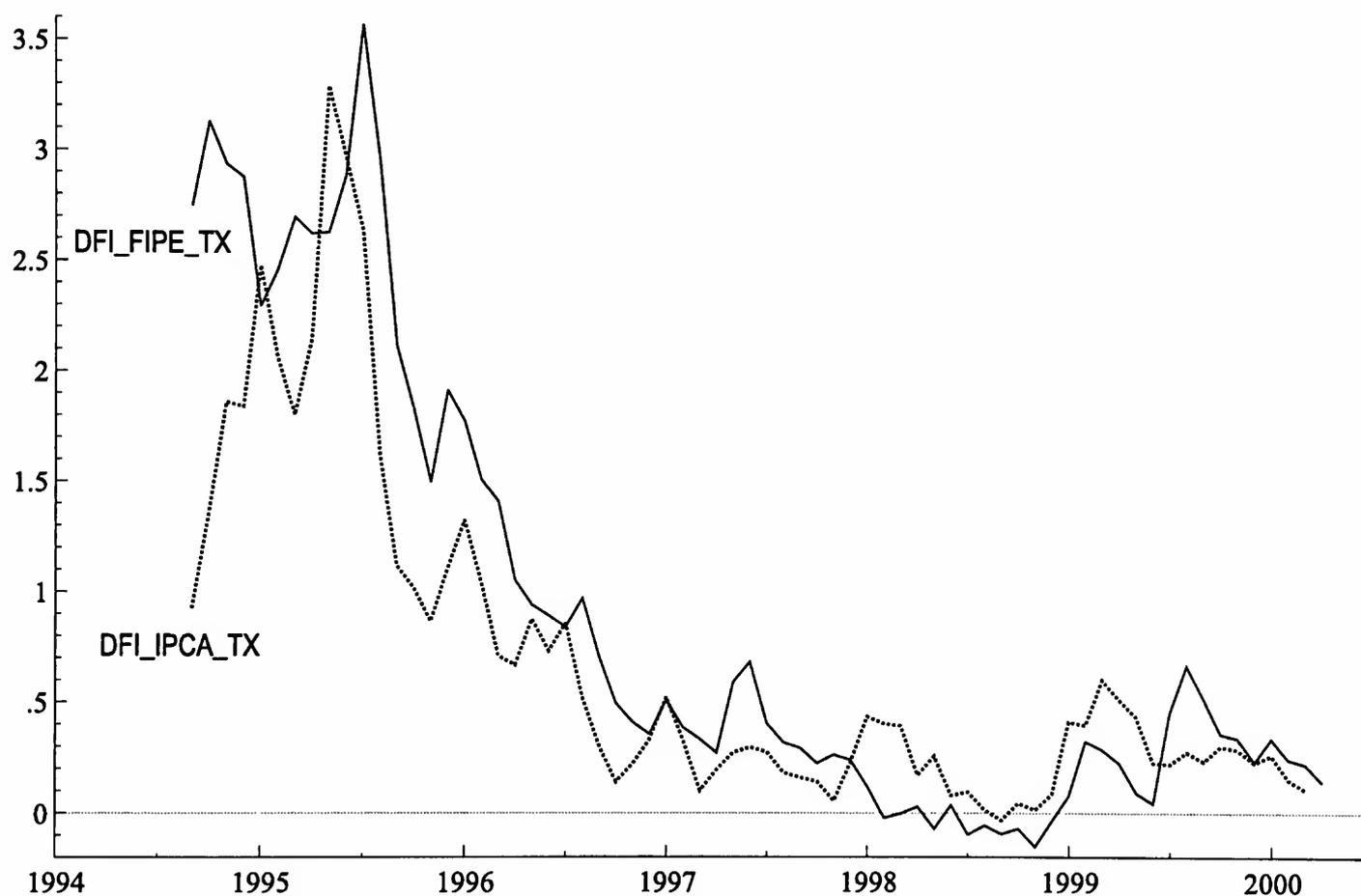
**Figure 7**



One important aspect in Figures 6 and 7 is that, whereas the dfi measures are above the respective indices for the period between mid 1995 and mid 1999, both of them fall below the indices after 1999. This indicates that both indices would be subject to largely transitory shocks beginning in the second semester of 1999, and as so trying to extrapolate a tendency after these indices would over-estimate the longer run “core” tendency of inflation, contrary to what would happen if one used the dfi measures instead. The behavior of both indices in the first months of 2000 seems to clearly indicate that the dfis would forecast the core trend of inflation substantially better.

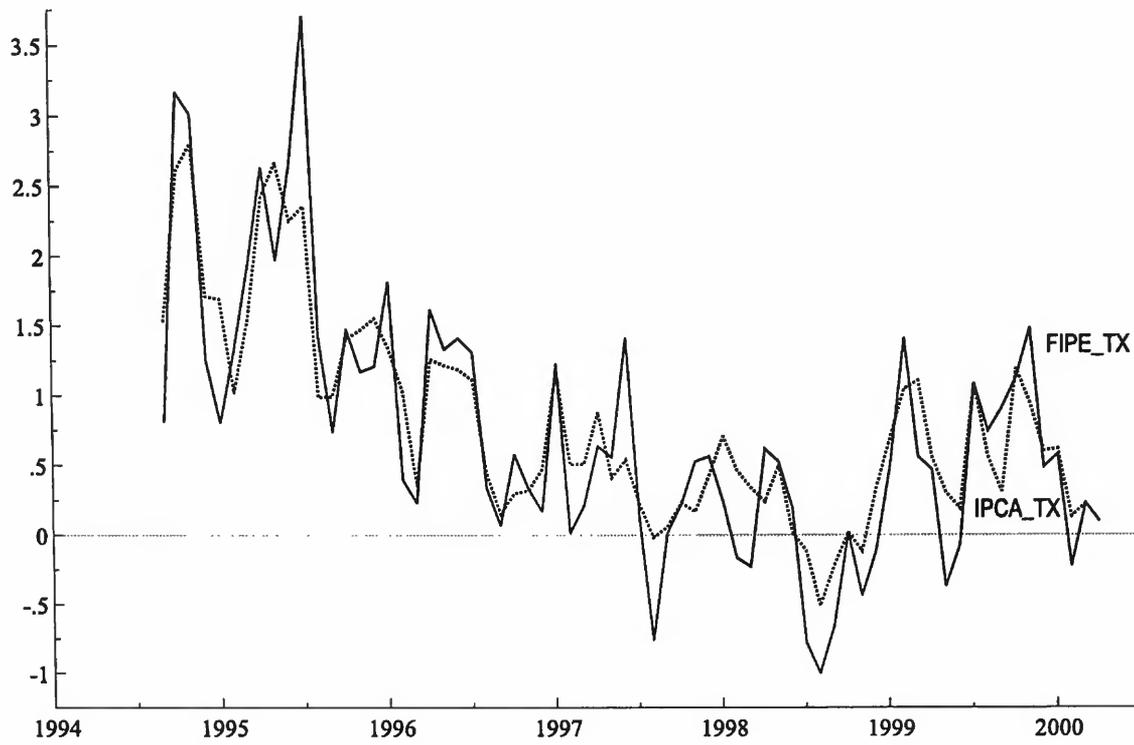
It is very interesting to compare the calculated rates of variations from the DFIs for the two indices:

**Figure 8**



and then compare the rates for the two actual indices:

**Figure 9**



Although the series of variations for the two indices are obviously highly correlated, this is even more so for the two calculated dfis. Figure 10 depicts the cross-correlograms between both rates and DFIs for the two indices:

**Figure 10**

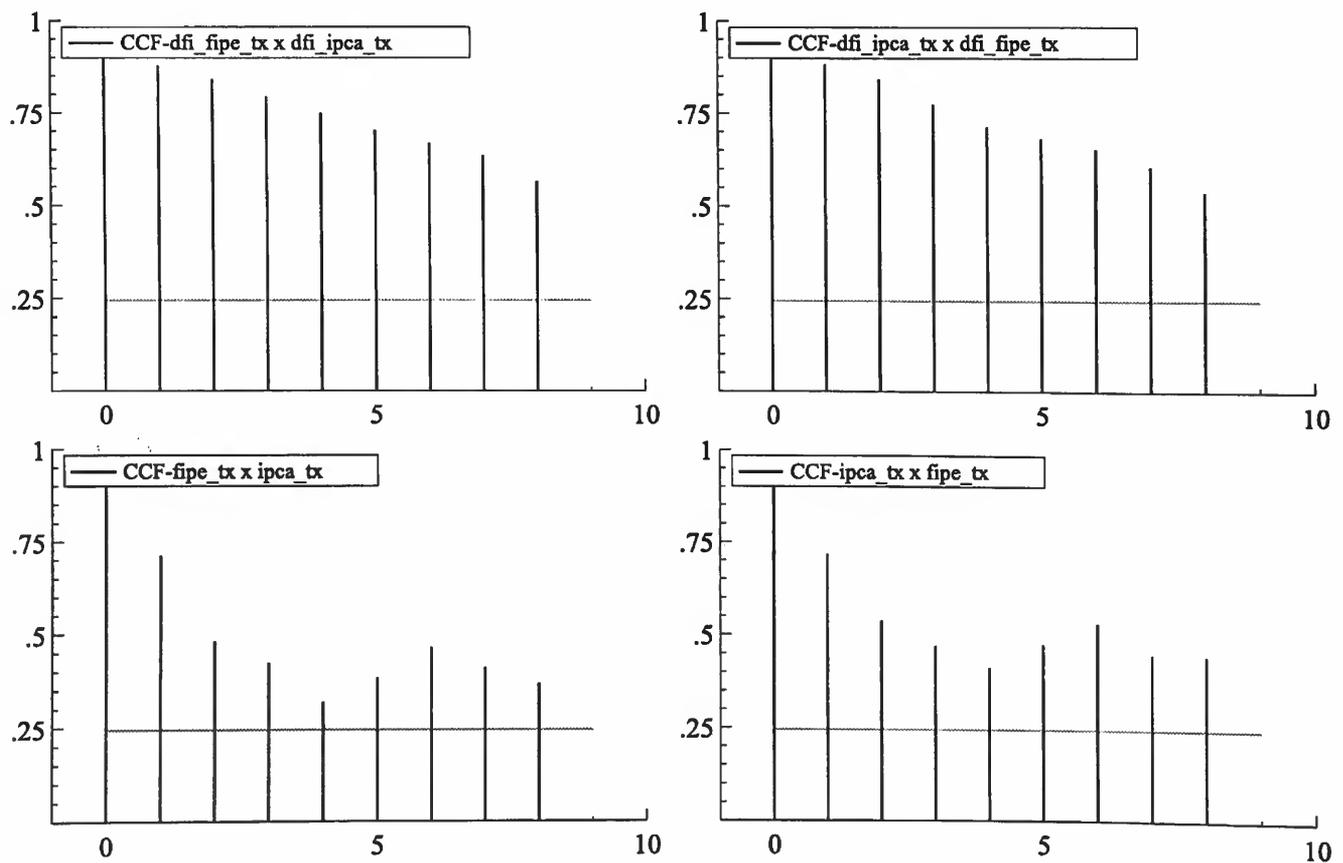
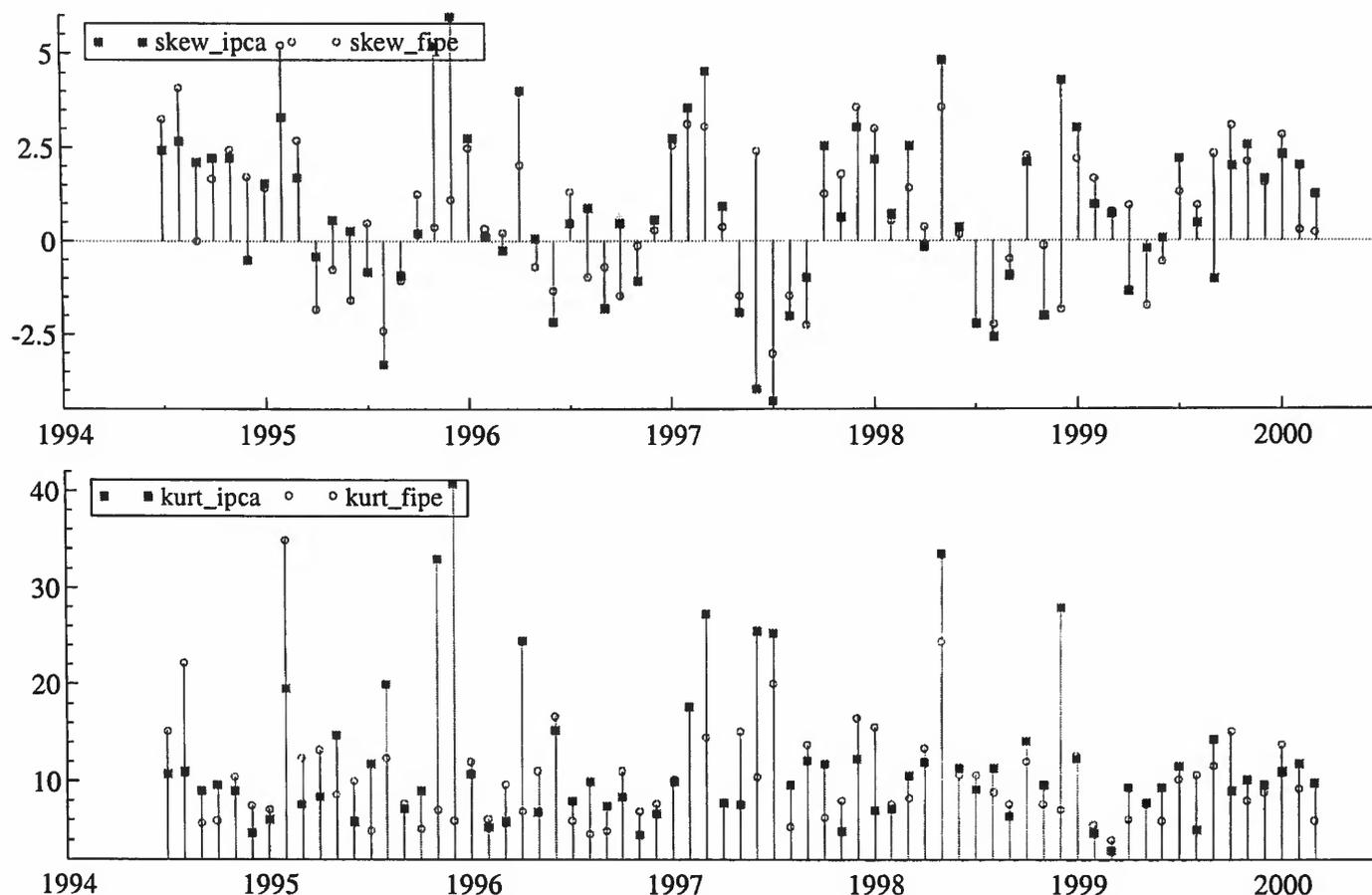


Figure 10 conveys the idea that the DFIs are doing a good job in capturing the fundamental factors behind the sustained price movements. Their cross-correlograms show a more definite pattern compared to the cross-correlograms of the rates of variations for the two indices, which are subject to specific price-shocks.

## 5 Theoretical justifications for trimmed means

Ball and Mankiw (1995) state conditions under which relative-price changes constitute supply shocks, which can alter general price indices momentarily, but not permanently, if there is no monetary accommodation. The main argument is based on a context where firms are subject to, say, shocks in their costs, but differ in their ability or willingness to adjust their own prices accordingly. The first category of price-setters adjust their prices instantly and continually in response to shocks in their own production costs. The second category of firms incur a cost for adjusting their own prices (menu-costs argument), and therefore do not change their own prices as often as the firms form the first category. This produces a smoother time path for the prices of this category of firms, reflecting their long-run expectations, which are based on zero-mean supply shocks on relative-prices, which are not accommodated by monetary policy, and therefore do not produce a long-run tendency for the general price level. The first category of firms, on the other hand, can be accounted for introducing the kind of noise in the time path of general price levels, which is exactly what the concept of core inflation intends to avoid. In this context, if the distribution of relative-price shocks is positively skewed, then more firms will be raising their prices than lowering them. However, the firms facing the menu costs and forming expectations about the future in a rational way will not choose to raise their prices. What this means is that the right tail of the distribution will be comprised mainly of the price raises of the first category of firms, which do not care about the long-run tendencies, given their ability to quickly and costlessly correct for mistakes in their pricing policies. Therefore, the highest raises in the cross-section of prices in each period represent, in this context, the transitory noise which we seek to eliminate. Bryan and Cecchetti (1994) relate this theoretical argument directly to the use of the statistical measure of core inflation based on trimmed means. Following the above argument, the core component of inflation would be given by the interior portion of the cross-section distributions of the price index, which would reflect primarily the price adjustments relative to the demand (monetary) shocks related to the effective long-run trend of inflation. Figure 11 below depicts the dynamic behavior of the cross-section skewness and kurtosis measures for both the IPCA-IBGE and the IPC-FIPE during our sample period:

Figure 11



The three striking factors are:

- 1 In general, the measures of symmetry and skewness for the two indices are highly correlated over time;
2. The distributions for the cross-section variations are highly leptocurtic;
3. The distributions for the cross-section variations are also generally positively-skewed.

The highly leptocurtic pattern can be taken as evidence in support of the theoretical considerations above. At the limit, price adjustments relative to demand/monetary shocks would converge to a spike for those who did not suffer supply shocks large enough to pay the adjustment costs of changing their prices accordingly. A simple regression provides some evidence on the relation between skewness and variations the IPCA:

$$IPCA_t = 0.8522 IPCA_{t-1} + 0.06705 IPCA\_SKEW_t + seasonal$$

(0.06446)                      (0.02728)

$$R^2 = 0.912246.$$

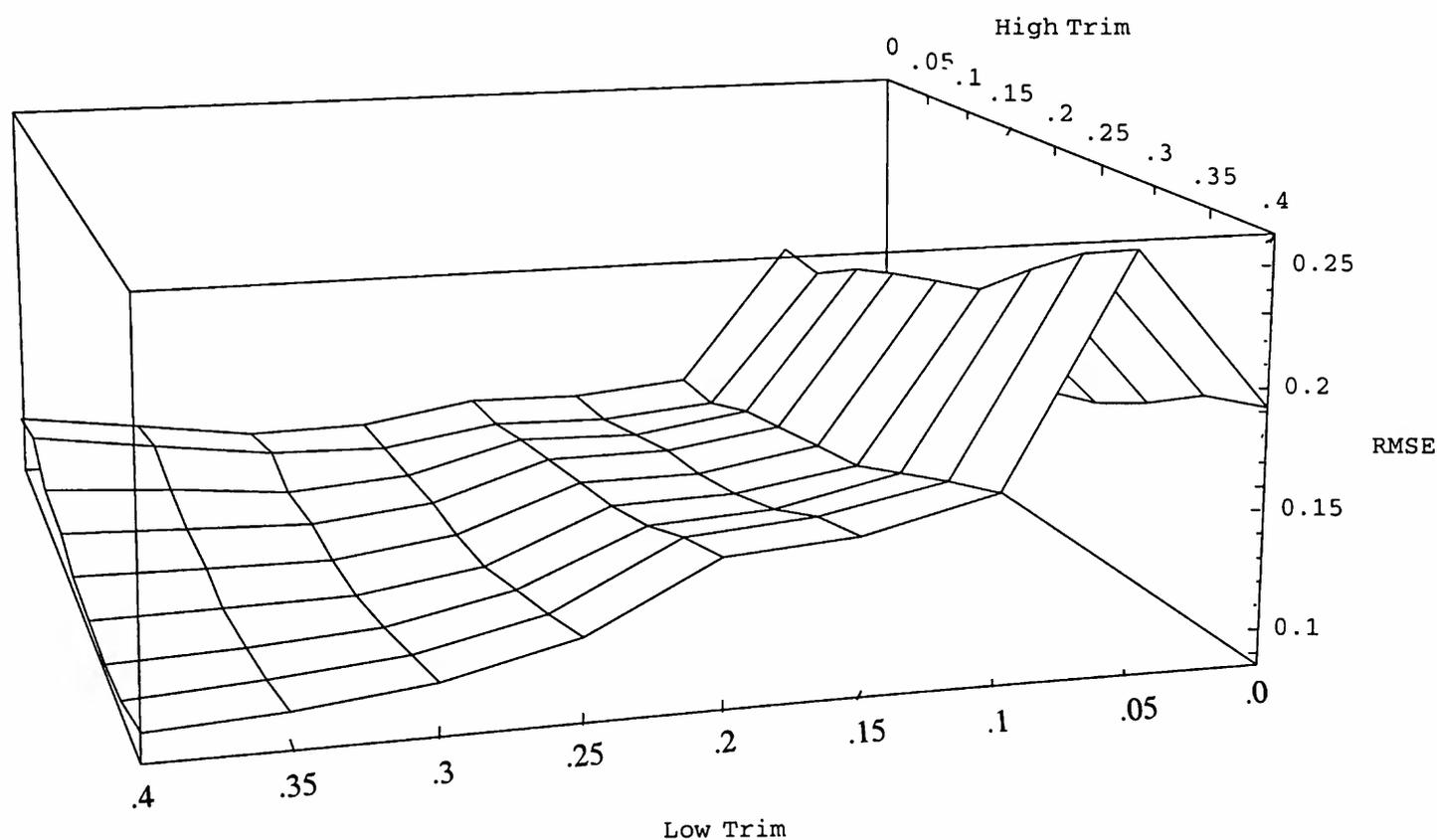
## 6 Trimmed means calculations

The results for the third and fourth moments of the cross-sections for the IPCA-IBGE seen in last section provide a justification for the use of what Bryan and Cecchetti (1994) name as “limited influence” estimators for the core inflation concept. The two limited influence estimators are the trimmed mean, and the weighted median. We will not review these concepts here, preferring to refer the interested reader to the excellent survey by Laflèche (1999). Even though the trimmed mean concept is supported on theoretical and statistical grounds, there is no clear consensus on the amount of the trim. Our approach here is to consider several different combinations of trims in the lower and higher ends of the cross-sectional distributions for the disaggregated items of the IPCA-IBGE and the IPC-FIPE, and then compare the performance of these combinations in terms of root-mean squared error (RMSE) with respect to the respective calculated DFIs.

### 6.1 IPCA-IBGE

Figure 12 compares the behavior of the choices of trims in terms of RMSE to the IPCA-IBGE calculated DFI:

Figure 12

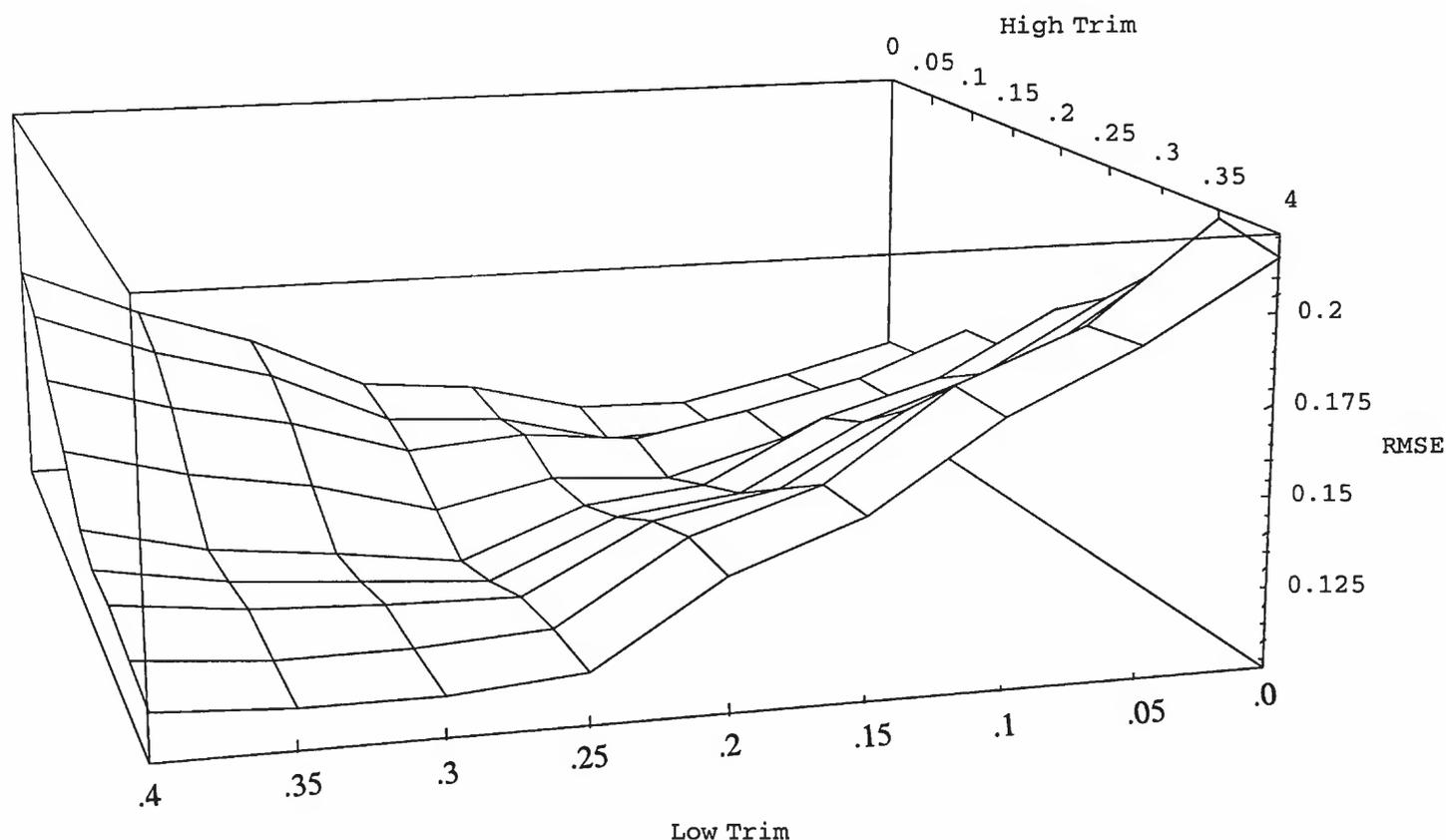


The optimal combination is 30% for the inferior trim, and 40% for the superior trim, which produces a RMSE of 0.720338. The RMSE for the weighted median, the limiting case in this trimming strategy, is 0.76282. Examining Figure 12 we can see that the RMSE is very sensitive to the choices of trims.

## 6.2 IPC-FIPE

Figure 13 compares the behavior of the choices of trims in terms of RMSE to the IPC-FIPE calculated DFI:

**Figure 13**



The optimal combination is 20% for the inferior trim, and 25% for the superior trim, which produces a RMSE of 0.8527. The RMSE for the weighted median is 1.0470. It is interesting to see that apparently, for the IPC-FIPE, the choices of trims produce reasonably stable values for the RMSE, as long as the trims are roughly symmetrical.

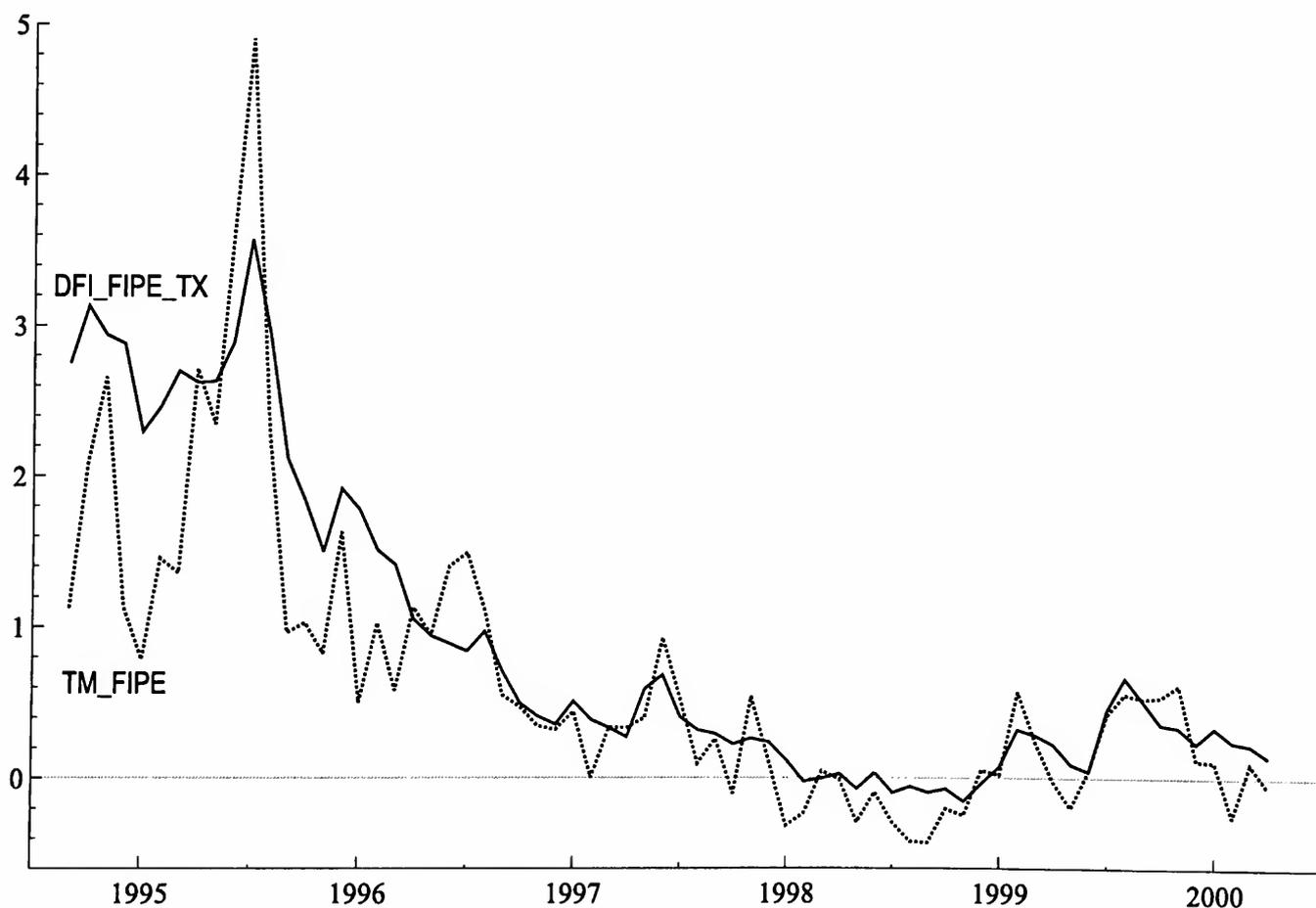
Both in the IPC-FIPE and the IPCA-IBCE cases, the choice of the optimal trims is also sensitive to the sample period used in the RMSE calculation. The first observations of our sample, as can be seen from Figures 2 and 4, are considerably higher in value than the rest of the sample, and also produce a high influence on the choice of the optimal trims. Conducting the

same RMSE exercise above, but discarding these observations, produce different values for the optimal trims, which indicates that the optimal trims do not seem to be stable over time.

## 7 Interpretation of results and conclusions

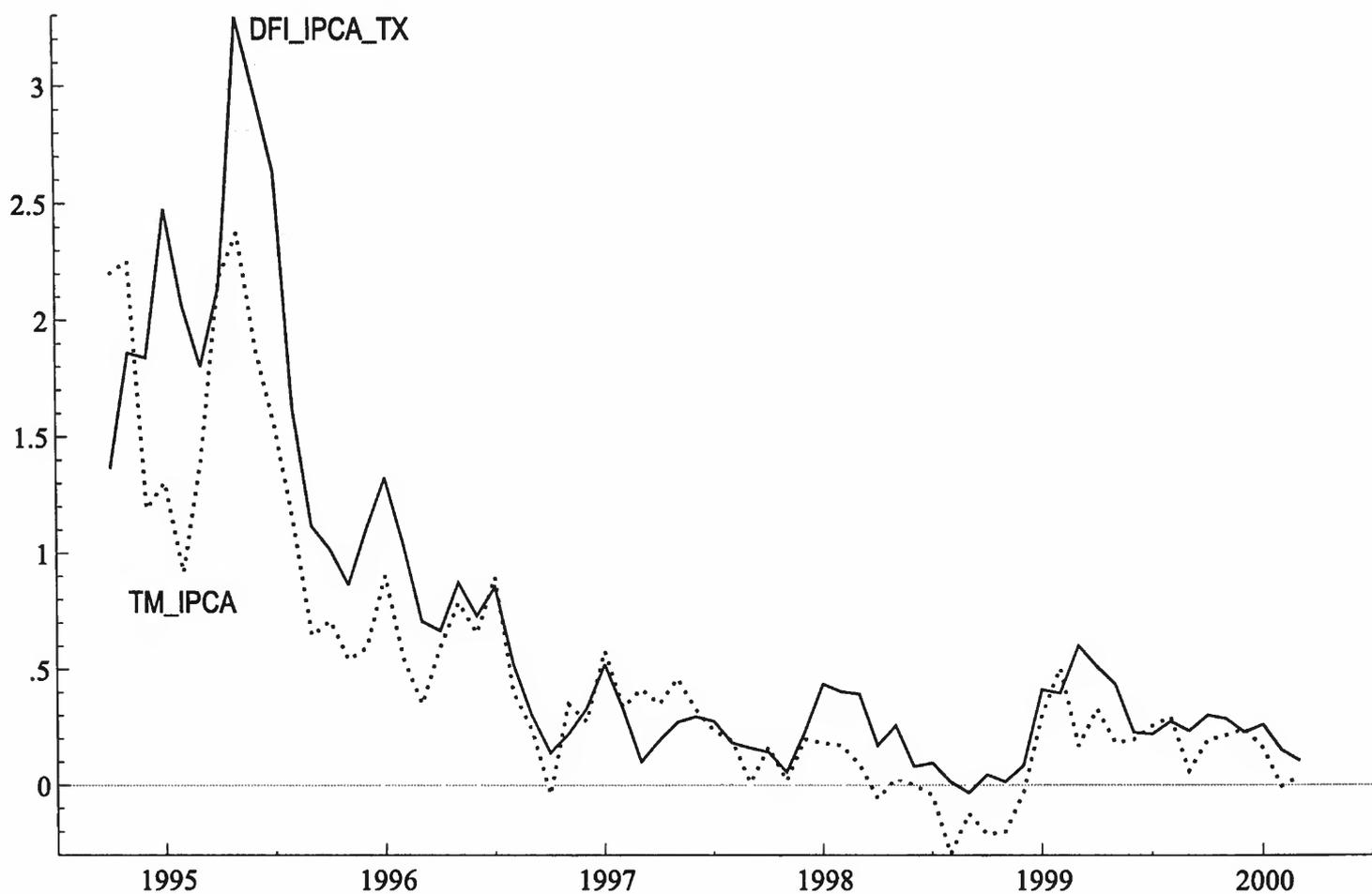
“Limited-influence” estimators of core inflation provide an appealing methodology for the estimation of the component of the price-level indices which can be related to demand shocks, and therefore the long-run tendency which we label inflation. However, there is no direct way to determine the optimal amount of trimming for this estimators. Our approach uses as a benchmark the dfi calculated by the state-space formulation to select the low and high trims that best approximate this measure. The advantages of this benchmark rest on solid statistical formulations. The disadvantages are the high computational costs, and the fact that the results are sensible to the chosen sample. Neither of these problems are present in the trimmed means estimators, which makes both approaches complementary in an interesting way. How well the “optimal trimmed means” estimators replicate the results from the DFIs? Figure 14 compares the estimated rates of variations for the IPC-FIPE:

Figure 14



The DFI measure is apparently much more stable than its counterpart trimmed mean. Figure 15 presents the same comparison, this time for the IPCA-113CE:

**Figure 15**



In general, the same comments hold. However, there is one important difference, which merits further research. The biggest discrepancy seems to occur around mid-1995 in both cases. But, whereas the DFI is inferior to the trimmed mean in this period for the IPC-FIPE, the opposite holds for the IPCA-IBGE. This should reflect a fundamental difference in the nature of the two indices, in terms of geographic and basket of goods/services coverage, which accounted for a very different reaction for the events in this period.

The advantages of taking the DFI as a benchmark rest on solid statistical formulations. The disadvantages are the high computational costs, and the fact that the results are sensible to the chosen sample. Neither of these problems are present in the trimmed means estimators, which makes both approaches complementary in an interesting way. The results of the Granger tests in the appendix seem to indicate that the DFI measures would indeed capture the long-run trend of the price level, given its dynamic relation to the rate of money growth. The “optimal” trimmed means for both indices apparently capture the same effect, although not as strongly as the re-

spective DFIs. The fact that both the IPCA and the IPC-FIPE fail to depict this dynamic relation would indicate the presence of strong supply shocks introducing “noise” to the long-run monetary relation between the M2 and prices. However, this conclusion would be hasty at this point, given that during most of our sample period (between mid-1994 and early-1998) Brazil adopted a fixed-exchange rate regime. Moreover, as mentioned above, our sample period is also characterized by changes in optimal demand for money in Brazil, given the adaptation to the successful stabilization plan for inflation. Both of these factors severely weaken the relation between monetary policy and prices. Therefore, the results of the Granger tests should not be necessarily taken as evidence, at this point, for favoring one measure of core inflation over another. However, as new observations under the present flexible exchange-rate regime become available, we believe that the methodology proposed here provides a fruitful research path. Also, future research will contemplate the issues of dealing with the presence of administered prices, as suggested by one of the referees, and also with the apparent non-stability of the optimal trims through time.

## References

- Ball, L. and Mankiw, G. Relative-price changes as aggregate supply shocks. *Quarterly Journal of Economics*, 110, p. 161-93, 1992.
- Bakhshi, H. and Yates, T. To trim or not to trim? An application of a trimmed mean inflation estimator to the United Kingdom. *Bank of England working paper series*, ISSN number 1368-5562, 1999.
- Bryan, M. and Cecchetti, S. G. Measuring core inflation. In: Mankiw, N. G. (ed.), *Monetary policy*. Chicago: The University of Chicago Press, 1994, p. 195-215.
- Clements, K. and Izan, H. Y. The measurement of inflation: a stochastic approach. *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, p. 339-350, 1981.
- Delfim Netto, A. Sobre as metas inflacionárias. *Economia Aplicada*, v. 3, n. 3, p. 357-382, jul./set. 1999.
- Harvey, A. C. *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- Lafèche, T. Statistical measures of the trend of inflation. *Bank of Canada Research Department Working Paper*, 1999.

- Quah, D. and Shaun, P. V. Measuring core inflation. *Economic Journal*, 105, p. 1130-1144, 1995.
- Selvanathan, E. A. and Prasada Rao, D. S. *Index numbers: a stochastic approach*. Michigan: University of Michigan Press, 1994.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. A probability model of the coincident economic indicators. In: Lahiri, K. and Moore, G. H. (eds.), *Leading economic indicators: new approaches and forecasting records*. Cambridge: Cambridge University Press, 1991, p. 63-90.
- Taillon, J. *Review of the literature on core inflation*. Ottawa: Statistics Canada, 1997.
- Wynne, M. A. Core inflation: a review of some conceptual issues. Federal Reserve Bank of Dallas: Research Department, 1999, *mimeo*.

### Appendix Granger Causality Tests

Lags	M2 to IPCA			IPCA to M2		
	F-Statistic	P-value	SIC	F-Statistic	P-value	SIC
1	0.14403	0.70564	1.242596	3.47464	0,06721	5.076723
2	0.04672	0.95439	1.351771	4.50607	0.01525*	5.061836
3	0.24546	0.86420	1.449654	3.02107	0.03750*	5.205144
4	0.33695	0.85179	1.592621	3.14695	0.02181*	5.150119
5	0.95497	0.45468	1.481736	2.30543	0.05991	5.228990
6	1.45084	0.21684	1.486753	2.37288	0.04466*	5.162994

Lags	M2 to DFI_IPCA			DFI_IPCA to M2		
	F-Statistic	P-value	SIC	F-Statistic	P-value	SIC
1	5.45956	0.02276*	0.393132	2.45252	0.12251	5.153056
2	3.55782	0.03488*	0.440634	1.77097	0.17925	5.183504
3	2.26999	0.09055	0.514383	1.19222	0.32125	5.320900
4	4.67965	0.0066*	0.537285	1.00267	0.41464	5.439464
5	6.11681	0.00018**	0.200942	2.26299	0.06265	5.333864
6	6.13365	8.8E-05* *	0.285632	1.76612	0.12729	5.478616

Lags	M2 to T_MEAN_IPCA			T_MEAN_IPCA to M2		
	F-Statistic	P-Value	SIC	F-Statistic	P-Value	SIC
1	2.14933	0.14777	0.694504	1.48826	0.22718	5.149408
2	0.34807	0.70751	0.396816	1.14766	0.32448	5.177447
3	0.55841	0.64473	0.506713	1.68010	0.18189	5.271936
-4	1.72123	0.15935	0.412644	1.45943	0.22794	5.367810
5	2.66589	0.03292*	0.239631	2.15089	0.07490	5.286241
6	2.13229	0.06749	0.371667	2.03742	0.07964	5.379122

\*Rejection of  $H_0$  at 5%

\*\*Rejection of  $H_0$  at 1%

SIC: Schwarz Information Criteria

Lags	M2 to FIPE			FIPE to M2		
	F-Statistic	P-value	SIC	F-Statistic	P-value	SIC
1	0.02601	0.87242	3.415656	3.58818	0.06301	5.041232
2	0.12173	0.88562	2.926832	3.49461	0.03702	5.062506
3	0.97590	0.41095	3.039602	2.38375	0.07936	5.160032
4	0.76633	0.55211	3.106514	2.25537	0.07593	5.290720
5	0.68084	0.64011	3.261051	1.85359	0.12026	5.273480
6	0.73751	0.62214	3.271975	2.65462	0.02729	5.395725

Lags	M2 to DFI_FIPE			DFI_FIPE to M2		
	F-Statistic	P-value	SIC	F-Statistic	P-Value	SIC
1	0.72177	0.39888	0.051274	0.48768	0.48762	5.187591
2	3.15282	0.05014	0.040166	0.27934	0.75729	5.235420
3	2.68869	0.05519	0.122309	0.30182	0.82394	5.378962
4	2.55514	0.04962*	0.184113	1.38853	0.25078	5.408684
5	3.15593	0.01509*	0.223206	2.88687	0.02314*	5.285472
6	1.96249	0.09073	0.323462	2.22015	0.05787	5.355671

Lags	M2 to T_MEAN_FIPE			T_MEAN_FIPE to M2		
	F-Statistic	P-value	SIC	F-Statistic	P-value	SIC
1	6.20376	0.01549*	1.913899	4.01410	0.04957*	5.149861
2	2.55996	0.08.602	2.015144	3.80387	0.02804*	5.126740
3	2.00695	0.12364	2.106577	3.16702	0.03146*	5.240583
4	2.47823	0.05529	2.160776	2.62327	0.04509*	5.327453
5	2.30105	0.05896	2.254764	1.88251	0.11451	5.365245
6	1.52017	0.19287	2.406512	1.49086	0.20248	5.428606

\*Rejection of  $H_0$  at 5%

\*\*Rejection of  $H_0$  at 1%

SIC: Schwarz Information Criteria

# Os impostos sobre consumo no Brasil são regressivos?

Rozane Bezerra de Siqueira<sup>§</sup>

José Ricardo Nogueira<sup>§</sup>

Evaldo Santana de Souza<sup>§</sup>

## RESUMO

Seguindo sugestão da teoria econômica e da prática da mensuração de bem-estar de famílias, este trabalho adota a despesa total com consumo como a base mais apropriada para avaliar a equidade dos impostos sobre consumo no Brasil. Os resultados mostram que, apesar da estrutura das alíquotas efetivas desses impostos ser altamente diferenciada, a carga tributária é distribuída quase que proporcionalmente entre as famílias. Isso significa que a substituição da estrutura atual de alíquotas por um sistema com alíquota uniforme sobre todos os bens e serviços seria aproximadamente neutra do ponto de vista distributivo.

**Palavras-chave:** imposto sobre consumo, despesa, carga tributária.

## ABSTRACT

This study, following suggestion from the theoretical and empirical welfare economics literature, takes total consumption expenditure as the most appropriate basis to assess the equity of consumption taxes in Brazil. The results show that, although the structure of effective tax rates is highly differentiated, the tax burden is distributed almost proportionately among the families. This means that substituting a tax system with a uniform rate on all goods and services for the existing structure would be approximately neutral from the distributive point of view.

**Key words:** consumption tax, expenditure, tax burden.

**JEL classification:** H22, D30.

---

§ Os autores pertencem ao Grupo de Economia do Setor Público do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco. e-mail: rbs@decon.ufpe.br ; jrnb@decon.ufpe.br ; ess@decon.ufpe.br

## 1 Introdução

A visão convencional sustenta que impostos sobre consumo são necessariamente regressivos, recaindo mais pesadamente sobre as famílias mais pobres. Esta tem sido uma das críticas mais freqüentes ao sistema tributário brasileiro, visto que os impostos sobre a produção e o consumo no País contribuem com mais da metade do total da receita arrecadada. Esta visão é baseada em análises da razão entre o montante de imposto pago por cada família e a sua renda corrente. Todavia, há evidências teóricas e empíricas que mostram que a equidade dos impostos sobre consumo é mensurada mais adequadamente em relação às despesas totais das famílias com consumo do que em termos de suas rendas correntes.

O objetivo do presente estudo é avaliar a distribuição, entre as famílias, da carga dos impostos sobre consumo no Brasil utilizando despesa como base de análise. Do que se tem conhecimento, o único trabalho que estima a regressividade dos impostos indiretos no Brasil é o de Eris *et alii* (1983), que é baseado na renda disponível e utiliza dados de despesa familiar de 1974/75. Além de adotar a abordagem da despesa, este estudo também se diferencia do anterior por se basear na incidência efetiva dos impostos.

Este artigo está organizado da seguinte forma. A próxima seção apresenta os principais argumentos a favor da utilização da despesa em vez da renda na mensuração da regressividade dos impostos sobre consumo. A seção três descreve o método e os dados utilizados nas estimativas aqui realizadas. A seção quatro reporta os resultados. A última seção contém os comentários finais.

## 2 Despesa, renda e análise distributiva dos impostos sobre consumo

Análises do impacto distributivo dos impostos sobre consumo baseadas na razão entre o montante de imposto pago por cada tipo de família e sua renda corrente usualmente indicam que estes impostos são de natureza regressiva. Isto, devido ao fato de que famílias com rendas baixas tipicamente alocam uma parcela maior de suas rendas para consumo do que famílias com rendas mais altas, que poupam relativamente mais.

No entanto, em uma análise de períodos múltiplos ou de ciclo de vida, diferenças nos padrões de poupança das famílias afetam apenas o fluxo temporal da tributação e do consumo. Em outras palavras, a renda que é poupada hoje será gasta com consumo em uma data futura e, conseqüentemente, sofrerá o ônus dos impostos sobre consumo. Como argumentado em Creedy (1998), em um contexto de períodos múltiplos, diferenças nos padrões de poupança têm implicações distributivas, ou seja, afetam a progressividade do imposto, apenas se a renda

resultante da poupança for tributada. Isto sugere que no caso de um único período as despesas com consumo das famílias refletem melhor o impacto distributivo de um imposto sobre consumo do que a renda.

Além disso, parece haver um consenso de que tanto em bases teóricas quanto práticas despesa com consumo é um melhor indicador do bem-estar das famílias do que a renda corrente. A teoria do ciclo de vida sugere que a despesa é mais estável, pois, quando é possível poupar ou se endividar, a família procurará suavizar seu fluxo de consumo ao longo do tempo, mesmo ocorrendo variações na sua renda. Conseqüentemente, a despesa com consumo constitui uma *proxy* mais apropriada para a renda permanente da família.<sup>1</sup>

O argumento de natureza prática a favor da utilização de despesa com consumo em análises de bem-estar está relacionado com a qualidade dos dados, particularmente com a ocorrência de subdeclaração da renda tributável e com a dificuldade de se calcular a renda dos pobres.<sup>2</sup> Como sugerem Goodman e Webb (1995), mesmo se a renda fosse considerada o melhor indicador de padrão de vida, despesa com consumo poderia ser usada como uma estimativa mais confiável da verdadeira renda recebida pela família do que a renda declarada nas pesquisas.

Deve-se ressaltar, no entanto, que apesar das vantagens acima mencionadas, a utilização da despesa com consumo como indicador de padrão de vida requer alguma cautela. Blundell e Preston (1994, 1995) advertem para o fato de que se as preferências das pessoas mudam ao longo da vida (influenciadas por circunstâncias tais como nascimento de filhos e aposentadoria), então, quando se comparam famílias de diferentes idades, seus níveis de consumo podem ser diferentes ainda que suas possibilidades de consumo sejam idênticas. Além disso, pessoas nascidas em datas diferentes podem se deparar com diferentes possibilidades de substituição intertemporal e, portanto, escolher diferentes fluxos de despesa, mesmo tendo em seus tempos de vida recursos iguais. Outro problema é que variações no

---

1 Poterba (1989), ao examinar a distribuição da carga de alguns impostos sobre consumo nos Estados Unidos, argumenta que: “*Provided households adhere to the basic tenets of the lifecycle-permanent income hypothesis by setting consumption in relation to lifetime resources rather than current income, total expenditure provides a better measure of long-term household well-being than annual income.*” Outro exemplo do uso deste argumento no contexto de incidência tributária é Feenberg *et alii* (1998).

2 Hentschel e Lanjouw (1996), por exemplo, afirmam que “*calculating consumption expenditures is often easier than calculating household incomes, particularly for the poor. While households are probably purchasing and consuming only a relatively narrow range of goods and services, their total income may derive from a myriad of different activities with strong seasonal variation and with associated costs that are not always easily assigned.*” Esta visão é também compartilhada por Deaton (1997), que observa que “[*a*]ll of the difficulties of measuring consumption ... apply with greater force to the measurement of income, and a host of additional issues arise.”

nível de despesa de uma família associadas a compras não freqüentes de bens duráveis, não refletem, necessariamente, uma variação correspondente no padrão de vida da família.

### 3 Método e dados

O que é relevante para a análise redistributiva de um imposto é a sua incidência efetiva. Siqueira *et alii* (1998, 2001) mostram que, devido à multiplicidade de impostos e de alíquotas e à tributação de insumos, a incidência efetiva do sistema brasileiro de impostos indiretos diverge consideravelmente da incidência legal. O método utilizado em Siqueira *et alii* para o cálculo da incidência efetiva dos impostos incorpora as interdependências que resultam das transações interindustriais e supõe que os impostos indiretos são totalmente repassados adiante em cada estágio da cadeia produtiva até o consumidor final.<sup>3</sup> A partir da Matriz de Insumo-Produto do Brasil/1995 (IBGE, 1997a), o referido estudo calcula as alíquotas efetivas para 42 categorias de produtos.

O presente trabalho utiliza as estimativas de Siqueira *et alii* (1998, 2001) para calcular as alíquotas efetivas dos impostos indiretos no Brasil sobre onze categorias de bens e serviços consumidos pelas famílias, a saber: alimentação, bebidas, fumo, vestuário, habitação, transporte, utilidades públicas, duráveis, saúde e higiene, educação e outros.<sup>4</sup> Os impostos considerados individualmente são: Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), Imposto sobre Produtos Industrializados e Imposto sobre Serviços (IPI/ISS) e Imposto sobre Importação (II). As alíquotas estimadas correspondem à receita de impostos indiretos efetivamente arrecadada em 1995 e, portanto, levam em conta a evasão fiscal e o efeito cumulativo de alguns impostos.

O impacto redistributivo da estrutura de alíquotas efetivas depende das diferenças entre os padrões de consumo das famílias. As informações sobre as despesas com consumo das famílias foram obtidas da *Pesquisa de Orçamentos Familiares* - POF/1995-96 (IBGE, 1997b). Ressalte-se que a POF apresenta dados apenas para as regiões metropolitanas, portanto, neste trabalho o universo de análise é, por consequência, restrito àquelas áreas. Para efeito de comparação, além dos resultados agregados para todas as regiões metropolitanas, apresentam-se também os resultados para as regiões metropolitanas de São Paulo e de

---

3 Esta é uma hipótese padrão na literatura sobre incidência tributária. Para uma discussão sobre as razões e implicações de sua adoção, ver Siqueira *et alii* (2001).

4 Detalhes sobre a compatibilização entre as classificações da Matriz de Insumo-Produto, da POF, e a aqui adotada podem ser obtidos dos autores.

Recife.<sup>5</sup> As Tabelas 1, 2 e 3, do apêndice, mostram as parcelas orçamentárias das famílias em diferentes classes de renda para o agregado das regiões metropolitanas, para São Paulo e para Recife, respectivamente. Essas parcelas orçamentárias representam a despesa em cada categoria de consumo como proporção da despesa total.

A partir das alíquotas efetivas e dos dados de despesa das famílias obtém-se o montante de impostos indiretos pagos por diferentes classes de famílias. A carga tributária sobre cada família foi calculada dividindo-se o imposto pago pela família pela sua despesa total em consumo. Para efeito de comparação, foi também calculada a carga tributária em termos da renda disponível das famílias.<sup>6</sup>

#### 4 Resultados

As alíquotas efetivas dos impostos que incidem sobre o consumo das famílias são apresentadas na Tabela 1. A carga do total de impostos sobre a despesa agregada é 16,1%, mas existe uma grande diferenciação das alíquotas entre as várias categorias de bens e serviços, variando de 4,9% para habitação até 70,3% para fumo. Note que a alíquota sobre alimentação, um item de primeira necessidade, é de 16,7%, superior, portanto, à alíquota média sobre a despesa das famílias.<sup>7</sup>

---

5 Estas duas regiões representam situações extremas em termos de renda *per capita* e de nível de desenvolvimento econômico entre as regiões metropolitanas brasileiras.

6 A renda disponível aqui utilizada é o “recebimento total” mensal reportado na POF excluindo-se impostos diretos e contribuições trabalhistas e os itens “vendas esporádicas” e “empréstimos”

7 Seguindo a convenção no Brasil, as alíquotas da Tabela 1 são calculadas “por dentro”, ou seja, incluindo-se o imposto na base de cálculo. Note-se que isso significa que a alíquota de 16,7% sobre a alimentação, por exemplo, equivale a uma alíquota de 20% sobre o valor do produto excluindo-se o imposto.

**Tabela 1**  
**Alíquotas Efetivas por Categoria de Despesa (%)**

Categoria de Despesa	ICMS	IPI/ISS	II	Outros	Total
1. Alimentação	12,3	3,2	0,6	0,5	16,7
2. Bebidas	19,6	14,3	0,4	0,4	34,3
3. Fumo	25,0	43,9	0,8	0,6	70,3
4. Vestuário	20,1	1,5	1,5	0,4	23,5
5. Habitação	2,8	1,4	0,4	0,2	4,9
6. Transporte	6,6	1,6	1,6	1,0	11,0
7. Utilidades Públicas	23,8	0,9	0,3	0,1	25,1
8. Duráveis	16,4	5,9	4,0	0,5	26,8
9. Saúde e Higiene	8,6	5,2	0,4	0,2	14,6
10. Educação	2,9	4,8	0,1	0,1	8,4
11. Outros	6,2	0,5	0,5	2,6	9,6
Total	10,8	3,5	1,1	0,8	16,1

A Tabela 2 mostra a distribuição da carga dos impostos sobre consumo entre as famílias para o agregado das regiões metropolitanas.<sup>8</sup> Observe-se que, calculada em termos de despesa com consumo, a carga tributária total incide quase que proporcionalmente sobre as diferentes classes de famílias, variando entre 18,3% para famílias com renda até dois salários mínimos e 17,3% para as famílias com renda maior que 30 salários mínimos.<sup>9</sup>

Os resultados desagregados por tipo de imposto permitem identificar o efeito IPI/ISS como regressivo, com a carga caindo continuamente de 4,5% para 3,5% da classe de renda mais alta para a mais baixa, enquanto que o II mostra-se claramente progressivo, mas representa uma parcela pequena da carga total. Por sua vez, o ICMS, que responde por cerca de 65% do total de impostos sobre consumo pago pelas famílias, é o imposto que tem a incidência mais proporcional, com alíquota de 12% para as famílias que recebem até dois salários mínimos e de 11,4% para aquelas com rendimento acima de 30 salários mínimos.

8 Note que as famílias são classificadas por renda, ao invés de despesa, porque esta é a classificação adotada na POF, e como os microdados da POF-95/96 não estavam disponíveis quando da realização deste estudo, não foi possível fazer uma reclassificação. De fato, seria mais apropriado classificar as famílias de acordo com a despesa familiar *per capita* para se levar em conta diferenças no tamanho das famílias.

9 Considerando que os resultados podem estar subestimando a carga sobre as classes de renda mais altas devido a compras não freqüentes de bens duráveis, mesmo a leve regressividade observada pode estar sendo superestimada.

**Tabela 2**  
**Imposto Pago e Carga Tributária por Classe de Renda**  
**Brasil/Regiões Metropolitanas**

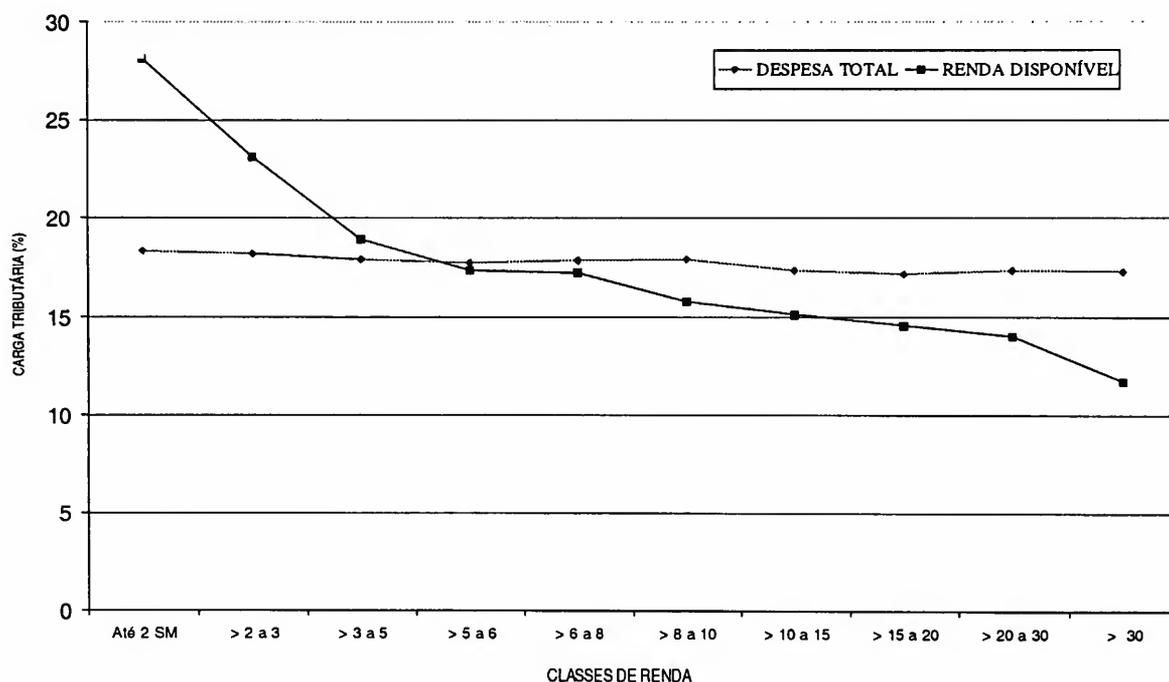
	Até 2 SM	> 2 a 3	> 3 a 5	> 5 a 6	> 6 a 8	> 8 a 10	> 10 a 15	> 15 a 20	> 20 a 30	> 30
<b>Imposto Pago (R\$)</b>										
ICMS	26,74	42,12	54,12	68,16	85,40	100,49	129,97	177,91	233,52	439,65
IP/ISS	10,11	15,08	18,96	23,49	29,45	34,61	42,84	58,62	75,19	135,87
II	2,30	3,74	5,20	7,18	9,12	10,81	14,85	20,85	29,94	60,33
Outros	1,43	2,23	2,95	3,90	4,91	5,87	7,93	11,48	15,19	30,43
Total	40,67	63,30	81,40	102,94	129,14	152,08	196,00	269,50	354,66	667,55
Despesa Total (R\$)	222,37	347,38	454,21	580,52	723,12	850,65	1.128,41	1.572,99	2.047,53	3.861,85
Renda Disponível (R\$)	144,76	273,75	429,72	593,57	750,09	966,53	1.300,95	1.854,62	2.538,03	5.707,96
<b>Imposto Pago/Despesa Total (%)</b>										
ICMS	12,02	12,12	11,91	11,74	11,81	11,81	11,52	11,31	11,40	11,38
IP/ISS	4,55	4,34	4,17	4,05	4,07	4,07	3,80	3,73	3,67	3,52
II	1,03	1,08	1,14	1,24	1,26	1,27	1,32	1,33	1,46	1,56
Outros	0,64	0,64	0,65	0,67	0,68	0,69	0,70	0,73	0,74	0,79
Total	18,29	18,22	17,92	17,73	17,86	17,88	17,37	17,13	17,32	17,29
<b>Imposto Pago/Renda Disponível (%)</b>										
ICMS	18,47	15,39	12,59	11,48	11,39	10,40	9,99	9,59	9,20	7,70
IP/ISS	6,99	5,51	4,41	3,96	3,93	3,58	3,29	3,16	2,96	2,38
II	1,59	1,37	1,21	1,21	1,22	1,12	1,14	1,12	1,18	1,06
Outros	0,99	0,82	0,69	0,66	0,65	0,61	0,61	0,62	0,60	0,53
Total	28,09	23,12	18,94	17,34	17,22	15,73	15,07	14,53	13,97	11,70

Nota.: SM = Salário Mínimo.

Por outro lado, pelo critério da renda disponível, todos os impostos na Tabela 2 mostram-se regressivos, com a carga agregada caindo continuamente de 28% para 11,7% à medida que se passa da classe de renda mais baixa para a mais alta. Note que parte desse aumento de regressividade em relação à abordagem da despesa deve-se ao fato de que as rendas disponíveis para as duas primeiras classes de renda são bem inferiores às despesas totais. É de se esperar que essa discrepância, principalmente para a classe até dois salários mínimos, esteja associada mais a uma subestimação da renda do que à capacidade de “despoupança” dessas famílias.<sup>10</sup>

É interessante observar, ainda, que as diferenças substanciais entre as cargas tributárias em termos de despesa e de renda estão nos extremos da distribuição, sendo maior exatamente para a classe até dois salários mínimos. Para classes no meio da distribuição, as diferenças entre as cargas estimadas pelos dois métodos são relativamente pequenas. Isso pode ser observado mais facilmente por meio do Gráfico 1.

**Gráfico 1**  
**Carga Tributária por Classe de Renda**  
**Todos Impostos - Brasil/Regiões Metropolitanas**



As Tabelas 3 e 4 apresentam os resultados para as regiões metropolitanas de São Paulo e Recife, respectivamente. Apesar de diferenças significativas entre as estruturas de consumo para classes de renda correspondentes, o peso dos impostos e o padrão de distribuição destes entre as famílias não diferem muito entre as regiões, principalmente quando medidos em relação à despesa. Isso é evidenciado nos Gráficos 2 e 3.<sup>11</sup>

<sup>10</sup> A POF não reporta valores significativos de empréstimos para estas famílias.

<sup>11</sup> Vale ressaltar, no entanto, que nossas estimativas supõem que as famílias se deparam com as mesmas alíquotas de impostos em todas as regiões.

**Tabela 3**  
**Imposto Pago e Carga Tributária por Classe de Renda - São Paulo**

	Até 2 SM	> 2 a 3	> 3 a 5	> 5 a 6	> 6 a 8	> 8 a 10	> 10 a 15	> 15 a 20	> 20 a 30	> 30
<b>Imposto Pago (R\$)</b>										
ICMS	30,44	45,01	51,95	69,87	90,76	100,09	128,54	178,46	228,31	450,90
IP/I/SS	12,89	16,74	19,16	24,64	32,61	36,20	43,98	62,81	74,83	141,53
II	2,51	3,98	4,75	7,86	10,08	10,75	14,88	20,70	29,66	63,88
Outros	1,57	2,41	2,68	3,92	5,03	5,78	7,80	11,38	14,72	30,38
Total	47,54	68,30	78,73	106,55	138,78	153,16	195,63	274,07	348,37	688,08
Despesa Total (R\$)	258,34	386,85	446,12	620,12	780,36	867,21	1.133,82	1.613,23	2.032,29	3.978,05
Renda Disponível (R\$)	153,98	273,37	430,05	594,61	748,26	969,40	1.669,43	1.859,14	2.527,43	5.542,01
<b>Imposto Pago/Despesa Total (%)</b>										
ICMS	11,8	11,6	11,6	11,3	11,6	11,5	11,3	11,1	11,2	11,3
IP/I/SS	5,0	4,3	4,3	4,0	4,2	4,2	3,9	3,9	3,7	3,6
II	1,0	1,0	1,1	1,3	1,3	1,2	1,3	1,3	1,5	1,6
Outros	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,7	0,7	0,7	0,7	0,8
Total	18,4	17,7	17,6	17,2	17,8	17,7	17,3	17,0	17,1	17,3
<b>Imposto Pago/Renda Disponível (%)</b>										
ICMS	19,8	16,5	12,1	11,8	12,1	10,3	7,7	9,6	9,0	8,1
IP/I/SS	8,4	6,1	4,5	4,1	4,4	3,7	2,6	3,4	3,0	2,6
II	1,6	1,5	1,1	1,3	1,3	1,1	0,9	1,1	1,2	1,2
Outros	1,0	0,9	0,6	0,7	0,7	0,6	0,5	0,6	0,6	0,5
Total	30,9	25,0	18,3	17,9	18,5	15,8	11,7	14,7	13,8	12,4

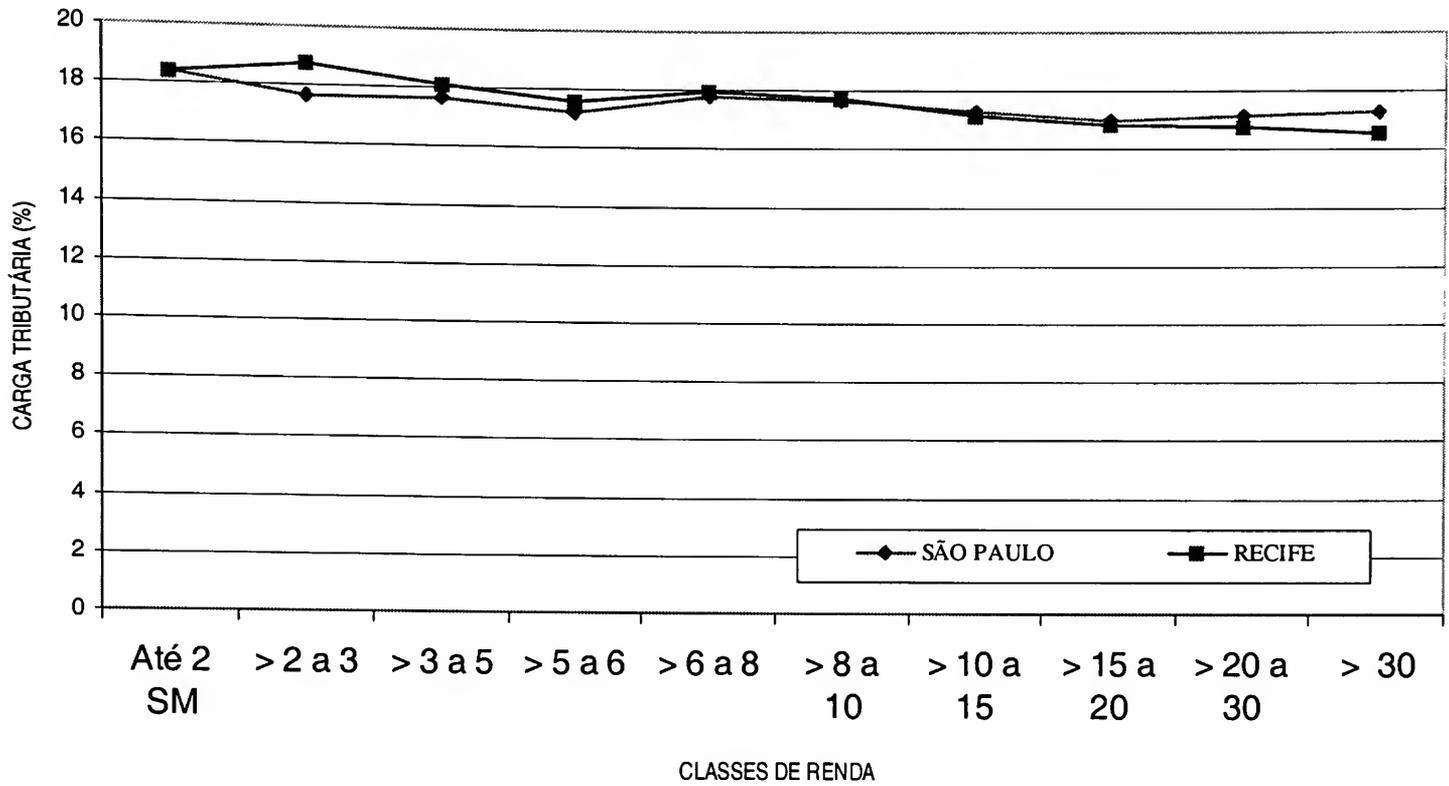
Nota: SM = Salário Mínimo.

**Tabela 4**  
**Imposto Pago e Carga Tributária por Classe de Renda - Recife**

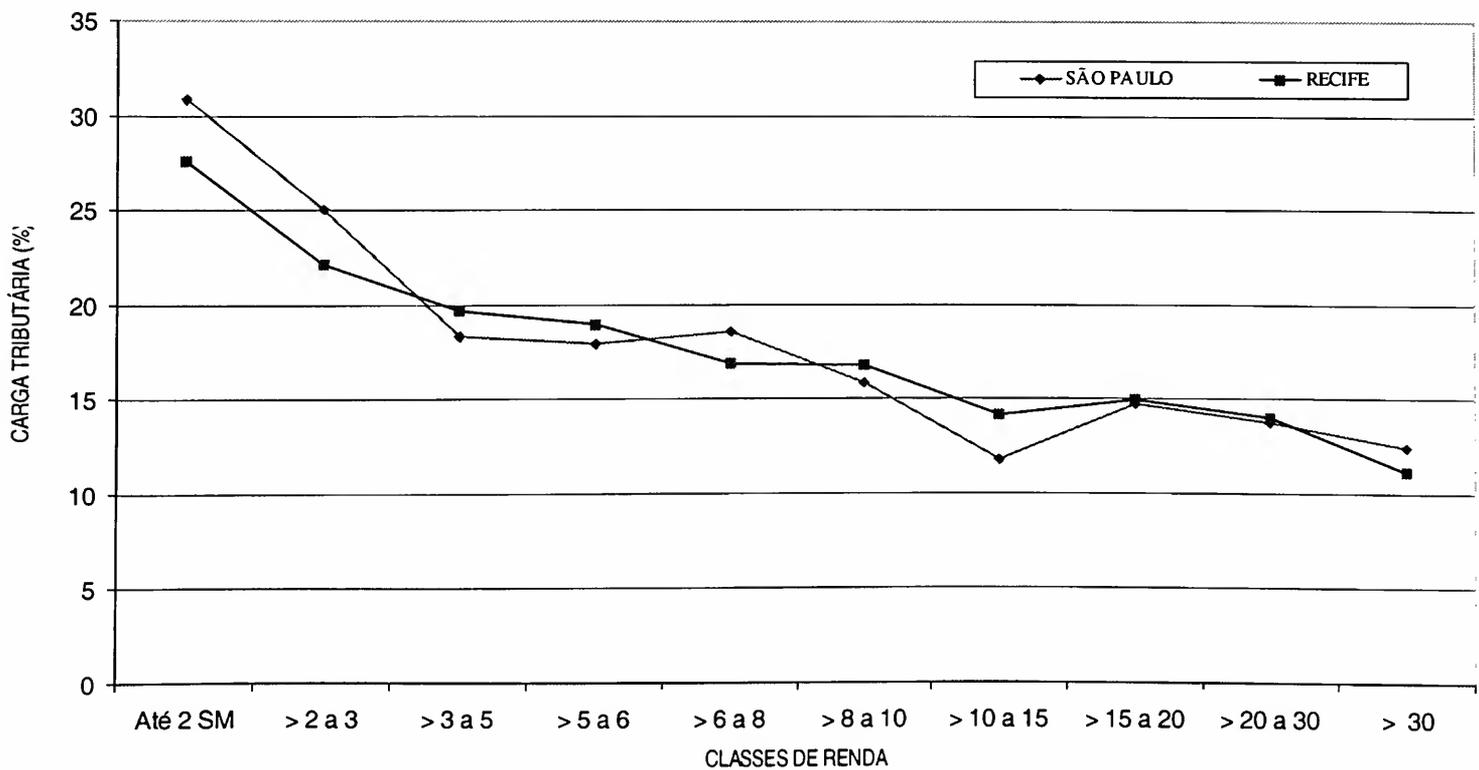
	Até 2 SM	> 2 a 3	> 3 a 5	> 5 a 6	> 6 a 8	> 8 a 10	> 10 a 15	> 15 a 20	> 20 a 30	> 30
<b>Imposto Pago (R\$)</b>										
ICMS	24,41	39,78	53,93	76,20	85,39	109,69	125,95	181,71	233,59	397,08
IP/ISS	8,76	14,48	17,95	24,85	28,67	36,71	40,70	60,43	76,22	123,70
II	2,38	3,72	5,28	6,65	8,03	12,63	12,88	20,42	27,57	46,66
Outros	1,33	2,15	2,88	4,60	4,97	6,31	7,55	11,66	15,99	27,07
Total	36,95	60,23	80,23	112,51	127,31	165,77	187,61	275,04	354,34	595,89
Despesa Total (R\$)	200,83	320,98	443,02	639,73	710,81	934,03	1.097,26	1.633,37	2.113,70	3.599,17
Renda Disponível (R\$)	133,97	271,92	408,69	592,92	754,04	986,10	1.323,92	1.840,93	2.540,26	5.345,92
<b>Imposto Pago/Despesa Total (%)</b>										
ICMS	12,2	12,4	12,2	11,9	12,0	11,7	11,5	11,1	11,1	11,0
IP/ISS	4,4	4,5	4,1	3,9	4,0	3,9	3,7	3,7	3,6	3,4
II	1,2	1,2	1,2	1,0	1,1	1,4	1,2	1,3	1,3	1,3
Outros	0,7	0,7	0,7	0,7	0,7	0,7	0,7	0,7	0,8	0,8
Total	18,4	18,8	18,1	17,6	17,9	17,7	17,1	16,8	16,8	16,6
<b>Imposto Pago/Renda Disponível (%)</b>										
ICMS	18,2	14,6	13,2	12,9	11,3	11,1	9,5	9,9	9,2	7,4
IP/ISS	6,5	5,3	4,4	4,2	3,8	3,7	3,1	3,3	3,0	2,3
II	1,8	1,4	1,3	1,1	1,1	1,3	1,0	1,1	1,1	0,9
Outros	1,0	0,8	0,7	0,8	0,7	0,6	0,6	0,6	0,6	0,5
Total	27,6	22,1	19,6	19,0	16,9	16,8	14,2	14,9	13,9	11,1

Nota: SM = Salário Mínimo.

**Gráfico 2**  
**Carga Tributária por Classe de Renda - Despesa Total - Todos Impostos**  
**São Paulo / Recife**

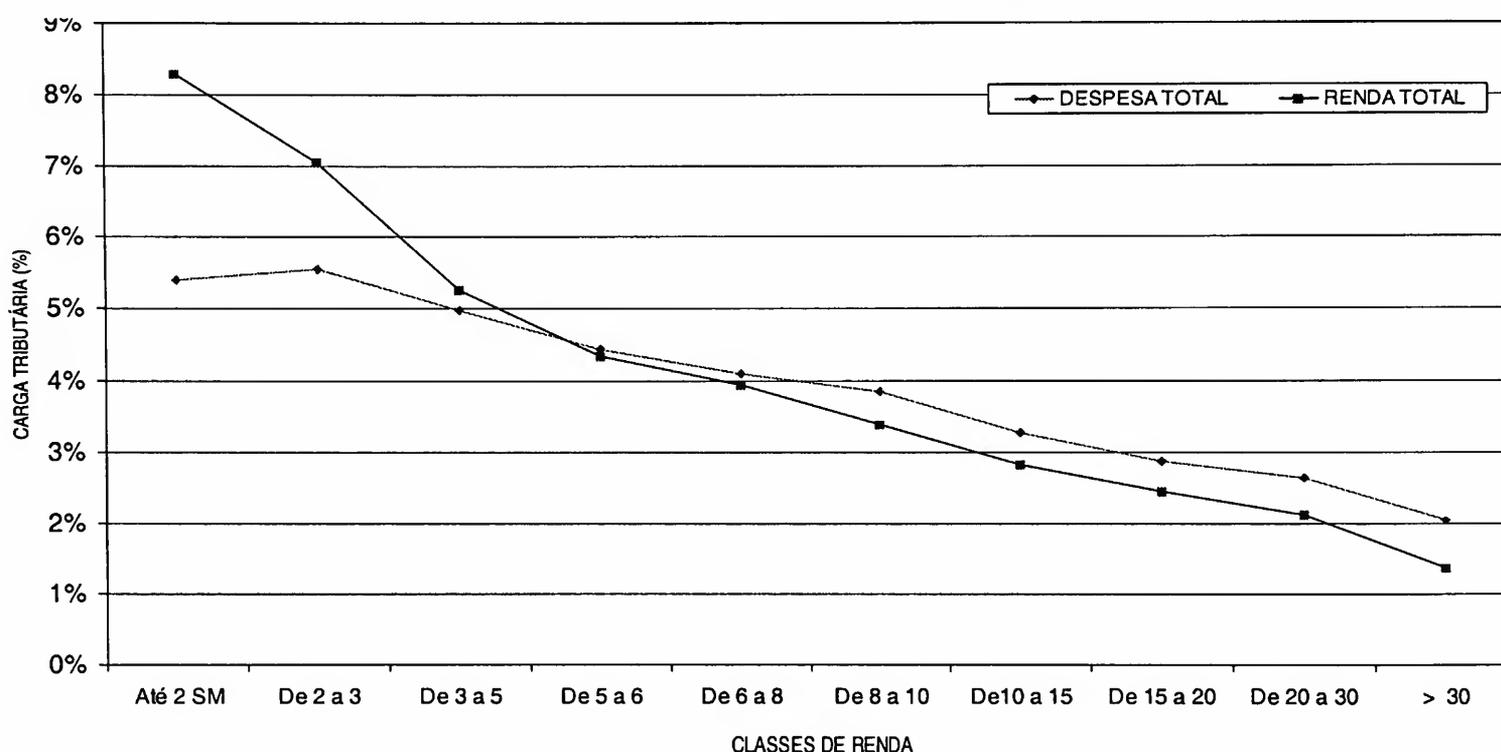


**Gráfico 3**  
**Carga Tributária por Classe de Renda - Renda Disponível - Todos Impostos**  
**São Paulo / Recife**



Dada a importância do item alimentação no orçamento das famílias, especialmente as de renda mais baixa, calculou-se a distribuição da carga de impostos sobre alimentação isoladamente, a qual é apresentada na Tabela 5. Observa-se que do total de impostos pagos pelas duas classes de renda mais baixas, 30% constituem imposto sobre alimentos. Como esperado, esses impostos são altamente regressivos, quer sejam avaliados em termos de despesa quer em termos de renda, conforme mostra o Gráfico 4.

**Gráfico 4**  
**Carga Tributária por Classe de Renda - Alimentação - Todos Impostos**  
**Brasil / Regiões Metropolitanas**



**Tabela 5**  
**Imposto Pago e Carga Tributária por Classe de Renda - Alimentação- Brasil/Regiões Metropolitanas**

	Até 2 SM	> 2 to 3	> 3 to 5	> 5 to 6	> 6 to 8	> 8 to 10	> 10 to 15	> 15 to 20	> 20 to 30	> 30
<b>Imposto Pago (R\$)</b>										
ICMS	8.84	14.21	16.65	18.97	21.73	24.00	27.04	33.16	39.62	57.59
IPI / ISS	2.32	3.72	4.36	4.97	5.70	6.29	7.09	8.69	10.38	15.09
II	0.42	0.67	0.78	0.89	1.02	1.13	1.27	1.56	1.86	2.71
Outros	0.39	0.63	0.73	0.84	0.96	1.06	1.19	1.46	1.74	2.54
Total	12.01	19.29	22.61	25.76	29.52	32.60	36.72	45.04	53.81	78.20
Despesa Total	222.37	347.38	454.21	580.52	723.12	850.65	1,128.41	1,572.99	2,047.53	3,861.85
Renda Disponível	144.76	273.75	429.72	593.57	750.09	966.53	1,300.95	1,854.62	2,538.03	5,707.96
<b>Imposto Pago / Despesa Total (%)</b>										
ICMS	4.0	4.1	3.7	3.3	3.0	2.8	2.4	2.1	1.9	1.5
IPI / ISS	1.0	1.1	1.0	0.9	0.8	0.7	0.6	0.6	0.5	0.4
II	0.2	0.2	0.2	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
Outros	0.2	0.2	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
Total	5.4	5.6	5.0	4.4	4.1	3.8	3.3	2.9	2.6	2.0
<b>Imposto Pago / Renda Disponível (%)</b>										
ICMS	6.1	5.2	3.9	3.2	2.9	2.5	2.1	1.8	1.6	1.0
IPI / ISS	1.6	1.4	1.0	0.8	0.8	0.7	0.5	0.5	0.4	0.3
II	0.3	0.2	0.2	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0
Outros	0.3	0.2	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0
Total	8.3	7.0	5.3	4.3	3.9	3.4	2.8	2.4	2.1	1.4

Nota.: SM = Salário Mínimo

## 5 Conclusões

Seguindo sugestão da teoria econômica e da prática da mensuração de bem-estar de famílias, este trabalho adotou a despesa total com consumo como a base mais apropriada para avaliar a equidade dos impostos sobre consumo no Brasil. Os resultados mostram que, apesar da estrutura das alíquotas efetivas desses impostos ser altamente diferenciada, a carga tributária é distribuída quase que proporcionalmente entre as famílias. Isso significa que a substituição da estrutura atual de alíquotas por um sistema com alíquota uniforme sobre todos os bens e serviços seria aproximadamente neutra do ponto de vista distributivo.<sup>12</sup>

É importante enfatizar, entretanto, que a carga de impostos que recai sobre o consumo das famílias é bastante elevada, reduzindo significativamente o poder de compra das mesmas. Assim, permanece a questão da necessidade de tornar o sistema progressivo, por exemplo, por meio da redução dos impostos sobre alimentação, que são altamente regressivos, e/ou via implementação de políticas compensatórias.<sup>13</sup>

Finalmente, merecem menção três importantes maneiras como a análise aqui apresentada pode ser estendida: (i) incorporando outros impostos e contribuições que oneram o consumo das famílias, tais como a Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins), a Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira (CPMF) e aquela associada ao Programa de Integração Social (PIS); (ii) utilizando microdados, de forma a considerar a diversidade de circunstâncias em que se encontram as famílias; e (iii) considerando o impacto distributivo do sistema de impostos e benefícios como um todo.

## Referências bibliográficas

Blundell, R. e Preston, I. Income or consumption in the measurement of inequality and poverty? *Working Papers Series W94/12*, Londres: Institute for Fiscal Studies, 1994.

\_\_\_\_\_. Income expenditure and the living standards of UK households. *Fiscal Studies*, v.16, n. 3, 1995.

---

12 Esta proposta foi simulada em Siqueira (1997), e os resultados levam a esta mesma conclusão.

13 É interessante observar que o montante de impostos pago pelos mais pobres é, em média, maior que o valor do benefício associado a vários programas de garantia de renda mínima que têm sido propostos para o Brasil. Ver, por exemplo, Siqueira e Nogueira (2000).

- Creedy, J. Are consumption taxes regressive? *Australian Economic Review*, v. 31, n. 2, 1998.
- Deaton, A. *The analysis of household surveys: microeconomic analysis for development policy*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 1997.
- Eris, I. *et alii*. A distribuição de renda e o sistema tributário no Brasil. In: Eris, C. *et alii*, *Finanças públicas*. São Paulo: Pioneira, 1983.
- Feenberg, D. *et alii*. Distributional effects of adopting a national retail sales tax. *NBER Working Paper* n.5885, Cambridge, Massachusetts: NBER, 1998.
- Goodman, A. e Webb, S. The distribution of household expenditure in the UK 1979-1992. *Fiscal Studies*, v.16, n. 3, 1995.
- Henstschel, J. e Lanjouw, P. Constructing an indicator of consumption for the analysis of poverty. *LSMS Working Paper*, n. 124, The World Bank, 1996.
- IBGE. *Matriz de insumo-produto - Brasil 1995*. Rio de Janeiro, 1997a.
- \_\_\_\_\_. *Pesquisa de orçamentos familiares 1995-1996*. Rio de Janeiro, 1997b.
- Poterba, J. Lifetime incidence and the distributional burden of excise taxes. *American Economic Review*, v. 79, 1989.
- Siqueira, R. Redistributive effects of alternative indirect tax reforms for Brazil. *Revista de Economia Aplicada*, v. 1, n. 3, p. 349-371, jul./set. 1997.
- Siqueira, R. e Nogueira, J. R. Avaliando programas alternativos de garantia de renda mínima para o Brasil: uma abordagem de microssimulação. *Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2000 (a sair)*. Disponível em <http://www.decon.ufpe.br/anpec2000.zip>.
- Siqueira, R. *et alii*. Análise da incidência final dos impostos indiretos no Brasil. *Anais da Anpec*, v. 3, Vitória, 1998.
- Siqueira, R. *et alii*. A incidência final dos impostos indiretos no Brasil: efeitos da tributação de insumos. *Revista Brasileira de Economia*, 2001 (a sair).

## Apêndice

**Tabela 1**  
**Parcelas Orçamentárias por Classe de Renda - Brasil/Regiões Metropolitanas (%)**

Categoria de Despesa	Até 2 SM	> 2 a 3	> 3 a 5	> 5 a 6	> 6 a 8	> 8 a 10	> 10 a 15	> 15 a 20	> 20 a 30	> 30
1. Alimentação	32,4	33,3	29,8	26,6	24,5	23,0	19,5	17,2	15,8	12,1
2. Bebidas	2,6	2,4	2,3	1,8	2,2	1,9	1,8	1,3	1,2	1,0
3. Fumo	3,1	2,7	2,3	2,0	1,9	2,0	1,4	1,3	0,8	0,5
4. Vestuário	5,2	5,9	6,1	6,3	6,1	6,1	6,1	5,9	5,0	4,8
5. Habitação	8,5	8,7	9,6	10,0	9,7	9,7	10,6	9,9	8,7	8,9
6. Transporte	9,6	9,7	11,5	11,4	11,6	11,2	11,8	12,7	11,8	11,6
7. Utilidades Públicas	6,2	6,2	6,0	5,2	5,7	6,1	6,1	6,1	5,8	6,0
8. Duráveis	11,0	12,0	13,5	16,1	17,0	17,4	18,8	19,0	23,5	26,6
9. Saúde e Higiene	11,8	9,7	9,1	9,4	9,4	9,8	9,5	9,9	9,4	8,4
10. Educação	1,4	1,5	1,9	2,0	2,3	2,4	3,4	4,4	5,1	5,1
11. Outros	8,2	7,9	7,9	9,1	9,5	10,3	11,1	12,3	12,8	15,0
Número de Famílias	1.228.090	1.020.255	1.821.733	817.139	1.274.646	897.768	1.529.351	862.184	853.863	1.272.878
Porcentagem de Famílias (%)	9,8	8,1	14,5	6,5	10,2	7,2	12,2	6,9	6,8	10,1

Nota: SM = Salário Mínimo.

**Tabela 2**  
**Parcelas Orçamentárias por Classe de Renda - São Paulo (%)**

Categoria de Despesa	Até 2 SM	> 2 a 3	> 3 a 5	> 5 a 6	> 6 a 8	> 8 a 10	> 10 a 15	> 15 a 20	> 20 a 30	> 30
1. Alimentação	29,9	31,4	28,8	24,4	23,8	21,1	18,6	15,7	15,7	12,1
2. Bebidas	1,8	1,4	1,9	1,4	2,0	1,3	1,6	1,1	1,1	0,9
3. Fumo	4,0	3,1	3,0	1,9	2,1	2,5	1,7	1,9	0,9	0,5
4. Vestuário	4,0	4,3	4,6	5,1	4,3	5,7	5,5	5,5	4,7	5,0
5. Habitação	8,4	12,9	13,5	14,3	11,9	12,3	12,3	12,1	10,4	10,1
6. Transporte	9,3	9,6	12,4	12,6	12,6	12,1	12,8	13,0	12,0	12,1
7. Utilidades Públicas	5,9	6,7	7,4	4,7	6,1	6,2	6,1	6,3	5,4	5,3
8. Duráveis	9,7	11,2	11,3	17,0	18,1	16,4	18,5	17,8	23,4	27,6
9. Saúde e Higiene	19,0	10,8	9,4	9,5	9,2	11,3	9,3	9,7	9,4	8,0
10. Educação	0,7	0,8	1,4	1,5	2,1	1,7	3,3	5,2	4,8	4,7
11. Outros	7,4	7,8	6,1	7,4	7,8	9,4	10,3	11,6	12,1	13,6

Nota: SM = Salário Mínimo.

**Tabela 3**  
**Parcelas Orçamentárias por Classe de Renda - Recife (%)**

Categoria de Despesa	Até 2 Sm	> 2 a 3	> 3 a 5	> 5 a 6	> 6 a 8	> 8 a 10	> 10 a 15	> 15 a 20	> 20 a 30	> 30
1. Alimentação	39,9	39,4	35,9	33,0	32,1	23,1	24,3	18,7	16,5	15,8
2. Bebidas	2,4	2,9	2,6	2,7	2,6	1,9	2,0	1,7	1,1	1,4
3. Fumo	2,3	2,7	1,6	1,5	1,7	1,3	0,9	0,8	0,9	0,5
4. Vestuário	5,7	7,1	7,8	8,8	7,9	7,2	7,2	5,7	5,5	5,3
5. Habitação	5,7	5,1	5,2	5,3	5,7	7,8	6,9	7,6	8,1	10,1
6. Transporte	10,0	10,0	11,6	8,5	9,2	11,8	10,1	11,3	11,2	10,9
7. Utilidades Públicas	3,0	3,0	3,6	4,2	4,3	4,5	5,2	5,2	5,5	6,2
8. Duráveis	14,6	13,5	14,1	10,5	13,2	19,4	15,0	17,4	19,1	19,1
9. Saúde e Higiene	7,4	7,6	8,5	10,7	10,3	9,5	11,9	13,1	11,9	11,3
10. Educação	1,7	1,1	2,3	3,0	2,6	4,3	5,6	6,1	6,1	5,2
11. Outros	7,4	7,5	6,9	11,7	10,4	9,2	10,9	12,2	14,2	14,3

Nota: SM = Salário Mínimo.

# Agregação monetária ponderada: uma análise de causalidade\*

José Angelo Costa A. Divino<sup>§</sup>

## RESUMO

Este estudo investiga a causalidade entre a moeda e as variáveis taxa de inflação e nível de renda no período que se estende de 1980 até a edição do Plano Real, época em que o País vivenciou uma profunda instabilidade econômica. Utilizou-se como conceito de moeda os agregados monetários ponderados pelo índice de Divisia e obtidos da soma simples de ativos. Realizou-se o teste de causalidade para variáveis cointegradas, conforme proposto por Engle e Granger (1987). Os resultados indicam que a causalidade corre bidirecionalmente da moeda, em suas várias definições, tanto para a inflação como para o nível de renda. Isto se explica pela passividade que caracterizou a política monetária no período. Na relação entre moeda e nível geral de preços, a causalidade mais significativa estatisticamente ocorreu no sentido preços-moeda e foi evidenciada quando a moeda foi amplamente definida.

**Palavras chave:** política monetária, índice de Divisia, cointegração, causalidade.

## ABSTRACT

This paper investigates causality among money and the variables inflation rate and level of income in the period that spans from 1980 until the Real Plan edition, when Brazilian economy faced a great economic instability. It was used, as money concept, monetary aggregates weighted by the Divisia index as well as obtained by simple sum of assets. It was accomplished the causality test for cointegrated variables proposed by Engle and Granger (1987). The results indicate that the causality runs simultaneously from money, in its several definitions, to inflation and to level of income. This can be explained by the passivity that characterized the monetary policy during the period. In the relationship between money and price level, the statistically more significant result was observed in the causality prices-money and it was evidenced when money was widely defined.

**Key words:** monetary policy, Divisia index, cointegration, causality.

**JEL classification:** C32, C43, E51.

---

\* O autor agradece a Fernando de Holanda Barbosa, Joaquim Pinto de Andrade, Francisco Galvão Carneiro e aos participantes do XXVI Encontro da ANPEC pelos comentários e à CAPES pelo apoio financeiro. Qualquer erro cometido é de sua inteira responsabilidade.

§ Professor dos cursos de Ciências Econômicas e Mestrado em Economia de Empresas da Universidade Católica de Brasília. E-mail: jangelo@pos.ucb.br

Recebido em março de 2000. Aceito em junho de 2000.

## 1 Introdução

A questão da causalidade entre a moeda e as variáveis nível de renda e preços é um tema recorrente na análise econômica, com importantes implicações tanto para a teoria como para a política econômica. (Friedman e Kuttner, 1992; Geweke, 1986; Sims, 1972; Stock e Watson, 1989; Friedman e Kuttner, 1993, entre outros) Em um ambiente de instabilidade, como o que marcou a economia brasileira ao longo dos anos 80 e início dos 90, suas dimensões se amplificam. Diante da incerteza, provocada por uma inflação ascendente e inglórios planos de estabilização, os agentes econômicos procuravam formas alternativas de aplicações financeiras e eram muito bem recebidos por um sistema financeiro dinâmico que, em meio a sucessivas inovações, adaptava-se excepcionalmente à conjuntura de instabilidade que o País enfrentava, criando substitutos muito próximos à moeda quanto ao grau de liquidez e que ofereciam retornos positivos a seus detentores. Isto acarretou sensíveis modificações no conceito de moeda, com vários ativos anteriormente considerados quase-moeda passando a ter liquidez absoluta.

Surge, então, uma crescente insatisfação com o uso dos agregados monetários tradicionais como indicadores de liquidez da economia. Ao somarem ativos financeiros heterogêneos, estes agregados mostram-se deficientes na mensuração dos serviços monetários pois tais ativos possuem distintos graus de liquidez. Implicitamente, admitem perfeita substitutibilidade entre os diversos ativos, o que é incorreto. Entretanto, esta deficiência pode ser superada com a utilização da agregação monetária ponderada, feita pelo índice de Divisia, que considera as diferenças de liquidez entre os ativos financeiros na composição do respectivo agregado. Cada ativo é ponderado por seu custo de oportunidade, sendo atribuídos maiores pesos aos ativos de maior liquidez.

Belongia (1996) mostra que muitas das questões que marcaram o debate monetário nos anos 80 teriam sido resolvidas substituindo-se os agregados monetários de soma simples pelos agregados de Divisia. No caso da economia brasileira, Rossi e Silva (1991b), Rossi (1993) e Divino (1999) mostram que os agregados monetários de soma simples revelam-se deficientes para mensurar o fluxo dos serviços monetários na economia. O índice de Divisia, por outro lado, apresenta uma mensuração superior desses fluxos, uma vez que pondera de modo adequado os ativos financeiros na composição dos respectivos agregados monetários. Desse modo, os agregados monetários calculados pelo índice de Divisia deveriam ser utilizados na mensuração da liquidez na economia.

A política monetária no período, por sua vez, caracterizou-se pela passividade. Na realidade, não se conhecia o sentido da precedência temporal no ciclo vicioso moeda-inflação

que se instaurou na economia. Mesmo com relação ao nível de renda, essa precedência não era clara. Nesse particular, Triches (1992) encontrou resultados ambíguos, com a causalidade correndo da moeda restritamente definida para a renda, mas que se inverte quando essa definição é ampliada, considerando os agregados obtidos da soma simples de ativos financeiros.

Estruturou-se, assim, este estudo com o objetivo de analisar a causalidade entre a moeda e as variáveis taxa de inflação e nível de renda. Para tanto, utiliza-se como conceito de moeda os agregados monetários ponderados pelo índice de Divisia e obtidos da soma simples de ativos. Busca-se identificar a ordem de integração das variáveis, atentando-se para a estimação de um vetor de cointegração que possa ser usado na realização do teste de causalidade proposto por Engle e Granger (1987).

O trabalho está organizado conforme se segue. A próxima seção discute os procedimentos metodológicos envolvidos na agregação monetária com o índice de Divisia e compara estes agregados com aqueles derivados da soma simples de ativos. As séries de tempo utilizadas são analisadas na terceira seção, que trata dos testes de raiz unitária e de cointegração. A quarta seção, por sua vez, apresenta a análise de causalidade entre as variáveis monetárias. Por fim, a quinta seção aponta as conclusões do estudo.

## **2 O índice de Divisia**

A origem da dificuldade na teoria monetária, segundo Barnett (1980), está em precisar o conceito de moeda para fins de política monetária. Tal situação, revelada também por Simonsen e Cysne (1995), dá-se quando as autoridades monetárias estipulam o coeficiente dos encaixes compulsórios, mas não conseguem determinar o percentual de papel-moeda em poder do público, ou seja, quanto os agentes econômicos manterão sob a forma de encaixes e de depósitos a vista. O problema pode se tornar mais complexo quando não se consegue definir a substitutibilidade entre os diversos ativos que compõem os agregados monetários. Assim, a imprecisão das análises empíricas deriva da própria indefinição acerca do que é moeda.

A solução para a questão da substitutibilidade dos ativos surgiu no final da década de 70 e se difundiu na teoria monetária com os trabalhos de Diewert (1976), Barnett (1980, 1982 e 1984) e Barnett, Offenbacher e Spindt (1984). A relevância da agregação ponderada pode ser buscada na questão levantada por Barnett (1982) sobre o que aconteceria com a política monetária se os ativos públicos fossem monetizados. Supondo-se que a oferta monetária fosse

medida pelo agregado mais abrangente - o M4 -, que é dado pela soma simples de vários ativos distintos, incluindo títulos da dívida pública de curto e médio prazo, concluem que o valor de M1 seria modificado, mas o valor de M4 não seria, já que o público teria simplesmente trocado títulos do governo por moeda. Admitindo-se que a política monetária, em contextos inflacionários crônicos, baseia-se no conceito de M4 como variável-chave para o controle monetário, nada poderia ser concluído acerca da monetização.

A utilização do índice de Divisia para a constituição dos agregados monetários permite eliminar o problema da perfeita substitutibilidade entre os ativos financeiros heterogêneos admitida pela agregação monetária feita por meio da soma simples.

Conforme define Rossi (1993), uma vez que os diferentes ativos possuem liquidez distintas, a correta agregação monetária exige que os vários ativos tenham também distintos pesos. O índice de Divisia procura suprir essa exigência considerando que os pesos são dados pelas frações de dispêndio e não simplesmente pelas frações das quantidades de encaixe monetário de cada ativo, como se observa no critério utilizado pela soma simples de ativos. Isto pode ser constatado na equação do índice, apresentada a seguir.<sup>1</sup>

$$Q_t^d = Q_{t-1}^d \prod_i (m_{i,t} / m_{i,t-1})^{(s_{i,t} + s_{i,t-1})/2} \quad (2.1)$$

onde:

$$s_{i,t} = P_{i,t} m_{i,t} / \sum_{k=1}^n P_{k,t} m_{k,t}$$

em forma logarítmica, a expressão (2.1) torna-se:

$$\ln Q_t^d - \ln Q_{t-1}^d = \sum_{i=1}^n s_{i,t}^* (\ln m_{i,t} - \ln m_{i,t-1}) \quad (2.2)$$

onde:

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

$m_{i,t}$  = quantidade (estoque) do ativo financeiro  $i$  no período  $t$ ;

$P_{i,t}$  = preço ou custo de oportunidade do ativo financeiro  $i$  no período  $t$ .

1 A metodologia aqui exposta para o cálculo do índice de Divisia segue de perto aquela apresentada por Rossi e Silva (1991a) e Rossi (1993).

Da equação (2.2), observa-se diretamente 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.

Surge, então, a questão de como definir o preço do ativo financeiro ( $P_{i,t}$ ) que aparece na fórmula do índice. O tratamento que se deve dar ao ativo financeiro, conforme define Donavan (1978) e Barnett (1980), é semelhante ao que se aplica a um bem durável. Estabelecem, nesse sentido, que há que se imputar um preço ao fluxo dos serviços produzidos pelo bem (ou ativo) durante o período de sua utilização. Isto se faz mediante do cálculo de seu custo de oportunidade.

O preço dos serviços monetários produzidos por um ativo que paga juros e está sujeito a variação de preços pode ser definido pela seguinte relação:

$$P_{i,t} = \bar{P}_t - \frac{(1 + r_{i,t}) \bar{P}_t}{1 + R_t}$$

$$= \frac{\bar{P}_t (R_t - r_{i,t})}{1 + R_t} \quad (2.3)$$

na qual  $r_{it}$  é a taxa de juros nominal paga pelo ativo  $i$  (que é zero no caso desse ativo ser a moeda),  $R_t$  é a taxa máxima de juros da economia e  $\bar{P}_t$  é um índice geral de preços ao consumidor.

Observa-se que, no cálculo do índice de Divisia, na fórmula (2.3) o componente referente aos pesos utilizados reduz-se para  $(R_t - r_{it})$ , já que o fator  $\bar{P}_t/(1+R_t)$ , que aparece tanto no numerador como no denominador das ponderações, pode ser cancelado. Verifica-se também que, na realidade, a diferença  $(R_t - r_{it})$  na fórmula do custo de oportunidade em (2.3) é a rentabilidade que se deixa de ganhar ou o custo de oportunidade que se incorre por reter o ativo financeiro  $i$  durante um período. Caso esse ativo não fosse retido, poder-se-ia aplicá-lo à maior taxa de juros disponível no mercado.

A maior dificuldade no cálculo do custo de oportunidade de um ativo é a escolha da maior taxa de juros disponível na economia ( $R_t$ ). O critério aqui utilizado baseou-se naquele sugerido

por Rossi (1993), o qual corresponde a duas etapas. Primeiramente toma-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 seja positivo. Segundo, escolhe-se o maior valor entre o selecionado pelo critério anterior e os valores referentes à taxa de variação, respectivamente, dos índices das Bolsas de Valores do Rio de Janeiro (IBVR) e de São Paulo (Ibovespa) e da taxa de câmbio no mercado paralelo. O maior valor dentre os obtidos em cada uma dessas etapas define a maior taxa de retorno da economia.

Os ativos financeiros, e suas respectivas rentabilidades, utilizados no cálculo do índice de Divisia são apresentados a seguir.

$m_{1t}$  = Constituído pela soma do papel-moeda em poder do público e dos depósitos a vista nos bancos comerciais e caixas econômicas. É uma variável supostamente homogênea, podendo estes ativos serem considerados substitutos perfeitos ou quase-perfeitos.

$r_1$  = Taxa de rentabilidade do ativo  $m_{1t}$ , que é igual a zero por definição.

$m_{2t}$  = Títulos federais em poder do público. Englobam OTN/BTN monetário e cambial, LBC/LFT e LTN de vários prazos. Trata-se de uma variável bastante heterogênea tanto no que se refere ao prazo de resgate como à taxa de remuneração dos ativos.

$r_2$  = Taxa de rentabilidade do ativo  $m_{2t}$ , representada pela taxa média de financiamento do *overnight* lastreado em títulos federais, líquida de imposto de renda.

$m_{3t}$  = Depósitos em cadernetas de poupança. Figura como uma variável com considerável grau de homogeneidade.

$r_3$  = Taxa de rentabilidade do ativo  $m_{3t}$ , que corresponde à taxa de remuneração da caderneta de poupança, considerada livre de imposto de renda no período.

$m_{4t}$  = Títulos privados. Compostos pelos depósitos a prazo, incluindo-se os certificados de depósitos bancários (CDB) e os recibos de depósitos bancários (RDB) pré e pós-fixados de diversos prazos, pelas letras de câmbio e pelas letras hipotecárias, que até janeiro de 89 eram consideradas letras imobiliárias e a partir de fevereiro de 89 somente letras hipotecárias. É uma variável que também apresenta elevado grau de heterogeneidade.

$r_4$  = Taxa de rentabilidade do ativo  $m_{4t}$ . Representada pela taxa de remuneração mensal dos CDB pré-fixados, líquidas do imposto de renda. Para o período de agosto de 82 a janeiro

de 84, em que estes foram obrigatoriamente pós-fixados, utilizou-se a remuneração das letras de câmbio (LC) que são títulos prefixados.

A série histórica das variáveis  $r_2$ ,  $r_3$ ,  $r_4$  e  $R_t$  utilizadas no cálculo do Divisia para os agregados M1, M2, M3 e M4 foi obtida, no período de janeiro de 1980 a dezembro de 1993, em Rossi e Silva (1991a) - anexo estatístico - e no IPEA/RJ. Para o restante do período, de janeiro a junho de 1994, as observações foram coletadas na revista *Retrospectiva Andima* do referido ano. Quanto aos ativos financeiros  $m_{1t}$ ,  $m_{2t}$ ,  $m_{3t}$  e  $m_{4t}$  as observações provieram de vários números do boletim mensal do Banco Central do Brasil. Os valores nominais foram deflacionados pelo IGP-DI.

As Figuras 2.1 a 2.4, apresentadas a seguir, mostram os agregados monetários M1, M2, M3 e M4 medidos pelo índice de Divisia e pela soma simples de ativos. Vale lembrar que, para o agregado M1, ambos os métodos produzem resultados idênticos, já que os ativos que o compõem não possuem remuneração e, portanto, entram como fator de ponderação unitário nas duas formas de agregação.

É notória, das Figuras 2.1 a 2.4, a queda de liquidez ocorrida no período. Esta, porém, foi maior quando medida pelo conceito mais restrito de moeda, o M1, como revela a Figura 2.1. Esse comportamento distancia a moeda restrita do nível geral de preços da economia, que seguiu uma trajetória ascendente.

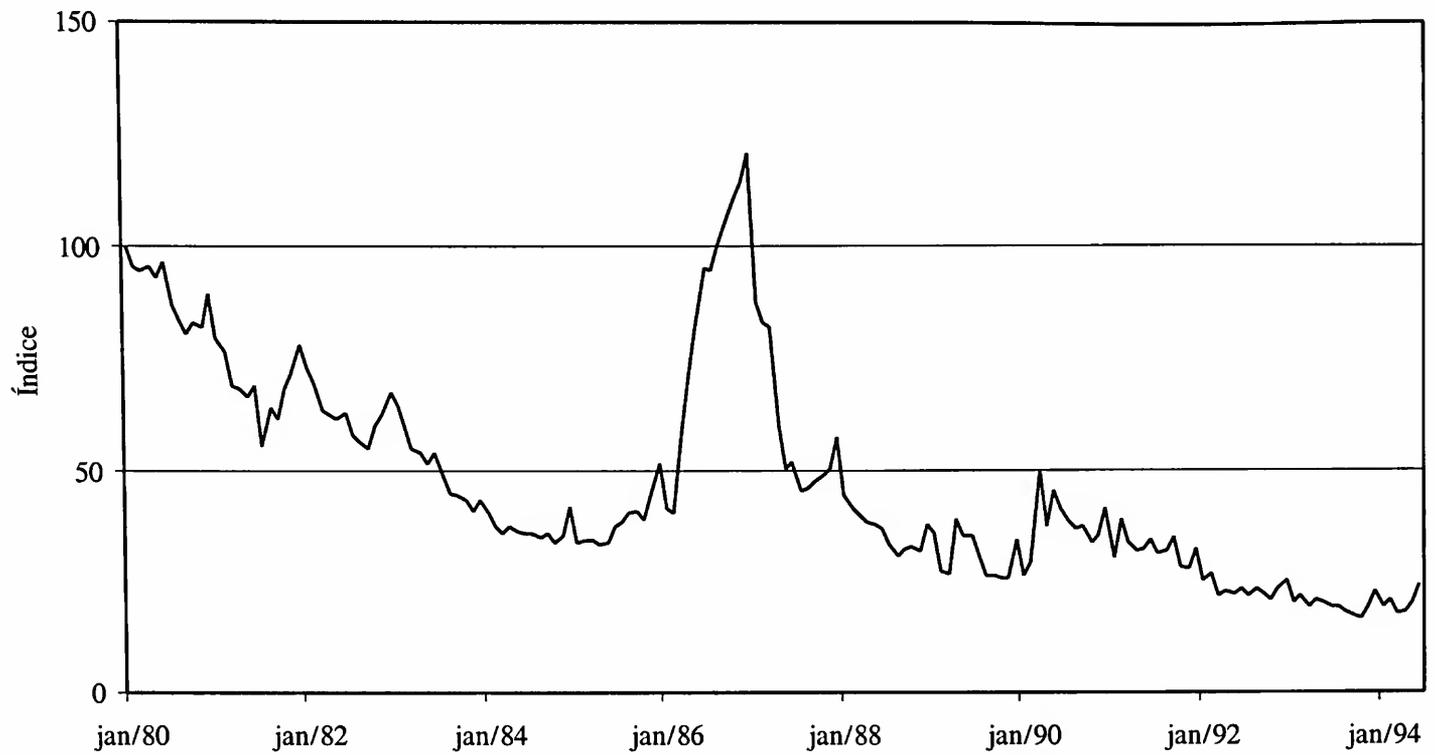
Nas Figuras 2.2 a 2.4 evidencia-se o comportamento mais estável dos agregados de Divisia relativamente aos de soma simples. Especificamente, no episódio do Plano Collor I (março de 1990), quando houve o confisco dos ativos financeiros, a queda de liquidez na economia foi bem menor na mensuração feita pela agregação ponderada. Por outro lado, no período que entremeia a falência do Plano Cruzado (fins de 1986) e a edição do Plano Collor I (março de 1990), marcado pela implantação e malogro de sucessivos planos de estabilização,<sup>2</sup> a liquidez se manteve estável na medida dos agregados de Divisia e aumentou na dos agregados de soma simples.

Esse fato ilustra bem a deficiência da agregação monetária feita pela simples soma de ativos financeiros heterogêneos. Nesse período, alguns ativos passaram a oferecer alta liquidez sem reduzir sua remuneração, o que gerou um amplo efeito substituição entre os diversos ativos. Os agregados de Divisia, por sua propriedade intrínseca, internalizaram esse efeito, evitando que o agregado monetário aumentasse quando não deveria. Isto, contudo, não aconteceu com os agregados de soma simples, que não conseguem fazer a separação entre os efeitos renda e substituição puro. (Barnett, 1982)

---

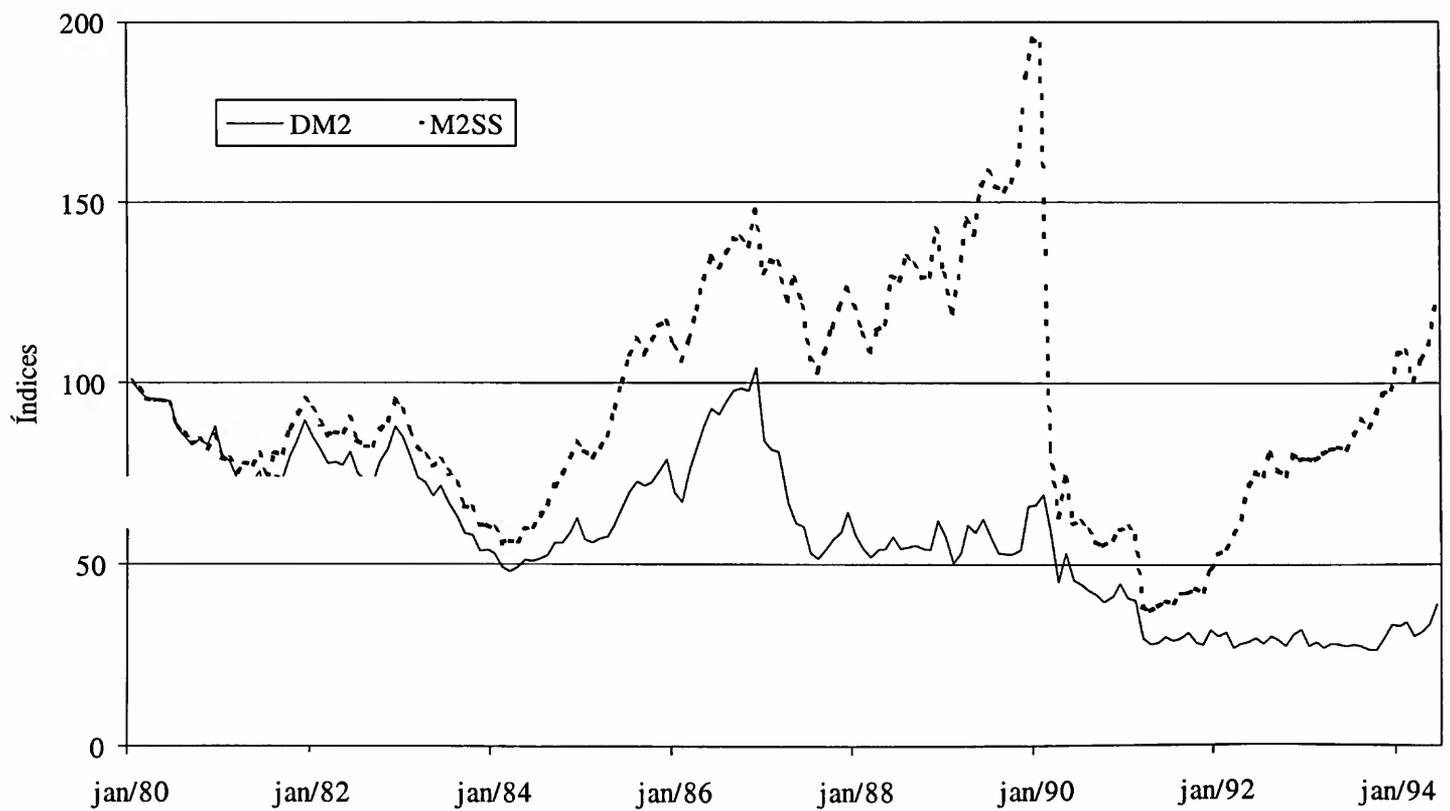
2 Estes Planos foram o Cruzado (fev/86), Bresser (jun/87), Verão (jan/89) e Collor I (mar/90).

**Figura 2.1**  
**Agregação Monetária para M1**



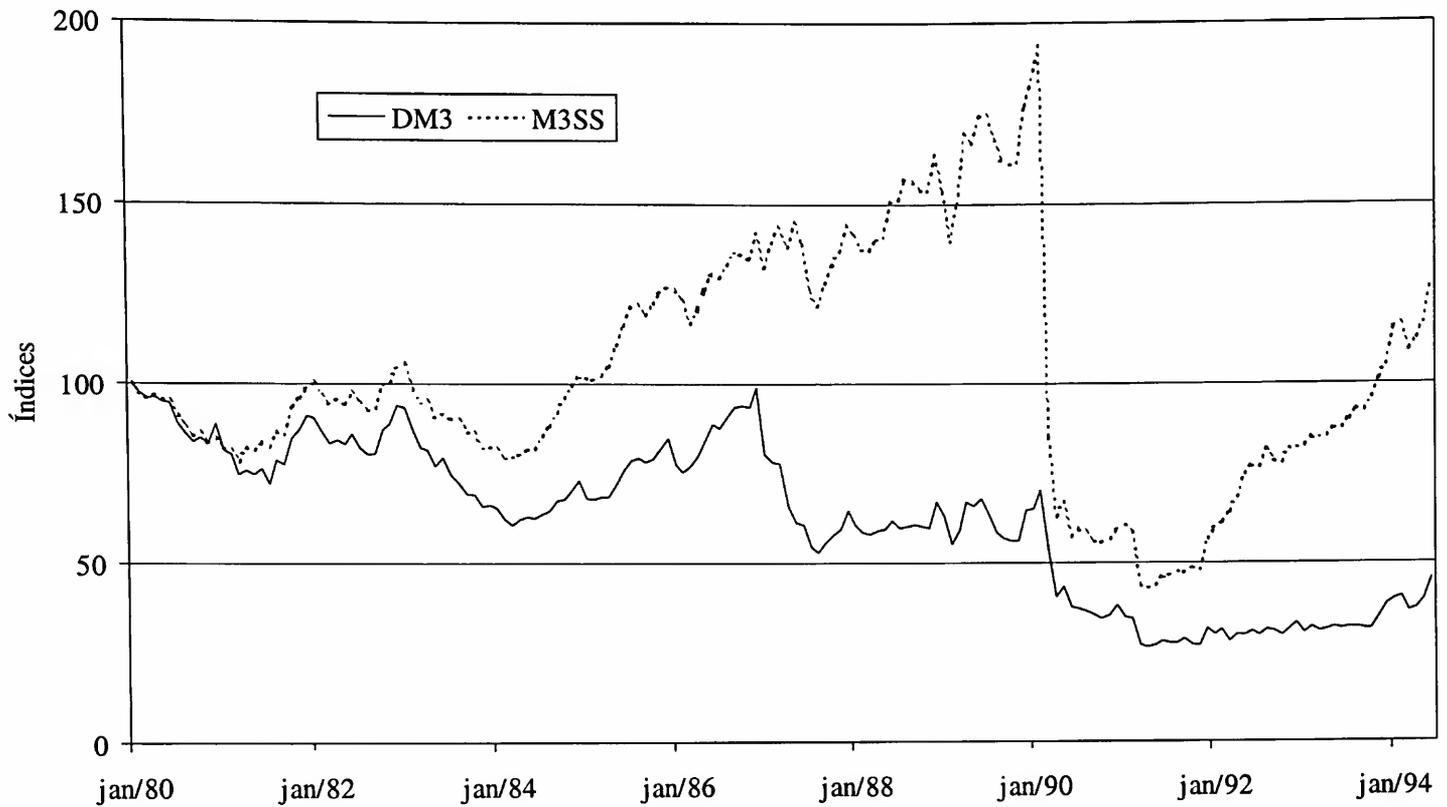
Fonte: elaboração própria.

**Figura 2.2**  
**Agregação Monetária para M2**



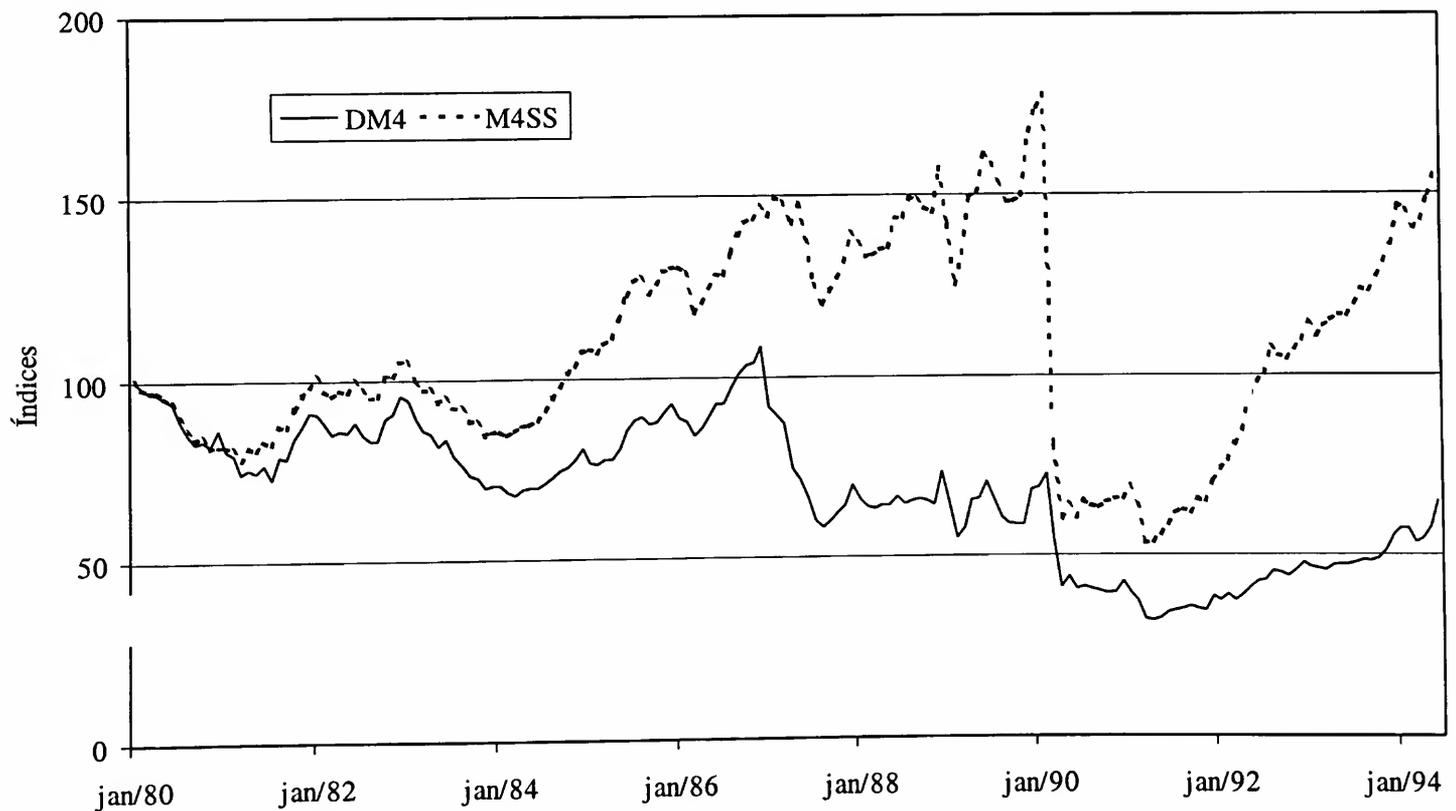
Fonte: elaboração própria.

**Figura 2.3**  
**Agregação Monetária para M3**



Fonte: elaboração própria.

**Figura 2.4**  
**Agregação Monetária para M4**



Fonte: elaboração própria.

Especificamente, uma ampla substituição entre ativos se deu após o lançamento da LFT (Letra Financeira do Tesouro), feito pelo governo em janeiro de 1988. Este era um papel de alta liquidez concebido para facilitar as condições de financiamento do Tesouro Nacional e que assumiu as características de moeda alternativa. O público buscava proteção contra a desvalorização monetária migrando para os depósitos em contas remuneradas, os quais eram usados na aquisição de LFT, resultando na moeda remunerada. Os juros do *overnight* eram o instrumento usado para manter a atratividade das LFT.<sup>3</sup> Esse processo, como é conhecido, desembocou num descontrole monetário e, por conseguinte, em inflação crescente.

### 3 Análise das séries de tempo

A análise de causalidade contemplou o período que se estende de janeiro de 1980 a junho de 1994, imediatamente anterior ao anúncio do Real, utilizando séries mensais em valores correntes. Refere-se, portanto, ao período de grande instabilidade econômica que caracterizou a economia brasileira até a edição do Plano Real.

O nível de renda ( $Y_t$ ) foi representado pelo Produto Interno Bruto (PIB), cujos valores mensais foram obtidos no IPEA. A taxa de inflação ( $P_t$ ) correspondeu ao Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), coletado e divulgado pela Fundação Getúlio Vargas. Os agregados monetários, obtidos da soma simples e da soma ponderada de ativos financeiros, foram apresentados na seção anterior.

Inicialmente, buscou-se analisar individualmente as séries utilizadas, testando-se a presença de raiz unitária. A estacionariedade de uma série de tempo é determinada, segundo Brocklebank e Dickey (1986) e Enders (1995), pelo comportamento de seu correlograma e, formalmente, pelos testes de raiz unitária. A hipótese nula de raiz unitária é contraposta à alternativa de estacionariedade. Os testes realizados foram os de Dickey e Fuller (DF) e Dickey e Fuller aumentado (ADF).<sup>4</sup>

Admitindo que duas ou mais séries de tempo sejam integradas de primeira ordem, i. e.,  $I(1)$ , o passo seguinte, de acordo com Engle e Granger (1987), é estimar a relação de equilíbrio de longo prazo entre as mesmas. Caso exista alguma combinação linear entre essas

---

3 Ao ser lançada, em janeiro de 1988, a LFT representava 9% do total de títulos públicos fora do Bacen. Após 6 meses, já havia alcançado a marca dos 60% e, em um ano, atingiu e se manteve no nível dos 90%. Esta escalada terminou com o confisco de ativos que se seguiu ao advento do Plano Collor I.

4 Veja Dickey e Fuller (1979, 1981).

séries que seja estacionária, então elas serão cointegradas. O vetor de cointegração defasado em um período corresponde ao mecanismo de correção de erro (MCE) utilizado no teste de causalidade proposto por Engle e Granger (1987).

A Tabela 1, mostrada a seguir, resume os resultados do teste de raiz unitária. As variáveis nível de renda e taxa de inflação apresentaram, de acordo com a análise do correlograma, forte componente cíclico e foram dessazonalizadas por meio do emprego de *dummies* sazonais antes da realização do teste. Como esperado, verificou-se que as variáveis em nível transformadas pelo logaritmo natural não são estacionárias. O teste ADF apresentou baixos valores calculados, afirmando a existência de raiz unitária.

**Tabela 1**  
**Teste de Raiz Unitária**

Variável	ADF <sup>1</sup>	Lags	Variável <sup>2</sup>	ADF <sup>1</sup>	Lags
LDM1 <sub>t</sub>	3.062	3	dm1 <sub>t</sub>	-4.773**	2
LDM2 <sub>t</sub>	3.348	2	dm2 <sub>t</sub>	-4.573**	1
LM2 <sub>t</sub>	3.339	3	m2 <sub>t</sub>	-4.175**	2
LDM3 <sub>t</sub>	3.290	2	dm3 <sub>t</sub>	-4.069**	1
LM3 <sub>t</sub>	3.372	4	m3 <sub>t</sub>	-3.843*	3
LDM4 <sub>t</sub>	3.068	2	dm4 <sub>t</sub>	-3.537*	1
LM4 <sub>t</sub>	3.428	4	m4 <sub>t</sub>	-3.827*	3
LP <sub>t</sub>	0.542	9	p <sub>t</sub>	-8.333**	3
LY <sub>t</sub>	1.206	12	y <sub>t</sub>	-6.854**	6

Notas: 1 - Refere-se ao teste ADF sem a presença da tendência; 2 - As minúsculas indicam que as variáveis foram transformadas pela primeira diferença logarítmica; \* - Revela que o coeficiente é significativo ao nível de 5%; \*\* - Denota significância ao nível de 1%.

As séries foram, então, transformadas pela primeira diferença logarítmica. O teste ADF foi novamente realizado, e a hipótese de raiz unitária, para todas as variáveis, foi rejeitada ao nível de 1% de significância. Desse modo, evidenciou-se que as séries analisadas são integradas de primeira ordem.

Buscou-se, então, estimar um vetor de cointegração entre as séries de moeda e taxa de inflação e de moeda e nível de renda, que comparecerá como mecanismo de correção de erros (MCE) no teste de causalidade de Granger para variáveis cointegradas. Vale lembrar que a regressão do MCE utiliza as variáveis em nível transformadas apenas pelo logaritmo natural, uma vez que todas foram integradas de primeira ordem. A Tabela 2 apresenta os resultados do teste de cointegração proposto por Engle e Granger (1987).

**Tabela 2**  
**Teste de Cointegração**

MCE <sup>1</sup>	DF <sup>2</sup>	MCE <sup>1</sup>	DF <sup>2</sup>
LIM1 <sub>t</sub> LP <sub>t</sub>	-12.76**	LP <sub>t</sub> LIM1 <sub>t</sub>	-12.52**
LDM2 <sub>t</sub> LP <sub>t</sub>	-12.26**	LP <sub>t</sub> LDM2 <sub>t</sub>	-12.56**
LDM3 <sub>t</sub> LP <sub>t</sub>	12.20**	LP <sub>t</sub> LDM3 <sub>t</sub>	-12.58**
LDM4 <sub>t</sub> LP <sub>t</sub>	-12.36**	LP <sub>t</sub> LDM4 <sub>t</sub>	-12.58**
LM2 <sub>t</sub> LP <sub>t</sub>	-12.55**	LP <sub>t</sub> LM2 <sub>t</sub>	-12.57**
LM3 <sub>t</sub> LP <sub>t</sub>	-12.71**	LP <sub>t</sub> LM3 <sub>t</sub>	-12.58**
LM4 <sub>t</sub> LP <sub>t</sub>	-12.73**	LP <sub>t</sub> LM4 <sub>t</sub>	-12.58**
LIM1 <sub>t</sub> LY <sub>t</sub>	-13.01**	LY <sub>t</sub> LIM1 <sub>t</sub>	-12.33**
LDM2 <sub>t</sub> LY <sub>t</sub>	-12.56**	LY <sub>t</sub> LDM2 <sub>t</sub>	-12.85**
LDM3 <sub>t</sub> LY <sub>t</sub>	-12.70**	LY <sub>t</sub> LDM3 <sub>t</sub>	-12.93**
LDM4 <sub>t</sub> LY <sub>t</sub>	-12.86**	LY <sub>t</sub> LDM4 <sub>t</sub>	-13.11**
LM2 <sub>t</sub> LY <sub>t</sub>	-13.54**	LY <sub>t</sub> LM2 <sub>t</sub>	-12.82**
LM3 <sub>t</sub> LY <sub>t</sub>	-14.31**	LY <sub>t</sub> LM3 <sub>t</sub>	-12.69**
LM4 <sub>t</sub> LY <sub>t</sub>	-13.87**	LY <sub>t</sub> LM4 <sub>t</sub>	-12.90**

Notas: 1 A ordem das variáveis indica, respectivamente, a dependente e a explicativa na regressão do MCE; 2 – Refere-se ao teste DF sem a presença da constante e da tendência; \* - Revela que o coeficiente é significativo ao nível de 5%; \*\* - Denota significância estatística ao nível de 1%.

Para representar um vetor de cointegração válido, o MCE deve ser estacionário no nível. Verifica-se, da Tabela 2, que a hipótese de raiz unitária pode ser rejeitada para todos os vetores de cointegração. Portanto, as variáveis moeda, em suas várias definições, e renda e também moeda e inflação cointegram no período analisado. O MCE estimado pode ser utilizado nas equações do teste de causalidade de Engle e Granger para recuperar a informação sobre a relação de longo prazo entre essas variáveis.

#### 4 Causalidade de Granger

O teste de causalidade desenvolvido por Granger (1969) tem por pressuposto básico o fato de que o futuro não pode causar o passado nem o presente. Muitas vezes costuma-se associar dependência de uma dada variável para com outra ou outras explicativas com causalidade. No entanto, conforme destaca Leamer (1985), dependência não implica,

necessariamente, causalidade. O significado de causalidade associa-se a precedência temporal, indicando, dentre duas variáveis, em qual as variações ocorrem primeiro.<sup>5</sup>

Com o desenvolvimento da metodologia de análise de cointegração surgiu uma abordagem mais rigorosa para se verificar a causalidade. Como as séries originais normalmente têm que ser transformadas para atingirem a estacionariedade, por meio do procedimento padrão de uma transformação do tipo log-diferença, a informação de longo prazo contida nas séries originais é perdida.

O teste de causalidade proposto por Engle e Granger (1987) permite que se recupere essa informação de longo prazo por meio do mecanismo de correção de erros (MCE). O método de Engle e Granger modifica o teste padrão de causalidade de Granger ao incorporar um possível efeito de longo prazo numa análise de curto prazo, o que representa a essência da análise de cointegração.

Uma questão central na análise de causalidade entre duas variáveis diz respeito à escolha do número ótimo de defasagens para cada variável. Nesse particular, Gujarati (1995) alerta para o fato de que os testes de causalidade são bastante sensíveis ao número de defasagens utilizado. Existe, na literatura, uma ampla variedade de métodos alternativos para se determinar a dimensão das defasagens, fazendo com que alguns autores, conforme destaca Carneiro (1997), considerem que esse seja, em certo sentido, um processo arbitrário.

Buscando superar essas críticas, seguiu-se, neste estudo, o método de modelagem originalmente proposto por David Hendry,<sup>6</sup> o qual se popularizou na literatura como *Hendry approach*. O pressuposto básico dessa metodologia é que se deve partir de um modelo mais genérico possível, que vai sendo gradualmente reduzido até que se obtenha um modelo restrito. Com isso, não se incorre no viés de omissão de variáveis importantes, que é considerado bem mais sério do que aquele provocado pela inclusão de variáveis irrelevantes na equação. No primeiro caso, os parâmetros estimados por mínimos quadrados ordinários serão inconsistentes e as variâncias e erros padrões serão incorretamente calculados. Por outro lado, no segundo caso, os parâmetros serão estimados consistentemente por mínimos quadrados, ainda que suas variâncias possam ser menos eficientes.

---

5 A rigor, o termo causalidade é inadequado para expressar precedência temporal. Em geral, utilizam-se as expressões “Granger-causalidade” ou “causalidade no sentido de Granger” para modificar o significado original do termo. Na ausência de tais modificações, causalidade deve ser aqui interpretada unicamente como precedência temporal.

6 Uma síntese da contribuição de David Hendry à modelagem econométrica pode ser encontrada em Gujarati (1995).

Desse modo, partiu-se de um número máximo de defasagens para cada variável igual a 20, que foram sendo eliminadas uma por vez. Em cada resultado observou-se a significância individual da última defasagem e os testes de diagnósticos do respectivo modelo. Considerou-se como critério de escolha aquele que minimizava os critérios de seleção de Akaike (AIC) e Swarchz (SBC).

Seguindo-se esse procedimento, foi encontrado 3, 2, 2, 2, 3, 3, 3, 2, e 2 como sendo as dimensões adequadas para, respectivamente, as defasagens das variáveis  $im1_t$ ,  $dm2_t$ ,  $dm3_t$ ,  $dm4_t$ ,  $m2_t$ ,  $m3_t$ ,  $m4_t$ ,  $p_t$  e  $y_t$ <sup>7</sup>. Os resultados do teste de causalidade de Granger para os agregados monetários de Divisia e também para os agregados monetários de soma simples são apresentados na Tabela 3 seguinte.

Tomando, inicialmente, a relação entre os agregados monetários obtidos pelo índice de Divisia e a variação no nível geral de preços verificou-se a ocorrência de uma bicausalidade entre essas variáveis. O MCE compareceu significativamente em todas as equações em que a inflação foi a variável dependente, indicando que os desvios da relação de longo prazo entre moeda, em suas várias definições, e inflação eram sempre corrigidos. Isto evidencia a auto-sustentabilidade da espiral moeda-inflação que se instaurou na economia no período. Por outro lado, a causalidade observada também no sentido preço-moeda revela a passividade da oferta monetária, que referendava as pressões inflacionárias.

A significância estatística da bicausalidade foi maior para a moeda amplamente definida e, mais especificamente, no sentido preço-moeda. Isto é perfeitamente condizente com o contexto de instabilidade e ampla indexação do período, quando as constantes inovações financeiras criavam substitutos muito próximos à moeda e que rendiam juros, sugerindo que os agregados mais amplos deveriam ser usados para mensurar a liquidez na economia.

Para os agregados de soma simples os resultados se repetiram. Foi evidenciada também uma bicausalidade entre a moeda, em suas várias definições, e a inflação. Além disso, a causalidade foi estatisticamente mais significativa no sentido preço-moeda, confirmando a passividade da oferta monetária no período, identificada pelos agregados de Divisia.

---

7 Foram colocadas variáveis *dummy* correspondentes aos planos de estabilização Cruzado (fev./86) e Collor I (mar./90) para captar seus impactos sobre as variáveis envolvidas na análise de causalidade.

**Tabela 3**  
**Teste de Causalidade de Engle e Granger**

Agregados de Divisia <sup>1</sup>			Agregados de Soma Simples <sup>1</sup>		
Equação <sup>2</sup>	MCE <sup>3</sup>	Teste F	Equação <sup>2</sup>	MCE <sup>3</sup>	Teste F
dm1 <sub>t</sub> p <sub>t</sub>	-0.552 (-2.83)**	F (2, 152) = 1.45			
p <sub>t</sub> dm1 <sub>t</sub>	-0.569 (-3.58)**	F (3, 152) = 0.71			
dm2 <sub>t</sub> p <sub>t</sub>	-0.389 (-2.40)*	F (2, 153) = 6.44**	m2 <sub>t</sub> p <sub>t</sub>	-0.791 (-3.74)**	F (2, 152) = 4.75*
p <sub>t</sub> dm2 <sub>t</sub>	-0.517 (-3.46)**	F (2, 153) = 2.96*	p <sub>t</sub> m2 <sub>t</sub>	-0.622 (-4.91)**	F (3, 152) = 6.75*
dm3 <sub>t</sub> p <sub>t</sub>	-0.272 (-1.73)	F (2, 153) = 7.75**	m3 <sub>t</sub> p <sub>t</sub>	-0.826 (-4.23)	F (2, 152) = 5.33**
p <sub>t</sub> dm3 <sub>t</sub>	-0.525 (-3.73)**	F (2, 153) = 4.77**	p <sub>t</sub> m3 <sub>t</sub>	-0.641 (-5.41)**	F (3, 152) = 7.99**
dm4 <sub>t</sub> p <sub>t</sub>	-0.248 (-1.60)	F (2, 153) = 8.08**	m4 <sub>t</sub> p <sub>t</sub>	-1.028 (-5.08)**	F (2, 152) = 5.55**
p <sub>t</sub> dm4 <sub>t</sub>	-0.534 (-4.16)**	F (2, 153) = 6.14**	p <sub>t</sub> m4 <sub>t</sub>	-0.661 (-5.77)**	F (3, 152) = 10.18**
dm1 <sub>t</sub> y <sub>t</sub>	-0.114 (-0.72)	F (2, 153) = 20.97**			
y <sub>t</sub> dm1 <sub>t</sub>	-0.326 (-2.10)*	F (3, 153) = 7.12**			
dm2 <sub>t</sub> y <sub>t</sub>	0.231 (1.46)	F (2, 154) = 12.64**	m2 <sub>t</sub> y <sub>t</sub>	-0.941 (-6.43)**	F (2, 13) = 1.70
y <sub>t</sub> dm2 <sub>t</sub>	-0.166 (-0.87)	F (2, 154) = 3.83*	y <sub>t</sub> m2 <sub>t</sub>	0.035 (0.18)	F (3, 153) = 19.13**
dm3 <sub>t</sub> y <sub>t</sub>	-0.212 (-1.30)	F (2, 154) = 10.15**	m3 <sub>t</sub> y <sub>t</sub>	-1.122 (-7.84)**	F (2, 153) = 2.10
y <sub>t</sub> dm3 <sub>t</sub>	-0.099 (-0.51)	F (2, 154) = 9.80**	y <sub>t</sub> m3 <sub>t</sub>	0.069 (0.36)	F (3, 153) = 27.63**
dm4 <sub>t</sub> y <sub>t</sub>	-0.158 (-0.982)	F (2, 154) = 7.58**	m4 <sub>t</sub> y <sub>t</sub>	-1.137 (-7.39)**	F (2, 153) = 1.18
y <sub>t</sub> dm4 <sub>t</sub>	0.003 (0.018)	F (2, 154) = 15.03**	y <sub>t</sub> m4 <sub>t</sub>	0.321 (1.66)	F (3, 153) = 33.76**

Notas: 1 - Os resultados do teste de Engle e Granger revelam a ocorrência de bicausalidade em todos os casos analisados; 2 - A primeira variável representa a variável dependente e a segunda a explicativa; 3 - Os números entre parênteses abaixo dos coeficientes de MCE são as estatísticas t calculadas; \* - Indica significância estatística ao nível de 5%; \*\* - Denota significância estatística ao nível de 1%.

Considerando, agora, a relação entre moeda e nível de renda, o teste de Engle e Granger também indicou uma relação causal fluindo bidirecionalmente entre estas variáveis. A bicausalidade entre a renda e os agregados amplamente definidos, obtidos tanto da soma ponderada de ativos pelo índice de Divisia como da soma simples, se deve ao fato de que seus componentes rendem juros. Assim, variações na composição desses agregados estão associadas a variações na remuneração dos ativos financeiros que os compõem, o que provoca um efeito renda. Por outro lado, alterações na renda geram modificações na carteira de portfólio dos indivíduos, alterando suas predisposições em adquirir esses mesmos ativos financeiros. Conjuntamente, esses efeitos levaram a uma simultaneidade na precedência temporal dessas variações.

No que se refere à bicausalidade entre as variações na renda e na moeda restritamente definida, vale dizer por M1, o motivo também se coaduna com a passividade da política monetária. A acomodação monetária às pressões inflacionárias crescentes, presentes na economia em praticamente todo o período, impossibilitou a identificação de uma relação unicausal entre essas variáveis. Tanto o MCE como os coeficientes defasados compareceram significativamente nas equações do teste. E ainda, a significância estatística da causalidade foi maior no sentido moeda-renda, contrariando os pressupostos da teoria monetarista.<sup>8</sup>

Estes resultados, em parte, vêm ao encontro daqueles obtidos por Triches (1992), que também encontrou uma bicausalidade entre moeda e inflação no período de 1972/87. Aponta, porém, uma relação causal unidirecional dos conceitos mais restritos de moeda para o nível de renda. Já para as definições mais amplas, esta se inverte, com a causalidade fluindo unidirecionalmente do nível de renda para a moeda. Triches, porém, utiliza como conceito de moeda apenas os agregados monetários constituídos pela soma simples de ativos financeiros heterogêneos e não realiza testes de estacionariedade para as séries analisadas, tomando todas em nível e não considerando a possibilidade de cointegração entre as mesmas. Além disso, em seu estudo, todas as variáveis foram defasadas quatro vezes em relação ao passado para realização do teste de Granger-causalidade.

## 5 Conclusões

Este estudo teve como objetivo analisar a causalidade entre os agregados monetários, obtidos tanto da soma simples como da soma ponderada de ativos financeiros, e as variáveis

---

8 Estes resultados contrariam Faria e Carneiro (1997), que investigam o impacto da inflação sobre o crescimento e a produção na economia brasileira no período de 1980 a 1995 e evidenciam a neutralidade da moeda no longo prazo.

nível de renda e inflação no período que se estende de janeiro de 1980 a junho de 1994, época em que o País vivenciou grande instabilidade econômica. Analisou-se a cointegração entre essas variáveis e realizou-se o teste de causalidade proposto por Engle e Granger (1987) para variáveis cointegradas.

Os resultados indicaram uma simultaneidade na precedência temporal das variações na moeda e inflação no período. A criação ou ampliação dos estoques de moeda eram exigidos devido a pressões inflacionárias, as quais, por seu turno, eram fortalecidas com o aumento de liquidez na economia. Isto parece bastante condizente com o contexto de indexação generalizada do período, quando a política monetária caracterizou-se pela passividade e acomodação às pressões do nível geral de preços, levando à auto-sustentabilidade da espiral moeda-inflação que se instaurou na economia.

A significância estatística da causalidade aumentou paralelamente à ampliação do conceito de moeda, sendo sempre mais significativa no sentido preços-moeda. As constantes inovações financeiras criavam ativos substitutos muito próximos da moeda e que rendiam juros. Assim, os agregados monetários mais amplos é que foram capazes de fornecer uma mensuração mais adequada da liquidez na economia. Admitindo, como Blanchard (1996), que a relevância de um agregado para servir como indicador de liquidez é determinada por sua proximidade com o nível de preços, os agregados monetários mais amplos é que deveriam ser usados para esse propósito na economia brasileira.

Com respeito à relação entre a moeda e o nível de renda, a evidência se repetiu. O teste de Engle e Granger indicou, mais uma vez, a ocorrência de uma causalidade bidirecional entre as variáveis. Para a moeda restritamente definida, a acomodação monetária às pressões inflacionárias conduziu à relação bicausal desta variável também com o nível de renda. Já no que concerne aos agregados monetários mais amplos, obtidos tanto do índice de Divisia como da soma simples de ativos, a relação bicausal deveu-se ao fato de que os componentes destes agregados rendem juros. O efeito renda provocado por variações na remuneração dos ativos monetários que compõem esses agregados determinou a simultaneidade nas variações da moeda assim definida e da renda. No entanto, a causalidade mais significativa estatisticamente foi verificada na direção moeda-renda e ocorreu quando esta assumiu sua definição mais restrita, dada por M1. Esta evidência contraria os pressupostos da teoria monetarista, segundo os quais a moeda, no longo prazo, não tem efeitos reais sobre o nível de atividade econômica.

Por fim, na relação moeda-preços, a causalidade mais significativa estatisticamente foi verificada fluindo da inflação para a moeda e ocorreu quando esta foi amplamente definida pelos agregados ponderados pelo índice de Divisia. Estes agregados foram capazes de captar

as inovações financeiras ocorridas no período e de isolar o efeito substituição puro por elas provocado, mensurando adequadamente a liquidez na economia. De fato, Divino (1999) mostra que a função de demanda por moeda apresenta um comportamento mais estável quando estimada considerando tais agregados como definição de moeda. Desse modo, a política monetária deveria tomar por base os agregados monetários de Divisia como indicadores do nível de liquidez da economia.

## Bibliografia

- Barnett, W. A. Economic monetary aggregates: an application of index number and aggregation theory. *Journal of Econometrics*, v. 14, p. 11-48, 1980.
- \_\_\_\_\_. The optimal level of monetary aggregation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 14, n. 4, p. 687-710, nov. 1982.
- \_\_\_\_\_. Recent monetary policy and the Divisia monetary aggregates. *The American Statistician*, v. 38, n. 3, p. 165-172, aug. 1984.
- Barnett, W. A.; Offenbacher, K. e Spindt, P. A. The new Divisia monetary aggregates. *Journal of Political Economy*, v. 92, n. 61, p. 1049-1085, 1984.
- Blanchard, O. J. *Macroeconomics*. 1<sup>st</sup> edition. Prentice Hall. 1996. 665p.
- Brocklebank, J. C. e Dickey, D. A. *SAS system for forecasting times series*. North Caroline: SAS Institute Inc., 1986. 240p.
- Carneiro, F. G. *A metodologia dos testes de causalidade em economia*. Brasília: Editora da UnB. (Série textos didáticos n° 20). 1997. 19p.
- Diewert, W. E. Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, v. 4, n. 2, p. 115-45, may 1976.
- Dickey, D. A. e Fuller W. A. Distribution of the estimators for autorregressive times series whith a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-31. 1979.
- \_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for autoregresseve time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-72. 1981.
- Divino, J. A. C. A. *Agregação monetária ponderada pelo índice de Divisia: uma análise da demanda por moeda*. Dissertação de mestrado: UnB. 1999. (Não publ.).

- DONAVAN, D. J. Modeling the demand for liquid assets: an application to Canada. *IMF Staff Papers*, v. 25, n. 4, p. 676-704, dec. 1978.
- Enders, W. *Applied econometric time series*. 1<sup>st</sup> edition. Iowa: John Wiley & Sons Inc., 1995. 433p.
- Engle, R. F. e Granger, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-76. 1987.
- Faria, J. R. e Carneiro, F. G. *Does high inflation affect growth in the long and short run?* Brasília: Editora da UnB. (Série textos para discussão n° 223). 1997 18p.
- Friedman, B. M. e Kuttner, K. N. Money, income, prices and interest rates. *American Economic Review*, v. 82, p. 472-92, 1992.
- \_\_\_\_\_. Another look at the evidence on money-income causality. *Journal of Econometrics*, v. 57, p. 189-203, 1993.
- Granger, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, v. 34, p. 541-51, 1969.
- Granger, C. W. J. e Newbold, P. Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 2, p. 111-20, 1974.
- Greweke, J. The superneutrality of money in the United States: an interpretation of the evidence. *Econometrica*, v. 54, p. 1-22, 1986.
- Gujarati, D. N. *Basic econometrics*. 3<sup>rd</sup> edition. Londres: McGraw-Hill, 1995. 837p.
- Hamilton, J. D. *Time series analysis*. Princeton: University Press, 1994. 799p.
- Leamer, E. E. Vector auto-regressions for causal inference. In: Brunner, K. e Meltzer, A. (orgs.), *Understanding monetary regimes*. Journal of Monetary Economics, Supplement. 255-304, 1985.
- Rossi, J. W. Agregação monetária com o índice de Divisia: aplicação ao caso brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 251-73, ago. 1993.
- Rossi, J. W. e Silva, M. da C. *Índices ponderados de agregados monetários para o Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA (Texto para discussão n. 210), p. 01-35, fev. 1991a.

\_\_\_\_\_. A liquidez revisitada *In: Perspectivas da economia brasileira 1992*. Rio de Janeiro: IPEA. Cap.3, p. 41-58, 1991b.

\_\_\_\_\_. Índices ponderados de agregados monetários para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 511-32, dez. 1991c.

Simonsen, M. H. e Cysne, R. P. *Macroeconomia*. 2ª ed. Rio de Janeiro: Atlas, 1995. 704p.

Sims, C. A. Money, income and causality. *American Economic Review*, v. 62, p. 540-62, 1972.

Stock, J. H. e Watson, M. W. Interpreting the evidence on money-income causality. *Journal of Econometrics*, v. 40, p. 161-81, 1989.

Triches, D. *Demanda por moeda no Brasil e a causalidade entre as variáveis monetárias e a taxa de inflação: 1972/87*. Rio de Janeiro: Editora do BNDES, 1992. 115p.

# Poverty, inequality and macroeconomic instability\*

Ricardo Paes de Barros<sup>§</sup>

Carlos Corseuil<sup>§</sup>

Rosane Mendonça<sup>¶</sup>

Maurício Cortez Reis<sup>†</sup>

## RESUMO

Nas últimas duas décadas o Brasil experimentou uma performance macroeconômica muito aquém da registrada para o período imediatamente anterior. A inflação alcançou níveis sem precedentes e o crescimento econômico desacelerou consideravelmente. Neste artigo usamos séries de tempo mensais para estimar a relação entre a performance macroeconômica e os níveis de pobreza e desigualdade no Brasil. As estimativas usando tanto dados agregados como um *pooling* de séries regionais revelam que a inflação parece estar pouco relacionada com pobreza e desigualdade. No entanto, quando se leva em consideração que a variação na taxa mensal de inflação foi bastante alta, mostra-se que as variações correspondentes nos níveis de pobreza e desigualdade são significativas. Com relação ao desemprego, as estimativas indicam uma tênue relação desta variável com pobreza e desigualdade. Finalmente, quando consideramos a possibilidade destas relações estimadas variarem ao longo do período analisado, foi identificado uma mudança nas estimativas relacionadas ao período mais recente (pós-Real). De fato, a relação entre desemprego e pobreza ou desigualdade se torna bem mais tênue no final do período, o que parece consistente com a queda da pobreza observada a partir de 1995 quando o desemprego assume uma trajetória ascendente. Também há evidências de que a relação entre inflação e pobreza ou desigualdade é mais fraca nos períodos de aceleração inflacionária.

**Palavras-chave:** distribuição de renda, inflação, ciclo econômico.

## ABSTRACT

Over the past seventeen years the Brazilian macroeconomic performance has been considerably weaker than in previous decades. Inflation reached unprecedented levels and economic growth declined considerably. In this study we use monthly time series to access the relation between this weak and unstable macroeconomic performance on poverty and inequality. The estimates using aggregated and pooling time series reveal that inflation seems to have little association with inequality and particularly with poverty. However, since the variation in the monthly inflation rate over the past seventeen years has been very substantial, the associated variation of poverty became quite significant. As far as the impact of unemployment is concerned, the estimates indicate relatively weak relation between this variable and poverty or inequality. Finally, time-varying regressions indicate that the major results of this study, although applicable to most of the period analyzed, may not necessarily reflect the current situation. In fact, the time-varying estimates reveal a sharp recent decline in the association between unemployment and poverty or inequality, consistent with the drop in poverty and inequality in 1995, despite a considerably increase in the unemployment rate. There is also evidence that the relation between inflation and poverty or inequality declines as inflation accelerates.

**Key words:** income distribution, inflation, economic cycle.

**JEL classification:** I30, D60.

---

\* Helpful computational assistance was provided by Alinne Veiga and Aline Visconti who the authors would like to acknowledge. This version was also benefited by the comments of Lauro Ramos, Ajax Moreira and an anonymous referee.

§ Diretoria de Estudos Sociais do IPEA.

¶ Departamento de Economia da UFF e Diretoria de Estudos Sociais do IPEA.

† Doutorando em Economia na PUC-Rio.

## 1 Introduction

The level of poverty and inequality is mainly determined by the distribution of household characteristics, the distribution of assets among households and the prices of these assets. These are often referred to as the structural determinants of poverty and inequality. However, the macroeconomic environment and, in particular, the rates of economic growth and inflation also have considerable influence on the level of poverty and inequality.

In fact, most literature on the determinants of poverty and inequality has focused attention on the structural determinants. Considerably less attention has been given to the connection between macroeconomic fluctuations and the level of poverty and inequality. Even in this case, attention has been concentrated on the impact of growth on poverty (Datt and Ravallion, 1995) and inequality. (Kuznets, 1955) Indeed, almost no attention has been given at all to the impact of other dimensions of the macroeconomic environment, such as the inflation rate.

Perhaps the lack of attention given to the estimated macroeconomic effects on poverty and inequality could, at least partially, be justified by the presumption that these effects are weak in relation to the impact of structural factors. However, there is also an alternative simpler explanation based on the availability of information.

Three factors, however, led the Brazilian experience over the past fifteen years to be particularly suitable for an empirical analysis of the relationship between income distribution and macroeconomic performance. First, the availability of temporally comparable monthly employment surveys and household surveys covering the entire period ensure that the time series on poverty and inequality over this period are available.

Second in the 1980s and 1990s the Brazilian macroeconomic performance was considerably weaker than in previous decades.<sup>1</sup> There was an overall perception that this poor macroeconomic performance had a great impact on poverty and inequality.<sup>2</sup>

---

1 At least two leading indicators clearly demonstrate this deterioration in the macroeconomic environment. On one hand, the average growth rate of GDP dropped from an impressive average of 8% per year in the 1970s to an average of 3% per year in the 1980s and 1990s (see IPEA 2000). On the other hand, inflation, which was already increasing over the previous decades, particularly in the mid-1960s and late 1970s, became a chronic problem over the past fifteen years. In fact, the Brazilian annual inflation rate rose from around 10% in the late 1940s to the absurd level of 2,500% in the early 1990s (see IPEA 2000).

2 That was pointed as one of the major motivation for an intense government intervention, such as the sequence of stabilization plans that we experienced, at this time.

Finally, growth, inflation and unemployment varied considerably over the period. All such wide variations are very important for identifying the effects of macroeconomic variables on poverty and inequality and for getting precise estimates of these effects.

The objective of this study is to explore this empirical possibility to investigate the relationship between poverty and inequality, on one hand, and inflation and unemployment (as a proxy for economic growth), on the other. Moreover we will try to identify temporal variations of these relations, distinguishing mainly periods pre and post Real Plan.

The relation between economic growth and inflation, in one hand, and inequality in Brazil were estimated by Cardoso (1993); Barros, Cardoso and Urani (1995); Ferreira and Litchfield (1996); and Hoffmann (1995, 1998). The analogous estimation considering poverty instead of inequality are much less explored. (Barros, Mendonça and Neri, 1995) The most recent papers (Hoffmann and Ferreira & Litchfield) use annual information which limit their sample to less than 20 observations. The others use information prior to the real plan and the recent climbing of unemployment rates. It worths mentioning that only Barros, Mendonça and Neri (1995) tries to identify temporal variations on the relations estimated.

This paper is organized as follows: in the following section we present a basic description of the monthly evolution of poverty, inequality, inflation and unemployment in Brazil over the past seventeen years. In section 3 we describe the methodology used to obtain quantitative estimates of the impact of inflation and unemployment on poverty and inequality. In this section, we also provide some alternative regression models estimated by us using monthly aggregated time series and by pooling regional specific time series. In section 4 we submit our estimates of the impact of unemployment and inflation on poverty and inequality, comparing when it is possible to those reported on the papers mentioned above. Finally, in section 5 we present a summary of the main findings of this paper.

## 2 Basic description

In this section we investigate the overall trends in some macroeconomic variables, namely inflation and unemployment, and the degree of poverty and inequality. For most of this analysis we use aggregated monthly time series covering metropolitan Brazil during the period from 1982 to 1998.<sup>3</sup>

---

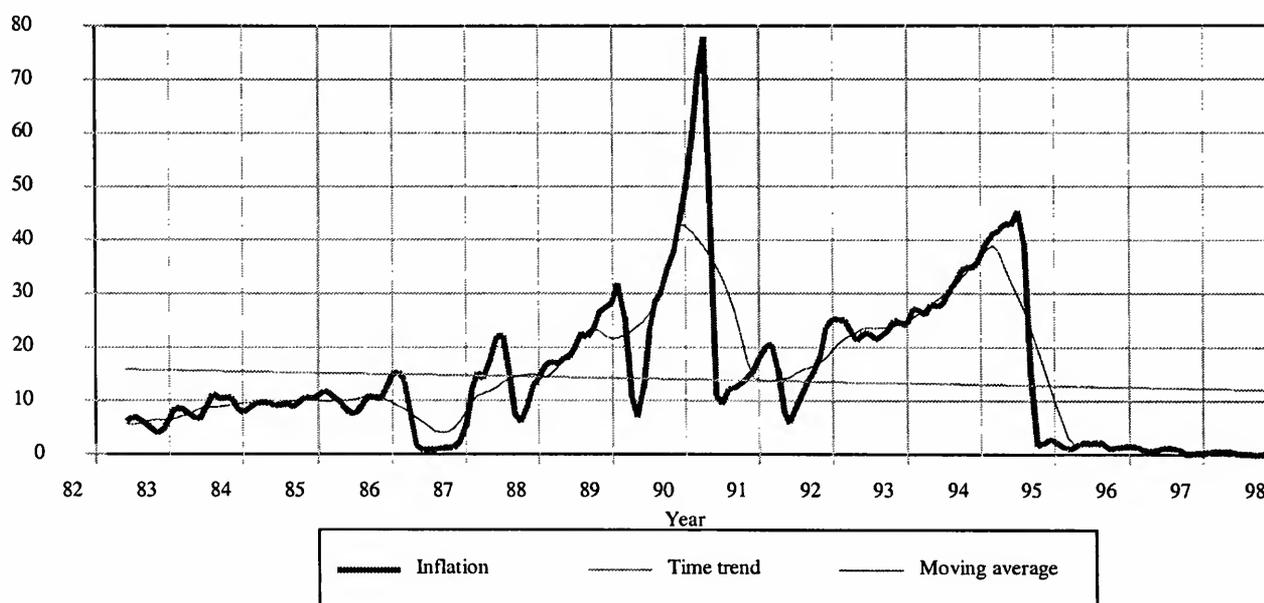
3 Metropolitan Brazil consists of the regions of the following capital cities: Porto Alegre, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, São Paulo, Recife and Salvador.

Inflation is measured by monthly variations in the INPC-R (Índice Nacional de Preços ao Consumidor, Restrito). The unemployment rate follows the standard definition considering anyone who did not have a job in the reference week but did look for a job during that week. Poverty is measured by the average income gap using a monthly poverty line of R\$ 50 per person in terms of 1995 Reais.<sup>4</sup> Inequality is measured using the Theil-T Index. Both measures use the distribution of persons according to the per capita family income.

## Inflation

During this period, inflation underwent sharp fluctuations, mainly between 1986 and 1992, caused by a sequence of five unsuccessful stabilization plans. Despite these fluctuations, the rate of inflation displayed a sharp upward trend at least until the Real Plan in mid-1994 (see Figure 1). In fact, the monthly inflation rate went from 5% per month in the beginning of the 1980s to 40% per month by mid-1994. With the Real Plan, inflation declined and continued extremely low during the past five years.

**Figure 1**  
**Evolution of Monthly Inflation (%)**



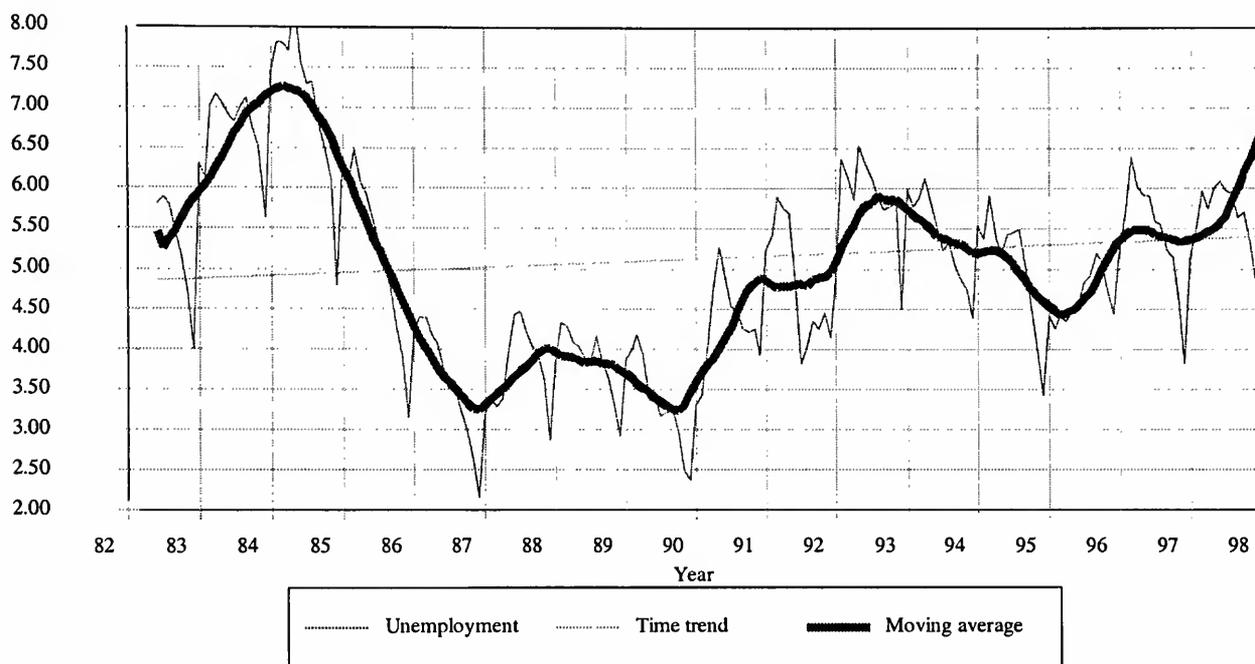
Source: IBGE.

<sup>4</sup> To express this value in other periods we use the INPC index

## Unemployment

Figure 2 reveals two different patterns on unemployment evolution. In fact, the evolution of unemployment is quite distinct between 80s and 90s. While there is a downward trend in the first period, the opposite is registered for the second one. There are exceptions in both periods mentioned above. There was a increase on unemployment rates between 1983-84 and a decrease between 1994-95, which are consistent with business cycle. Finally, it is worth mentioning that the unemployment fluctuations in the 1980s were much wider than in the 1990s.

**Figure 2**  
**Evolution of Unemployment**

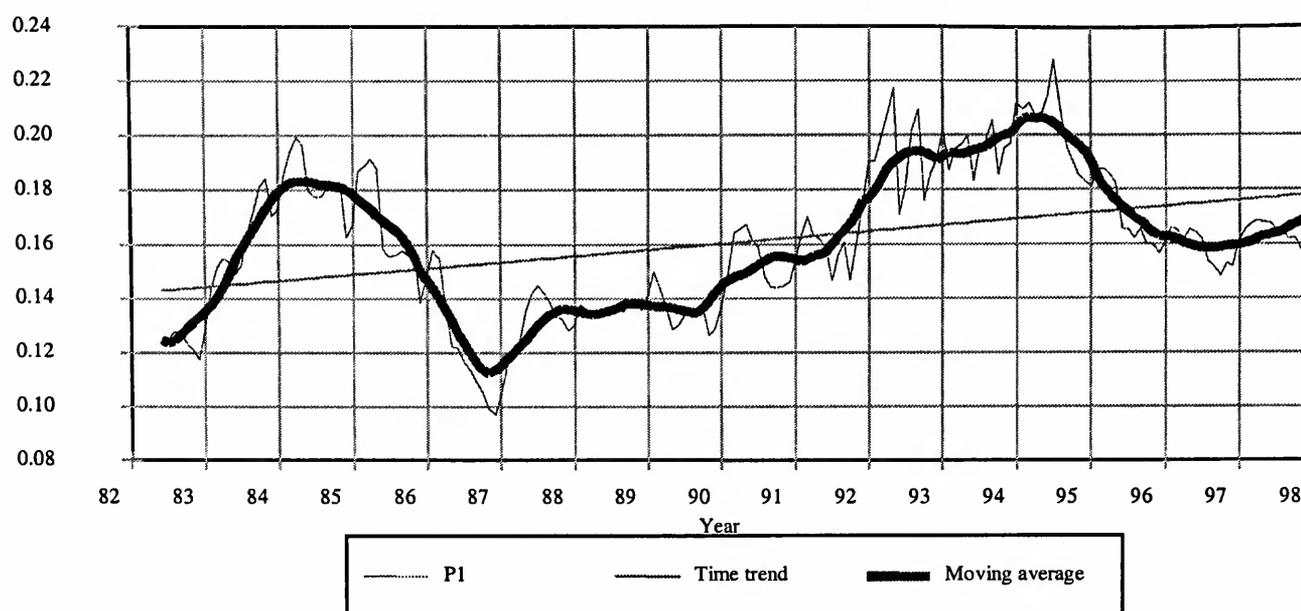


Source: Based on Pesquisa Mensal de Emprego (PME).

## Poverty

Figure 3 reveals that poverty followed an upward trend, coupled with substantial oscillations around it. As a result of its upward trend, the average income gap was almost four percentage points higher in 1998 than in 1982. Overall, during this period poverty reached its highest value around mid-1994, on the eve of the Real Plan, and reached its lowest level at the end of 1986, nine months after the Cruzado Plan. Neri, Considera e Pinto (1999) also point a growth on poverty indices during the 90's, reaching a peak in 1994. As far as an eye-bowl analysis can identify, poverty seems to be related to unemployment and not too much to inflation.

**Figure 3**  
**Evolution of Poverty Average Income Gap - Poverty Line:R\$50**



Note: In terms of 1995 Reais.

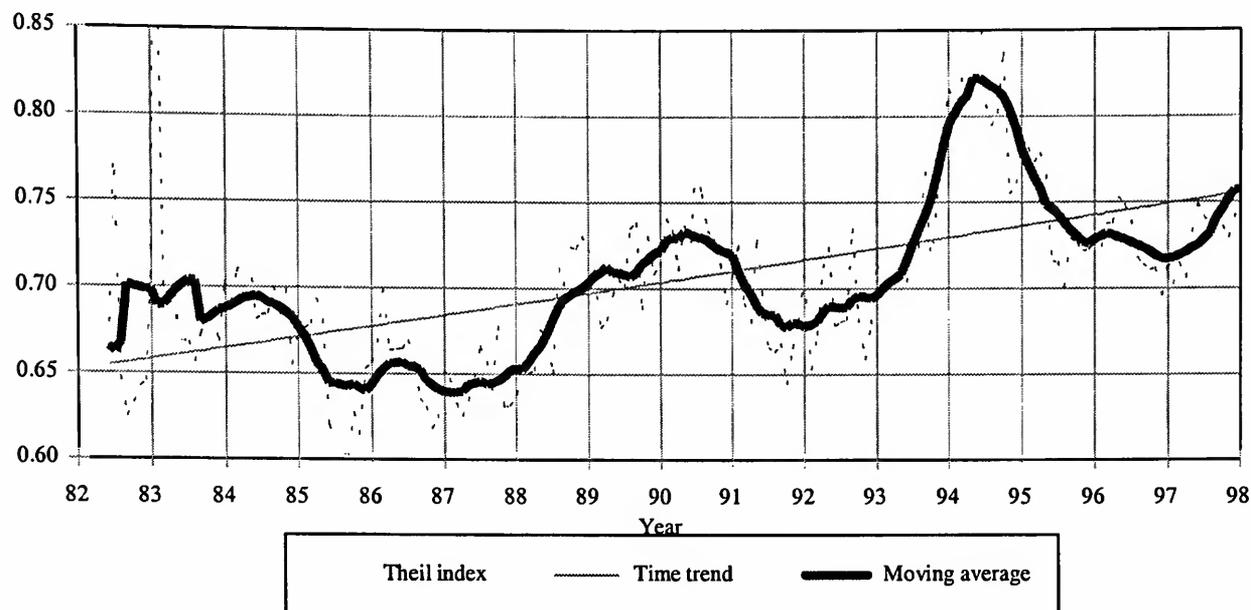
Source: Based on Pesquisa Mensal de Emprego (PME).

## Inequality

Figure 4 reveals that inequality also followed an upward trend coupled with substantial oscillations around it. As a result of this upward trend, the Theil index was almost 12 percentage points higher in 1998 than in 1982. Over this period inequality reached its highest level around mid-1994, on the eve of the Real Plan, and reached its lowest level by mid-1985, before the Cruzado Plan<sup>5</sup>. The same preliminary observations about the connection on poverty and macro variables seems to hold for inequality.

<sup>5</sup> Neri, Considera e Pinto (1999) also pointed the highest level for inequality indices in 1994 over the 90's.

**Figure 4**  
**Evolution of Inequality - Theil Index**



Source: Based on Pesquisa Mensal de Emprego (PME).

### 3 Methodology

In its simplest form, the aggregated relationship between poverty ( $p$ ) and inequality ( $q$ ), on one hand, and inflation ( $i$ ) and unemployment ( $u$ ), on the other hand, can be expressed as

$$p = \alpha_p + \beta_p \cdot i + \eta_p \cdot u + \varepsilon_p \quad (1)$$

$$q = \alpha_q + \beta_q \cdot i + \eta_q \cdot u + \varepsilon_q \quad (2)$$

where  $\alpha$ ,  $\beta$  and  $\eta$  are parameters to be estimated and  $\varepsilon$  captures a set of other explanatory factors.  $\beta_p$  ( $\beta_q$ ) measures the effect of inflation on poverty, while  $\eta_p$  ( $\eta_q$ ) measures the effect of unemployment on poverty (inequality). Hence,  $\gamma_p = \eta_p / \beta_p$  ( $\gamma_q = \eta_q / \beta_q$ ) measures the rate of substitution between unemployment and inflation along an iso-poverty (inequality) line, i.e.,  $\eta / \beta$  measures by how many percentage points inflation has to drop to compensate for an increase in unemployment of one percentage point. Some estimates will also include variables with a lag for unemployment, inflation, poverty and inequality as some regression models.

To obtain some rough estimates of the magnitude of these two effects we regress measures of poverty and inequality on the level of the inflation and unemployment rate. We use a series

of alternative data sets and econometric models to estimate these regressions. The regression models vary slightly according to the data set been used. In some cases we allow the parameters to vary over time, while in others we allow the parameters to vary across regions. In this section we describe the alternative methodologies being used. Before we begin to describe these differences, it is important to emphasize that, in all cases, the dependent variables will be the measures of poverty (average income gap) or inequality (Theil index) that we introduced in section 2, whereas the independent variables will always be the inflation and unemployment rate also defined in section 2, as well as lags in poverty and inequality.

### 3.1 The series

As already mentioned, PME can be used to estimate monthly measures of poverty, inequality and unemployment. These estimates can be obtained for each of the six major Brazilian metropolitan areas, and for the six areas as a whole. Moreover, to this database we can add monthly data on inflation, both broken down into each metropolitan area and for all metropolitan areas together. As a result we can have two basic monthly databases. On one hand, we have a data set containing aggregated time series for all metropolitan Brazil. On the other, we have a data set containing time series for each of the six major Brazilian metropolitan areas. In this study we use both data sets: the aggregated time series and the pooling time series. To make use of their comparative advantages we estimate slightly different models in each case.

#### 3.1.1 Aggregated time series

Based on the aggregated time series we estimated two types of models. The first assumes that all parameters in equation (1) and (2) are time invariant. The estimated parameters and their corresponding standard errors are presented in Table 1. The second model recognizes that the magnitude of the effects of inflation and unemployment may vary over time. As a result, instead of running a simple regression using the entire period, we run a regression series, each one covering a contiguous period of 36 months. The evolution of the estimated parameters is presented in Figures 5 and 6.

#### 3.1.2 Pooling time series

The availability of time series for each of the metropolitan areas allows us to identify the impact of inflation and unemployment on poverty and inequality using both time and regional variations. Using this information as basis we also estimated two alternative models. The first one assumes that all parameters are time invariant and common to all metropolitan areas. The

estimated parameters and their corresponding statistical significant are presented in Table 3. The second model assumes that the impact of inflation and unemployment are common to all regions but that the level of poverty and inequality may vary across regions, i.e., this model assumes that all slope coefficients are common to all regions but the intercept is region specific. In other words, a fixed effect model is estimated. The estimated parameters and their corresponding statistical significant are also presented in Table 4.

## 4 Regression results

In this section we discuss our estimates of the relation between unemployment and inflation on the one hand and poverty and inequality on the other hand. Although we concentrate our attention just on the estimates for one inequality measure (Theil Index) and one poverty measure (Average Income Gap – P1), the results obtained from all other inequality and poverty measures considered are very similar. Due to high probability of endogeneity of unemployment and inflation our results will not be interpreted in a causal context.<sup>6</sup>

### 4.1 Poverty

We estimated four different models based on monthly data. Three of them assuming the relations are time invariant. We begin by analyzing their results. Then we comment on the results obtained from the time variant parameter model.

#### 4.1.1 Time invariant parameters

##### Aggregated time series

The estimates based on the aggregated time series reveal that both inflation and unemployment are harmful related with poverty. More specifically, Table 1 shows that a one percentage point increase in monthly inflation is associated to increases in the average income gap by 0.04 percentage point, whereas an increase in unemployment by a one percentage point is associ-

---

<sup>6</sup> We mean that probably movements on inflation or unemployment do not cause movements on poverty or inequality. Rather there are probably other variables whose movements cause movements on all these variables at the same time.

ated to increases in the average income gap by 1.2 percentage point. Although the results suggests positive and significant relations, from a substantive point of view the movements associated to inflation could be considered rather slight. In fact, for instance, considering an increase in the inflation rate from 20% to 100% a year, the monthly poverty rate would have to increase by 4.4 percentage points. According to our estimates, associated to this increase in inflation would be an increase in poverty of 1/6 of one percentage point. This is certainly a rather weak movement on poverty compared to a fivefold increase in inflation.

**Table 1**  
**The Impact of Inflation and Unemployment on Poverty and Inequality Montly Aggregate Time Series**

Dependent variables	Unemployment	Inflation
<i>Average income gap</i>		
Coefficent	1.16	0.04
Standart deviation	0.11	0.01
<i>Theil index</i>		
Coefficent	1.16	0.09
Standart deviation	0.27	0.02

Source: Based on Pesquisa Mensal de Emprego (PME) from may 1982 to december 1998.

In taking the extremes, consider the full variation in inflation over the period. Inflation over the period varies from essentially zero to 80% per month. Even this increase of 80 percentage points in monthly inflation would be associated to an increase on poverty of just 3.2 percentage points.

The relation between unemployment and poverty, as opposed to inflation, can be considered strong. For instance, an increase in unemployment by two percentage points would is related to an increase on poverty by almost 2.3 percentage points. To take the extreme case, note that over the past fifteen years the unemployment rate ranged from 2.2% to 8.3%, i.e., a change of 6.1 percentage points. According to our model a change in unemployment of this magnitude would be followed by an increase in poverty of 7.1 percentage points.

An illustrative way to see the relative importance of the macroeconomic variables considered is the slope of an iso-poverty curve. This information consist on the magnitude of the variation in one of the macroeconomic variable necessary to compensate an increase on poverty

due to a deterioration in the other macroeconomic variable. According to our result this slope is 29, which means that a one percent increase in unemployment rate should be compensated by a 29% drop of the inflation rate in order to keep poverty level unchanged.

Table 2 provides some estimates with lag variables. If the measurement for poverty is included with a lag between regressions, the contemporary relation between inflation and unemployment on poverty become much weaker. The unemployment and inflation coefficients, which are 1.16 and 0.04 respectively in Table 1, drop to 0.22 and 0.01.

**Table 2**  
**The Impact of Inflation and Unemployment on Poverty and Inequality Montly Aggregate Time Series**

Dependent variables	Unemployment	Unemployment t-1	Inflation	P t-1	Theil t-1
<i>Average income gap</i>					
Coefficient	0.65	0.57	0.05		
Standart deviation	0.27	0.27	0.01		
<i>Average income gap</i>					
Coefficient	0.22		0.01	0.86	
Standart deviation	0.05		0.00	0.03	
<i>Theil index</i>					
Coefficient	0.31		0.03		0.72
Standart deviation	0.20		0.02		0.05

Source: Based on Pesquisa Mensal de Emprego (PME) from may 1982 to december 1998.

When the lag of poverty level is excluded, unemployment lag becomes significant, the contemporary inflation coefficient drops from 1.16 to 0.65 and the association between unemployment and inequality in the following period is similar to the contemporary association, with the estimate coefficient of 0.57.

The association between unemployment and poverty may have an explanation based on the firm's strategies to lay-off unskilled workers during recession periods. In this case poverty should rise during these periods.

### Pooling time series

Tables 3 and 4 also give estimates of how close are inflation and unemployment to poverty based on pooling regional specific time series. Two models are estimated. They differ to the extent that one of them (the fixed-effect model) allows the intercept of the regression to vary across regions. These tables reveal that the pooled data estimates suggest a closer relation between the variables investigated than those obtained using the aggregated time series.

The results also reveal that the fixed-effect model estimates are closer to those obtained using aggregated data than are the estimate models without a fixed effect. This result indicates that cross-sectional estimates of the relation between macro variables and poverty tend to be much greater than those obtained from time series. As a matter of fact, the estimates based on a fixed-effect model are essentially the same as those obtained with the aggregated time series. However the estimates with the pooled data tend to be higher. Nevertheless, they are of the same order of magnitude of those obtained using aggregated time series.

**Table 3**  
**The Impact of Imflation and Unemployment on Poverty and Inequality**  
**Pooling Montly Regional Times (Without Fixed Effect)**

Dependent variables	Unemployment	Inflation
<i>Average income gap</i>		
Coefficient	2.35	0.11
Standart deviation	0.10	0.01
<i>Theil index</i>		
Coefficient	2.58	0.17
Standart deviation	0.19	0.02

Source: Based on Pesquisa Mensal de Emprego (PME) from may 1982 to december 1998.

**Table 4**  
**The Impact of Inflation and Unemployment on Poverty and Inequality Pooling**  
**Montly Regional Times Series (With Fixed Effect)**

Dependent variables	Unemployment	Inflation
<i>Average income gap</i>		
Coefficent	1.47	0.08
Standart deviation	0.06	0.01
<i>Theil index</i>		
Coefficent	1.39	0.13
Standart deviation	0.15	0.02

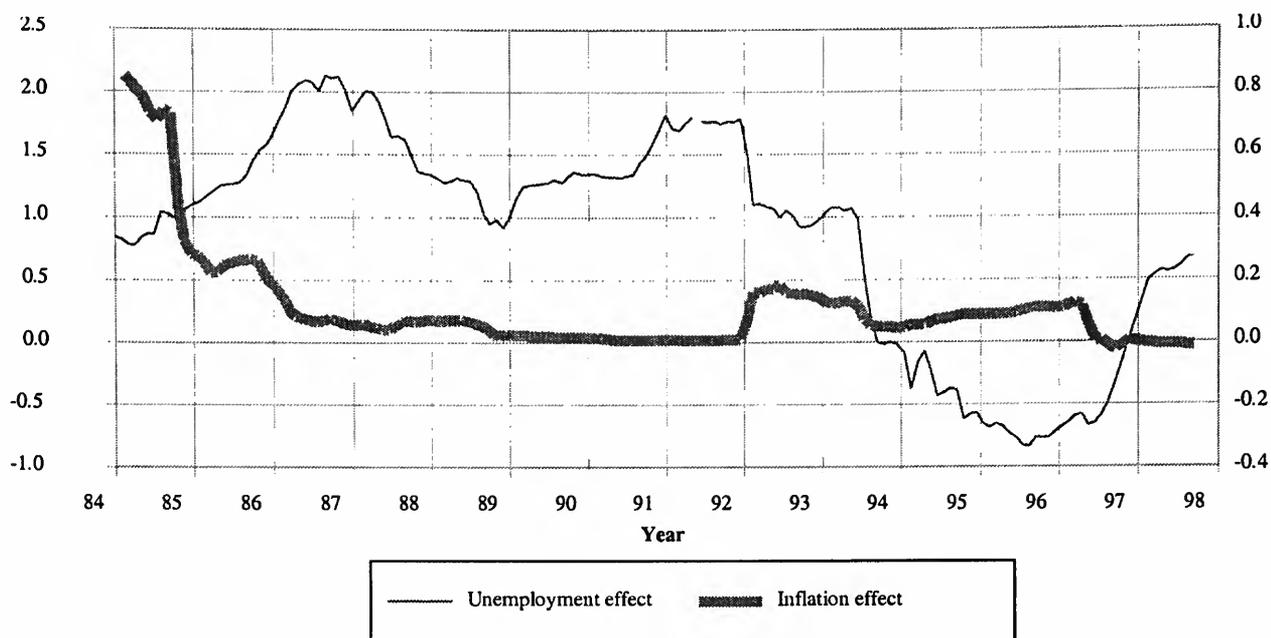
Source: Based on Pesquisa Mensal de Emprego (PME) from may 1982 to april 1997.

#### 4.1.2 Time variant parameters

In the previous subsection we assumed that the relation between macroeconomic variables and poverty were time invariant. In this section we dispense this assumption. We estimate these relations by running a series of local regressions using a 36-month wide window. Figure 5 presents the estimated temporal development of the coeficients of inflation and unemployment, respectively. Figure 5 shows that the impact of unemployment remains relatively stable around 1.0 until 1991. From 1991 to 1993, the impact of unemployment collapses. The estimates from 1993 onwards reveal no impact of unemployment on poverty. Since 1996 there has been an increase in the effect of unemployment.

This figure also indicates that the impact of inflation was high in the early 1980s but declines significantly towards 1985. It remains low but stable from 1985 to 1991. In 1991 and 1992 the impact of inflation rose again. After 1992 it drops to stabilize at a moderate level and remains stable at this level until today.

**Figure 5**  
**Effects of Inflation and Unemployment on Poverty (Average Income Gap)**



Note: Poverty line: R\$ 50.

In short, over most of the period there is a strong association between unemployment and poverty and a weak one between inflation and poverty. However, at the end of the period unemployment seems to be unrelated to poverty while inflation become closed related to poverty. This evidence of recent major changes in the magnitude of the coefficients of inflation and unemployment indicates that estimates based on the overall period may not properly reflect the current situation.

## 4.2 Inequality

As in the case of poverty, we also estimate four alternative models for inequality based on monthly data. Three of them assume that the relation between macro variables and inequality are time invariant. We begin by analyzing the results obtained with these three models. Then we discuss the results obtained with the time-varying parameter model.

### 4.2.1 Time invariant parameters

#### Aggregated time series

The estimates based on the aggregated time series reveal that both inflation and unemployment are somehow connected to inequality. More specifically, Table 1 reveals that a one per-

centage point increase in monthly inflation is associated to an increase in the Theil index by 0.09 percentage point, whereas an increase in unemployment by a one percentage point is associated to an increase in the Theil index by 1.2 percentage points. Although these coefficients are positive and significant from a substantive point of view, they could be considered rather small.

For instance, consider, as in the case of poverty, an increase in inflation from 20% to 100% per year, implying that the monthly inequality rate would increase by 4.4 percentage points. Given the estimated coefficient of inflation, it would be accomplished by a 0.4 of a percentage point increase on inequality, which is certainly a rather small change in inequality compared to a fivefold increase in inflation. However, if we take the total variation in inflation over the entire period we get a equivalent significant variation on inequality. In fact, inflation in the period varied from zero to 80% per month. Such variation in monthly inflation would be associated to an increase in the Theil index of 7.2 percentage points.

The coefficient for unemployment on inequality is 12.9 times greater than the corresponding one for inflation. As a consequence, from a substantive point of view, the relation between unemployment and inequality can be considerably stronger than the one between inflation and inequality. For instance, an increase in unemployment by four percentage points will be accomplished by an increase on inequality by more than 4.8 percentage points. To take the extremes, note that over the past fifteen years the unemployment rate ranged from 2.2% to 8.3%, i.e., a change of 6.1 percentage points. According to our estimation there should be an increase in inequality of 7.3 percentage points, which is certainly significant.

The inclusion of the Theil index with one lag in the regressions makes unemployment no more significant at a 10% level and makes the coefficient drop from 1.16 to 0.31. The inflation coefficient is also substantially reduced from 0.09 to 0.003 (Table 2).

Cardoso (1993) shows strong relations between inflation and unemployment in one hand and inequality on the other hand, according to PME data between 1981 and 1991. Hoffmann (1995, 1998) find a positive relation between inflation and inequality, which contrast with Cardoso's results.<sup>7</sup> Bonelli e Ramos (1995) point a negative relation between per capita GDP and Gini index which holds only during the period 1977/86. During the second half of the 80's the significative rising of inflation rate tend to dominate the inequality evolution, according to the authors.

---

7 When the author consider the average income in his estimations the relation between inflation and inequality shows a inverted U shape, but the negative slope is reached only when really high inflation rates are considered.

The unemployment and inequality link may be justified as we did for unemployment and poverty on section 4.1. Cyclical variations tend to take unskilled workers away from their jobs which tend to rise the inequality.

Hoffmann (1995) suggests that the relation between inflation and inequality may be due to a higher rigidity of wages than profits and interest. Moreover those in low wage jobs tend to have lower bargain power. Another problems pointed by Hoffmann (1995) during high inflation periods in the higher volatility of wages which tends to increase the inequality.

### Pooling time series

Tables 3 and 4 also give estimates of the relation between macro variables on inequality based on pooling regional specific time series. The same two models considered for poverty are estimated for inequality. These tables show that, as in the case of poverty, the estimates of the coefficients of inflation and unemployment using pooled data are higher than those obtained using the aggregated time series. This table also shows that the fixed-effect model estimates are very close to that obtained from aggregated time series, indicating that cross-sectional estimates of the relations mentioned tend to be greater than those from time series. Although the estimates with pooled data tend to be higher, they are of the same order of magnitude as those obtained using the aggregated time series.

### 4.2.2 Time variant parameters

In the previous subsection we assumed that the relation between macroeconomic variables and inequality were time invariant. In this section we dispense this assumption. We estimate these relations by running a series of local regressions using a 36-month wide window. Figure 6 gives the estimated temporal evolution for the coefficients of inflation and unemployment. Figure 6 reveals that the relation between unemployment and inequality remains relatively stable around 1.0 until 1987. From 1987 to 1992, this relation is insignificant. The estimates from 1993 onwards reveal a surprising negative relation between unemployment and inequality and, after 1994, the estimates of this coefficient rises at an increasing rate.

This figure also indicates that the relation between inflation and inequality was unstable in the early 1980s, and stable but very weak from 1984 to 1987. From 1991 to 1992 the coefficient of inflation increases significantly. After 1992 it drops to stabilize at a moderate level, and remains stable at this level until today.

**Figure 6**  
**Effects of Inflation and Unemployment on Inequality (Theil Index)**



## 5 Conclusion

Over the past seventeen years the Brazilian macroeconomic performance has been considerably weaker than in previous decades. Inflation reached unprecedented levels and economic growth declined considerably. In this study we use monthly and annual time series to access if this weak and unstable macroeconomic performance is somehow related to poverty and inequality.

The basic descriptive analysis was also able to identify, at least qualitatively, that inequality is more sensitive to inflation than poverty, while poverty is more sensitive to unemployment than inequality.

A more detailed regression analysis, using aggregated and pooling time series, were then conducted to obtain quantitative estimates of how inflation and unemployment are associated to poverty and inequality.

The estimates reveal that a ten percentage point increase in the monthly inflation rate is accomplished to increases in the average income gap and Theil index by less than one percentage point. From a substantive point of view, this result indicates that inflation seems to be weakly related to inequality and particularly to poverty. However, since the variation in the monthly inflation rate over the past seventeen years has been very substantial, inflation for the

period ranging from 0% to the astonishing level of 80% per month, variation on poverty became quite significant. In fact, an increase in monthly inflation by 80 percentage points would be associated to an increase in the poverty income gap of 3.2 percentage points and 7.2 percentage points in the Theil index, which are certainly significant changes.

As far as unemployment is concerned, the estimates indicate that a one percentage increase in unemployment would be associated to an increase of the average income gap and the Theil index by 1.2 percentage points. Overall, the magnitude of the coefficients should be considered relatively small. Note that, while inflation is stronger related to inequality, unemployment is stronger related to poverty. Over the past seventeen years the unemployment rate has varied six percentage points between 2% and 8%. This variation is associated to an increase in the average income gap of 7.1 percentage points and an increase in the Theil index of 7.3 percentage points, which are certainly significant changes. The inclusion of the Theil index and the average income gap with one lag in the regressions substantially reduces the coefficients of inflation and unemployment.

Finally, the time-varying regressions indicate that the major results of this study, although applicable to most of the period analyzed, may not necessarily reflect the current situation. In fact, the time-varying estimates reveal a sharp recent decline in the coefficients of unemployment on poverty and inequality, consistent with the drop in poverty and inequality in 1995, despite a considerably increase in the unemployment rate. There is also evidence that the coefficients of inflation on poverty and inequality declines as inflation accelerates. This decline in the importance of inflation is consistent with the idea that, as an inflationary process progresses, society creates institutions (indexing mechanisms) in order to neutralize the real effects of inflation.

## References

- Barros, Ricardo Paes de; Neri, Marcelo e Mendonça, Rosane. *Poverty and inflation in Brazil: an investigation of their aggregated relationship*. Rio de Janeiro: IPEA, 1995.
- Bonelli, R. e Ramos, L. Distribuição de renda no Brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70. *Revista de Economia Política*, v. 13, n. 2 (50), abril-junho 1993.
- Cardoso, E. Cyclical variations of earnings inequality in Brazil. *Revista de Economia Política*, v. 13, n. 4 (52), out.-dez. 1993.

Cardoso, Eliana; Barros, Ricardo Paes de; and Urani, André. Inflation and unemployment as determinants of inequality in Brazil: the 1980s. *In: Reform, recovery and growth*. Chicago: University of Chicago Press, 1995, p.151-175.

Ferreira, Francisco H. G. and Litchfield, Julie A. *Growing apart: micro and macroeconomic factors behind the Brazilian income distribution, 1981-1990*. Rio de Janeiro: IPEA, 1996, 32p. (Série seminários, 22).

Hoffmann, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979-90. *Revista Brasileira de Economia*, v. 49, n. 2, p. 277-294, abril-junho 1995.

\_\_\_\_\_. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979-97 e a influência da inflação e do salário mínimo. *Economia e Sociedade* 11, p. 199-221. IE-UNICAMP, dez. 1998.

IPEA, <http://www.ipeadata.gov.br> (2000)

Kuznets, Simon. Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, v. 45, n. 1, p. 1-80, March 1955.

Neri, M. Dynamics of income distribution in Brazil. 25º Encontro Nacional de Economia, ANPEC, *Anais*, v. 2, p. 1141-56, Dez. de 1997.

Neri, M.; Considera, C. e Pinto, A. A evolução da pobreza e da desigualdade brasileira ao longo da década de 90. *Economia Aplicada*, v. 3, n. 3, p. 383-406, julho-setembro 1999.

Ravallion, Martin and Datt, Gaurav. Is targeting through a work requirement efficient? Some evidence for rural India. *In: Public spending and the poor: theory and evidence*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1995. p. 411-444 (World Bank Book).



## Condições e política de saúde no Brasil: uma avaliação das últimas décadas

Werner Baer<sup>§</sup>  
Antonio Carlos Campino<sup>¶</sup>  
Tiago Cavalcanti<sup>§</sup>

### RESUMO

Este artigo descreve a situação da saúde da população do Brasil, o sistema de saúde brasileiro, e suas implicações para o processo de desenvolvimento. Embora tenha havido melhorias substanciais nas últimas décadas, o Brasil ainda tem um padrão epidemiológico onde as doenças infecciosas e parasitárias apresentam uma importância bastante significativa, devido à deficiência da infra-estrutura sanitária adequada. Este padrão está rigorosamente associado à alta concentração de renda no Brasil. Enquanto as classes de renda média e alta podem comprar planos de saúde e usar o tipo de serviço de saúde similar ao que é usado em países industriais avançados, a pobreza urbana e a população rural têm acesso limitado aos serviços públicos de saúde, que são, na maior parte, bens precários.

**Palavras-chave:** políticas de saúde, Brasil, desenvolvimento econômico e social, política governamental, bens públicos, recursos humanos.

### ABSTRACT

This article describes the health situation of Brazil's population, the Brazilian health system, and their implication for the development process. Although there were substantial improvements in the last decades, Brazil still has an epidemiological pattern where infectious and parasitic diseases, due to lack of adequate sanitary infrastructure, are still prevalent. This pattern is closely associated with Brazil's highly concentrated income distribution. While the middle and upper income classes can buy health plans and use the type of health care which is similar to that used in advanced industrial countries, the urban poor and the rural population have limited to public health services, with are mostly quite precarious.

**Key words:** health policy, Brazil, economic development, government policy, public goods, human resources.

**JEL classification:** I18, H41, O15.

---

§ Universidade de Illinois.

¶ Universidade de São Paulo.

Um dos principais objetivos do desenvolvimento econômico é melhorar o padrão de vida do cidadão médio de um país. Além de atingir rendas *per capita* mais altas dentro de um sistema de razoável equidade (i.e., evitando uma excessiva concentração de renda), um importante objetivo é trazer também para o cidadão médio um padrão decente de escolaridade e saúde. Naturalmente, existe uma quantidade substancial de controvérsia sobre o sentido da causalidade: uma renda *per capita* mais alta é o resultado de melhor educação e saúde, ou melhor educação e saúde é o resultado de renda *per capita* mais alta?

Estudos recentes (Behrman, 1996; Levinger, 1992; and Martorell, 1993) têm mostrado que saúde e nutrição estão positivamente associadas com ganhos em escolaridade e produtividade, que, por sua vez, se traduzem em conquistas no processo de crescimento econômico de longo prazo, como prediz a Teoria do Capital Humano. (Mushkin, 1962, and Schultz, 1962) Assim, saúde e educação são os canais básicos da formação do capital humano e deveriam ser vistos como investimentos que produzem retornos contínuos no futuro. Embora seja fácil medir retornos para educação, pois anos de escolaridade completos é uma boa *proxy* para escolaridade, é mais difícil medir os retornos para investimentos em saúde, porquanto nenhum índice similar para a saúde dos indivíduos está disponível.<sup>1</sup> Isto explica, em parte, por que a pesquisa econômica básica sobre investimento em capital humano, via programas de saúde, recebeu menor atenção do que os retornos sobre investimento em educação, a despeito de sua importância para o desenvolvimento e o bem-estar do indivíduo.

Ademais, um aumento da expectativa de vida, por meio de uma melhoria na saúde, reduz a taxa de depreciação e aumenta o retorno do investimento em educação e em programas sociais criados pelo governo. A morte prematura de um indivíduo implica um retorno menor sobre os investimentos públicos nesta pessoa. Do ponto de vista de um país, é também muito difícil avaliar a morte prematura de um cientista ou de um chefe político. Por exemplo, “...*qual teria sido a perda se Einstein tivesse morrido durante a epidemia de gripe após a I Guerra Mundial, ou se o último trabalho de Keynes fosse seu Treatise on Money?*” (Mushkin, 1962, p. 131)

Mesmo que os dados estatísticos mostrem que, juntamente com o crescimento econômico e com o aumento da renda *per capita*, há uma melhoria geral nas condições de saúde, uma importante questão diz respeito ao grau de participação nessas melhorias de todos os grupos

---

1 De fato, há vários índices para saúde, mas nenhum deles é superior aos demais e eles são intrinsecamente complementares. Por razões óbvias, não podemos usar gastos com saúde como uma *proxy* para o *status* de saúde dos indivíduos.

de renda. Da mesma forma que a distribuição de renda influencia o perfil da demanda de uma sociedade, pode também influir na maneira como os recursos são gastos no serviço de saúde. Isto é muito importante nas sociedades em desenvolvimento, com distribuição de renda enviesada, onde o poder político e o *status* social guiam os fatores institucionais formais e informais que conformam a provisão dos serviços sociais, tais como o serviço de saúde.

Especialistas reconheceram que saúde é um conceito ilusório. Embora todos possam concordar que saúde é a ausência de doença e enfermidade, observou-se que “... *infecção com parasitas intestinais ou desnutrição de primeiro grau (moderada), que são entendidas como doença em países com altos padrões de saúde, podem ser tão comuns em países com padrões mais baixos que nem mesmo são reconhecidas como anomalias.*” (Gillis *et al.*, 1996, p. 273) Além disso, as estatísticas sobre saúde freqüentemente deixam a desejar, “...*não somente pela ausência de uma definição clara de doença, mas porque muitas pessoas doentes nos países pobres nunca consultam um médico ou entram num hospital, e assim não entram em contato com o sistema estatístico.*” (Gillis *et. al.*, 1996, p. 273)

É dentro deste contexto que examinaremos como o crescimento e o desenvolvimento econômico do Brasil se manifestaram na saúde e no sistema de proteção à saúde. Primeiro, desenvolveremos um quadro de referência básico com o objetivo de entender a saúde no processo de desenvolvimento. Em seqüência examinaremos a evolução dos dados sobre saúde do Brasil. Isto será seguido por um levantamento da alocação de recursos para os serviços de saúde do País e da evolução do sistema de oferta desses serviços.

## Saúde e desenvolvimento

Nesta seção apresentaremos nossa abordagem analítica para investigarmos a saúde no processo de desenvolvimento. No nível agregado, assumimos que o produto total de um país pode ser representado pela seguinte função de produção:

$$Y = F(K, N, H, \xi; t), \quad F_1, F_2, F_3 > 0 \quad \text{e} \quad F_{ij} > 0 \quad \text{para} \quad i \neq j \quad (1)$$

onde K representa o capital físico, N a força de trabalho, H o nível de capital humano,  $\xi$  as instituições que regem as regras do jogo na economia (leis, papel do Estado na formação do capital humano, abertura comercial etc.) e t representa o tempo (a presença de t na função de produção permite mudanças tecnológicas.).

A variável  $H$ , que é uma “*proxy*” da “qualidade” de mão-de-obra, é uma função basicamente de investimentos em educação<sup>2</sup>,  $E$ , saúde<sup>3</sup>,  $S$ , e também da oferta de bens e serviços sociais e de infra-estrutura pelo Estado,  $G$  (tais como investimento em saneamento e oferta de água encanada). A seguinte equação representa essa relação:

$$H = H(E, S, G; t), \text{ onde } H_1, H_2, H_3 > 0 \text{ e } H_{ij} > 0 \text{ para } i \neq j \quad (2)$$

É importante notar que o retorno de investimento em saúde depende do nível da educação da população do país sob investigação e vice-versa. Assim, embora investimento em saúde tenha um impacto positivo na formação de capital humano e, em consequência, na renda *per capita* de um país, é difícil isolar esse impacto. Consideremos, por exemplo, uma criança cuja saúde esteja debilitada para freqüentar uma escola. Agora, suponhamos que o governo provenha serviços sociais sob a forma de uma melhor nutrição e cuidados com saúde para essa criança. Certamente, no futuro, esta criança terá uma probabilidade maior de ter um melhor emprego e ascensão profissional do que uma criança que não tenha recebido os mesmos investimentos em saúde. No entanto, que parte dessa melhoria em oportunidades profissionais se deve à melhora na saúde e que parte é devido à educação obtida por essa criança? Qualquer tentativa de isolar esses efeitos está sujeita a erros de mensuração e efeitos espúrios. Mais ainda, investimentos em infra-estrutura (saneamento e água encanada), esportes e recreação têm também efeitos positivos na qualidade da saúde da população de um país, tornando-se mais difícil mensurar o impacto do investimento em saúde no processo de desenvolvimento.

Ademais, diferenças em níveis de saúde e educação entre países vêm se reduzindo mais rapidamente nos últimos anos do que as reduções em disparidades de renda.<sup>4</sup> Isto implica que outros fatores, tais como organização institucional, expliquem diferenças de renda entre países. As instituições, em particular, são muito importantes para o processo de desenvolvimento do Brasil, pois a distribuição de renda, como veremos adiante, foi um fator decisivo no tipo de oferta de serviços e bens sociais, como cuidados em saúde e nutrição, fornecidos pelo Estado. Como consequência, as instituições influenciaram no modo como as causas de morte e nível de saúde estão distribuídos entre os diferentes grupos de renda no Brasil. Finalmente, uma vez que o nível de saúde não é homogêneo entre diferentes grupos

2 Ver, por exemplo, Lucas (1988).

3 Ver Mushkin (1962) e Becker (1993).

4 Ver Behrman e Deolalikar (1988).

sociais no Brasil, análises da média sobre toda a população levam a inferências imprecisas, o que vem justificar nossa abordagem para investigar a relação entre saúde, instituições e distribuição de renda no Brasil. A seguir nos concentraremos nas evidências empíricas.

## Informações sobre saúde

A saúde da população do Brasil melhorou substancialmente ao longo do século 20. A Tabela 1 mostra que a expectativa de vida ao nascer cresceu de 43 anos na década de 30 para quase 68 anos na década de 90. Entretanto, o Brasil ainda está atrás tanto dos países industrializados como da média da América Latina, enquanto houve variação regional considerável dentro do Brasil, com o Nordeste apresentando uma situação de atraso mais acentuada relativamente ao Sudeste do País. A Tabela 2 mostra também um declínio dramático da mortalidade infantil, de 158 por mil nos anos 30 para 40 por mil nos anos 90. Entretanto, apesar desta melhoria, o Brasil continua substancialmente atrás dos países industrializados, e abaixo da média da América Latina. O Sudeste do Brasil, mais uma vez, apresentava taxas de mortalidade infantil menores que a média da América Latina. Uma estimativa feita pelo Banco Interamericano de Desenvolvimento, e relativa às condições de saúde da América Latina, poderia também aplicar-se ao caso específico do Brasil quando conclui que “...a América Latina e o Caribe experimentaram claramente melhorias na mortalidade infantil, expectativa de vida e cobertura nos últimos trinta anos. Mesmo assim, dados os seus níveis de educação e renda, a região deveria estar desfrutando de condições de saúde muito melhores. Em vez disso, tais países têm sérios problemas no referente à cobertura limitada, qualidade do serviço baixa ou declinante e custos crescentes.”<sup>5</sup>

**Tabela 1**  
**Expectativa de Vida ao Nascer**

	1930/40	1940/50	1950/60	1960/70	1970/80	1998
Brasil	42,74	45,90	52,37	52,67	60,08	67,91
Nordeste	37,17	38,69	43,51	44,38	51,57	
Sudeste	44,00	48,81	56,96	56,89	63,59	
América Latina				55,2		69,0
Países Industrializados				68,6		73,8

Fonte: IBGE, *Estatísticas Históricas do Brasil*, 1986; *Brasil em Números*, 1997, UNPD, *Human Development Report* (1997).

5 Inter-American Development Bank (1996, p. 301).

**Tabela 2**  
**Mortalidade Infantil (por mil)**

	1930/40	1940/50	1950/60	1960/70	1970/80	1998
Brasil	158,3	144,7	118,1	116,9	87,9	40,0
Nordeste	178,7	174,3	154,9	151,2	121,4	63,1
Sudeste	152,8	132,6	99,9	100,2	74,5	26,8

1996: Estados Unidos - 13; Alemanha - 5; Suécia - 4; Reino Unido - 6; México - 32; América Latina - 38.

Fonte: Mesma da Tabela 1, e World Bank, *World Development Report*.

As melhorias que aconteceram estavam, em parte, ligadas à evidente modernização da infra-estrutura sanitária do País. Houve uma expansão substancial na proporção da população com acesso à água tratada: de 33% em 1970 para 72% em 1995. O acesso ao saneamento, entretanto, que era de 26,6% em 1970, ainda se encontrava em apenas 40% em 1995, taxa consideravelmente mais baixa do que a dos países industrializados ou na média da América Latina (Tabela 4). Por outro lado, a população por médico e por enfermeiro, no Brasil, era substancialmente mais alta do que nos países industrializados ou na Argentina (Tabela 3).

**Tabela 3**  
**Indicadores de Saúde**

	População por Médico	População por Enfermeiro	Prevalência de desnutrição (% de crianças menores de 5 anos)
Brasil	847	3,448	7
Chile	943	3,846	1
Argentina	329	1,786	2
México	621		14
Canadá	446		
Suécia	395		
Dinamarca	360		
Estados Unidos	470(1984)	70	
Alemanha	380(1984)	230	

Fonte: World Bank, *World Development Report*.

**Tabela 4**  
**Infra-estrutura Sanitária (% da população)**

	Acesso a Tratamento de Água		Acesso a Saneamento	
	1980	1995	1980	1995
Brasil		72		41
Estados Unidos		90	98	85
Reino Unido		100		96
Alemanha				100
México		83		66
América Latina	60	75		61

Fonte: World Bank, *World Development Report*; UNDP, *Human Development Report*, 1997.

A estrutura de mortalidade foi mudando ao longo da segunda metade do século 20, refletindo o padrão epidemiológico associado a mudanças na estrutura demográfica da população. Com a expectativa de vida ao nascer aumentando, há um crescimento de doenças relacionadas às condições degenerativas crônicas. Entretanto, quando comparado às regiões economicamente mais avançadas ou às Américas como um todo (ver Tabela 6), pode-se observar que uma grande proporção das causas de morte no Brasil nos anos 90 ainda estava associada a um menor padrão de vida de uma parcela considerável da população, tais como doença pulmonar obstrutiva, doenças do aparelho digestivo, condições perinatais etc.

**Tabela 5**  
**Gastos Públicos com Saúde como % do PIB**  
**(dado mais recente disponível do ano no período 1990-7)**

Brasil	1,9%
Argentina	4,3%
Estados Unidos	6,6%
Reino Unido	5,7%
Suécia	7,2%
México	2,8%

Fonte: World Bank, *World Development Report 1999/2000*.

**Tabela 6**  
**Principais Causas da Mortalidade (%)**

	Brasil (1994)	Américas (1998)	Europa (1998)
Doença Cardíaca	7,7%	17,9%	25,5%
Doença Cérebro-vascular	9,3%	10,3%	13,7%
Infecção respiratória menos aguda	9,1%	4,2%	3,6%
HIV/AIDS	4,5%	1,8%	0,2%
Doença pulmonar obstrutiva crônica	7,1%	2,8%	2,7%
Diarréia	4,2%	2,0%	0,7%
Condições Perinatais	4,2%	2,6%	1,2%
Tuberculose		1,0%	0,6%
Câncer de traquéia/brônquios/pulmão		3,2%	4,2%
Acidentes rodoviários	3,3%	3,1%	1,9%
Outras*	49,4	51,1	45,7
Total	100,0	100,0	100,0

\* No caso do Brasil, as seguintes causas estão incluídas sob "Outras": Homicídios 3,7%; Outros acidentes e efeitos adversos de drogas e medicamentos - 2,3%; doenças hipertensivas - 2,0%.

No que diz respeito à hospitalização, verificou-se que 25,8% das internações estão relacionadas à gravidez e às complicações do parto. Doenças respiratórias (16%), doenças do aparelho circulatório (9,96%) e doenças parasitárias e infecciosas (8,79%) são responsáveis pelas frequências subseqüentes, fornecendo "... *um quadro do padrão epidemiológico brasileiro, onde doenças degenerativas crônicas coexistem com doenças parasitárias e infecciosas, devido ao abismo social que ainda prevalece...*"<sup>6</sup>

Em suma, os problemas de saúde no Brasil abrangem tanto as doenças de bebês e crianças (como a diarréia) como as doenças crônicas e degenerativas de uma população idosa. "*Como o País passa pela transição epidemiológica dos padrões de doença do mundo em desenvolvimento para aquela dos países industrializados, ambos os conjuntos de problemas de saúde necessitam de determinado tratamento.*"<sup>7</sup> Diferenças regionais também agravam o custo desta transição. Enquanto as estatísticas sobre saúde das regiões mais ricas -

6 *Brasil em Números* (1997, p. 89).

7 World Bank (1994, p. 7).

Sudeste e Sul - são similares àquelas do mundo desenvolvido, as regiões mais pobres - Norte e Nordeste - possuem padrões de saúde similares àqueles encontrados nos países africanos pobres.<sup>8</sup>

### **Saúde e serviço de saúde no Brasil antes de meados da década de 80**

No Brasil, a Previdência Social foi criada em 1923, e a partir desse ano começaram a ser ofertados à população urbana inserida no mercado formal de trabalho serviços médico-assistenciais. A população não protegida pela Previdência Social era atendida pelo Ministério da Saúde, Secretarias Estaduais de Saúde, agências municipais e instituições filantrópicas. O Poder Público era também responsável pelas ações de interesse coletivo, como o controle de endemias e a vigilância sanitária.

Até 1964, apesar do crescimento da cobertura dos serviços previdenciários, apenas 22% da população brasileira tinha acesso aos benefícios da assistência médica da Previdência Social. Nas décadas de 60 e 70 iniciaram-se, com recursos da Previdência Social, ações que visavam universalizar o acesso aos serviços médico-assistenciais.

Em meados dos anos 60, a população rural foi incorporada como beneficiária da Previdência Social, passando a ter acesso a serviços médico-assistenciais. Em 1974, qualquer pessoa, independentemente de vínculo previdenciário, passou a ter atendimento garantido em situações de emergência. (Paulani, 1999)

Essas medidas concorreram para o aumento da cobertura populacional: o número de internações providas pela Previdência Social, que correspondia a 3,2% da população em 1971, passa a 8,8% em 1979, e o número de consultas por habitante/ano, que era de 0,5 em 1971, passa a 1,3 em 1979. (Vianna *et al.*, 1987, p. 21, citado em Paulani, 1999)

Como consequência dessas medidas, os gastos com a saúde no Brasil cresceram, passando de 1% para 2% do PIB nos anos 50 e para cerca de 6% em meados dos anos 80 (comparados a 11% nos Estados Unidos, 9,2% na Alemanha, 9,7% na Argentina e 10% na Suécia). Em termos absolutos, os gastos *per capita* com saúde no Brasil somavam US\$ 80 em 1982, enquanto que os Estados Unidos, à mesma época, gastavam 15 vezes mais. (McGreevey *et al.*, 1989, p. 313)

---

8 World Health Report (1999).

É preciso destacar que enquanto o governo brasileiro gastava somente 1% do PIB com saúde em 1950, a maioria de tais recursos destinava-se à medicina preventiva e aos programas de saúde pública. Nas quatro décadas seguintes, a maior parte do crescimento dos gastos com saúde ocorreu em medicina curativa individual, de modo que, em 1982, esses gastos foram responsáveis por cerca de 85% dos gastos totais com saúde.<sup>9</sup> Uma vez que a maioria dos serviços médicos era fornecida pelo sistema de Previdência Social, que cobria principalmente trabalhadores e empregados no setor formal,<sup>10</sup> o governo reforçou a desigualdade, negligenciando os serviços preventivos destinados, primeiramente, a impedir que as pessoas ficassem doentes.<sup>11</sup> Portanto, os beneficiários da renda com gastos em saúde foram principalmente as classes de renda média e alta dos centros urbanos no Brasil, que estão concentradas no Sudeste mais rico.

O governo federal ajudou a financiar o sistema médico-hospitalar por meio do INAMPS, financiando os pagamentos dos serviços de saúde pela arrecadação sobre a folha de pagamento e custeando a construção de hospitais privados por meio de empréstimos subsidiados.<sup>12</sup> No início dos anos 80, 90% da população estava supostamente coberta pelo sistema de Previdência Social, que destinava um quarto de seus fundos ao serviço médico e hospitalar. Também um fundo especial para o desenvolvimento social (FAS), criado em 1974, financiou a construção de mais de 30.000 leitos hospitalares, dos quais três quartos estavam no setor privado.<sup>13</sup> O Ministério da Saúde forneceu ambulatório e serviços preventivos, e seu financiamento caiu substancialmente nos anos 70. É importante assinalar que em tempos de crises econômicas, quando havia necessidade de ajustamentos fiscais, os programas de

---

9 O sistema individual curativo foi financiado por meio de um imposto federal incidente sobre o total da folha de pagamento, desvinculado do programa de saúde pública do Ministério da Saúde e Secretarias Estaduais de Saúde.

10 Uma vez que a massa dos pobres que vive na zona urbana e a população rural não efetuavam pagamentos à Previdência Social, eles foram qualificados somente para os serviços mínimos.

11 Weyland (1995, p. 1701). Um autor mostrou, no início do século 20, que “... medidas de saúde pública, tais como campanhas de saneamento e serviços básicos de saúde, tornaram-se requisitos para a manutenção e a reprodução de uma força de trabalho urbana.” (Atwood, 1990, p. 143). E, em geral, “..antes do golpe militar de 1964 o grande volume de gasto público com saúde foi para o subsistema coletivo-preventivo. Entretanto, desde então, a tendência foi a marginalização progressiva do Ministério da Saúde e o abandono de medidas coletivas-preventivas, com o subsistema individual-curativo ascendendo para a posição dominante dentro do sistema do serviço de saúde.” (Atwood, 1990, p. 144).

12 O INAMPS foi parte do SINPAS (Serviço Nacional da Previdência e Assistência Social), que era financiado pelo salário e impostos do empregador e suplementado por transferências de receitas gerais. Forneceu serviços somente para os assalariados do setor formal. Ver Lewis e Medici (1998, p. 269) e McGreevey *et al.* (1989, p. 315).

13 Estes empréstimos foram bem controversos, visto que muitos foram feitos para hospitais privados, a taxas de juros reais negativas.

serviço de saúde preventiva sofreram, em geral, reduções substanciais. (McGreevey *et al.*, 1989, p. 314) Entre 1980 e 1983 os gastos federais com saúde reduziram-se em 20%. (Lewis e Medici, 1998, p. 270)

Durante todo o período houve uma disputa entre o Ministério da Saúde, que tentava tratar os principais problemas de saúde pública (tais como tuberculose, outras doenças parasitárias e infecciosas, gripe, pneumonia, bronquite, diarreia), e o Ministério da Previdência Social e o INAMPS, que representavam os interesses médicos e hospitalares.

Regionalmente, no início dos anos 80, o governo redistribuiu alguns recursos das regiões mais ricas para as mais pobres. Arrecadou 9% de financiamento para gastos com saúde no Nordeste, enquanto gastava 17,2% naquela região. A despeito desta redistribuição, os gastos federais com saúde eram duas vezes mais altos no Sudeste, mais rico, do que no Nordeste, mais pobre. (McGreevey *et al.*, 1989, p. 317-318) Em 1980, havia 32 milhões de visitas médicas registradas no Nordeste, totalizando menos de uma por pessoa, enquanto no Sudeste havia 1,7 visitas *per capita*. (McGreevey *et al.*, 1989, p. 319)

A precariedade do sistema de saúde no Brasil, nesse período, pode ser aquilatada pelo seguinte fato: em 1973, metade dos 4.000 municípios do País não tinha nenhum clínico residente. A maioria destes municípios estava localizada no Norte e Nordeste do País, mas mesmo no Estado de São Paulo, avançado economicamente, quase um terço dos municípios não possuía clínicos. (Gentile de Melo, 1981, p. 34)

Na década de 80, o sistema médico-hospitalar reuniu a maior parte dos serviços do sistema de saúde. Em 1981, mais de 85% dos gastos hospitalares destinavam-se a estabelecimentos privados; assim, a “...*forma predominante de distribuir serviços médico-hospitalares...(era)...por meio do setor privado com reembolso dos gastos pelo governo por meio do INAMPS*” (McGreevey *et al.*, 1989, p. 322), enquanto que os custos do sistema eram altos e a oferta para os pobres, precária. Isto contrasta com o mais típico arranjo nos países em desenvolvimento, onde uma grande proporção do serviço de saúde é estendida aos estabelecimentos públicos (a Tabela 7 descreve a distribuição dos estabelecimentos públicos e privados no Brasil). (World Bank, 1994) Muitos clínicos brasileiros, especialmente nas grandes cidades, continuam trabalhando como empregados, em regime de tempo parcial, em diversos empregos, uma vez que “...*além de seu trabalho em clínicas públicas, cada médico trabalha normalmente em um estabelecimento privado. Tipicamente, eles usam seu emprego em clínicas públicas como um meio para recrutar pacientes para estabelecimentos privados, onde, do ponto de vista do médico, ele pode oferecer um serviço de melhor qualidade com base em uma remuneração pelo serviço e onde o cliente pode desfrutar de uma maior atenção pessoal....Assim, os estabelecimentos de*

*responsabilidade do governo...foram, em 1981, responsáveis por 43% das consultas médicas e dentárias, mas somente por 10% de admissões hospitalares. Clínicos, dentistas e hospitais particulares conduziram 30% das consultas médicas e dentárias e 86% de admissões hospitalares. ...” (McGreevey et al., 1989, p. 323)*

**Tabela 7**  
**Distribuição dos Estabelecimentos Públicos e Privados no Brasil (%)**

	Com Leitos		Sem Leitos	
	Público	Privado	Público	Privado
1978	19%	81%	70%	30%
1980	20%	80%	71%	29%
1988	26%	74%	74%	26%
1990	28%	72%	77%	23%

Fonte: IBGE e World Bank (1994).

Estudos também mostraram que os hospitais públicos eram subutilizados na década de 80. Isto foi atribuído tanto aos estabelecimentos ineficientes e obsoletos como ao fato de que nos acordos do INAMPS com esses hospitais a remuneração era muito inferior àquela paga aos hospitais com fins lucrativos. Ademais, como as consultas iniciais ocorriam em estabelecimentos públicos, os clínicos tendiam a fazer comparações com os hospitais privados. Em geral, o sistema desenvolvido no Brasil encorajava os clínicos a recomendar grande quantidade de serviços, além da consulta inicial. Enquanto o padrão internacional é de 23 exames complementares para cada 100 pacientes consultados, os hospitais privados brasileiros, contratados pelo INAMPS, executaram, em 1981, 130 exames para cada 100 pacientes consultados. Os sistemas público e privado realizaram juntos 95 exames para cada 100 consultas, 80% dos quais, segundo os especialistas, eram provavelmente desnecessários. (McGreevey et al., 1989, p. 325) O grande número de cesarianas reforça este ponto. Cesarianas foram realizadas por todo o Brasil a taxas excessivas, especialmente no Sudeste, que é a região mais rica. O parto por cesariana ocorreu, em média, em 32% de todos os nascimentos nessa região em 1986, aumentando sua freqüência com o nível de renda que, por sua vez, está inversamente relacionado aos riscos maternos.<sup>14</sup>

<sup>14</sup> World Bank (1994). A quantidade excessiva de cesarianas também estava relacionada à forma de pagamentos. O SUS pagava mais por cesarianas do que por partos normais. Os pagamentos por este tipo de parto incluíam pagamentos para anestestistas, que não eram utilizados em partos normais. Estes fatos levaram muitos clínicos a recomendar cesarianas. Em 1999, entretanto, o SUS mudou seus procedimentos de pagamento, não pagando por cesarianas para os hospitais cuja taxa deste tipo de parto excedesse à taxa recomendada pela Organização Mundial de Saúde.

Desde os anos 70, o sistema médico do Brasil tem sido caracterizado por uma rápida expansão de equipamento médico de alta tecnologia, conforme pode ser visto pelos dados a seguir, tomando 1970 como a base 100: as consultas médicas cresceram para 565 em 1981 e as hospitalizações para 469, os exames de raio X expandiram-se para 1.036 e outros exames complementares, para 1.530. O estudo de McGreevey *et al.* afirma que muitos desses exames não eram necessários, mas que “... *existe atualmente no Brasil um avantajado complexo médico-industrial, que vende o filme e produtos relacionados para o sistema de saúde e, assim, tem motivo para repelir mudanças.*” (McGreevey *et al.*, 1989, p. 529) Até a década de 80, o sistema de saúde do Brasil poderia enquadrar-se facilmente na crítica feita ao sistema de saúde da América Latina pelo relatório do BID, no qual se afirmava que “... *para o sistema de saúde da América Latina e do Caribe, as maiores questões são sua organização e suas formas particulares de alocar recursos. Essas encorajam custos crescentes, desencorajam o esforço de provedores, direcionam-se para atividades menos efetivas em relação ao custo e resultam em cobertura desigual entre regiões e classes de renda.*”<sup>15</sup>

Neste ponto, podemos observar que, a despeito das altas taxas de crescimento e das melhorias no sistema de saúde no período anterior a meados dos anos 80, a concentração de renda refletiu-se em um sistema de saúde que fornecia, razoavelmente bem, serviços sofisticados para as classes média e alta, mas negligenciava serviços básicos para a população rural e urbana pobre.

Durante esse período, movimentos sociais emergiram, reagindo contra este modelo de serviço de saúde altamente desigual e que implicava o mau uso de recursos. Eles demandavam uma Reforma Sanitária para “...*garantir direitos iguais a todos os cidadãos e mudar a ênfase de medidas curativas para preventivas, tais como vacinação e saneamento.*” ((Weyland, 1995, p. 1701) Essa reforma entrou em vigor em 1984, com as Ações Integradas de Saúde - AIS e, posteriormente, em 1987, com o Serviço Unificado e Descentralizado do Sistema de Saúde - SUDS.

## **A Constituição de 1988 e seu impacto sobre o sistema de distribuição de saúde no Brasil**

A Constituição de 1988 garantiu o direito de “*acesso igual e universal aos serviços...(de saúde)*”<sup>16</sup>, qualquer que seja a renda ou ocupação da pessoa, promoveu a integração do

---

15 Inter-American Development Bank (1996, p. 299-300).

16 *Constituição da República Federativa do Brasil*, 1988, Título VIII, “A Ordem Social,” Artigo 196.

INAMPS e Ministério da Saúde, criou o SUS (Serviço Único de Saúde) e determinou que todos os serviços deveriam ser fornecidos pelos municípios, com assistência técnica e financeira do governo federal e dos Estados.<sup>17</sup> O Sistema Único de Saúde (SUS) é visto como uma consolidação dos esforços que começaram com as Ações Integradas de Saúde (AIS) e o Sistema Unificado e Descentralizado do Sistema de Saúde (SUDS). Alguns atribuem ao SUS (World Bank, 1994) uma melhoria na coordenação e eficiência devido ao fato de este efetivar e estimular a descentralização (municipalização), elemento este muito importante em um país do tamanho do Brasil. Com o SUS, espera-se que os governos municipais constituam um “sistema único”, sendo responsáveis pela administração dos serviços de saúde pública, deixando as tarefas mais gerais para o governo central. (Campino *et al.*, 1999) Identificamos, portanto, duas implicações maiores da Reforma da Saúde Brasileira: primeiro, a cobertura foi estendida a todos os cidadãos; e, segundo, a provisão do serviço de saúde foi descentralizada.

A Constituição é vaga, entretanto, quanto à fixação da exata responsabilidade de cada esfera do governo, mas altamente específica sobre a distribuição dos fundos federais entre as três esferas. Estima-se que a participação do governo federal declinou de um pouco mais de 50% do final dos anos 70 para 36,5% ao final de 1993, enquanto a participação dos estados aumentou um pouco e a dos municípios passou de 14% para 22%. Se esta é uma bonança ou um ônus para os governos locais vai depender do fato de suas responsabilidades aumentarem para menos ou para mais relativamente às suas receitas. Foi observado que embora a Constituição de 1988 estabelecesse as bases para um sistema descentralizado, “... *a pouca clareza sobre as responsabilidades associadas com ... (a transferência de recursos do governo federal para o local) ... deixam o sistema aberto para o abuso e o caos. Não está claro que entidade ou esfera do governo tem autoridade máxima para controlar o sistema ou seus custos. Todas as esferas do governo continuam envolvidas com financiamento e distribuição do serviço.*” (Lewis e Medici, 1998, p. 273)

No início dos anos 90, havia 5.500 municípios no Brasil e era dada à maioria mais autoridade sobre saúde do que eles poderiam administrar. Grandes municípios (com populações de mais de 1 milhão de habitantes) beneficiaram-se do sistema por meio de economias de escala e da presença de burocracias mais competentes e responsáveis, enquanto municípios menores (5.000 a 30.000 habitantes) não tinham nem competência administrativa nem recursos para controlar e distribuir serviços de saúde de maneira efetiva. Por este motivo, em muitos casos os governos estaduais permanecem como administradores e mesmo como provedores.

---

17 Tudo isso foi obtido pela Lei 8 080 de 1990. Para detalhes, veja World Bank (1994, p. 23).

Nos primeiros quatro anos da municipalização dos serviços de saúde no Brasil ocorreu um *boom* de construção de clínicas públicas, especialmente em municípios menores. A maioria nunca foi concluída devido à insuficiência de fundos. Assim, a idéia de que maior responsabilidade com gasto público resultaria da descentralização, pois os governos locais estariam sujeitos a maior responsabilidade, foi colocada em dúvida. Lewis e Medici concluíram que “... *dados os incentivos com que se defrontam os prefeitos, é provável que eles gastassem exatamente nos projetos caros de construção, tais como hospitais e clínicas, deixando os problemas de custos operacionais para os futuros prefeitos.*” (Lewis e Medici, 1998, p. 274) A descentralização também induz pequenos municípios a ter seu próprio hospital, o que, dados os altos custos fixos para construção e manutenção, pode gerar um número maior de hospitais do que o necessário para atender às necessidades da população.

Durante toda a década de 70 e início da de 80 os custos do INAMPS subiram muito, na medida em que aumentaram os contratos particulares e havia pouco controle sobre o consumo do serviço de saúde. A despeito das tentativas de melhorias no sistema de auditoria, havia crescentes problemas de administrar a prestação de contas, de prever gastos em nível federal e hospitalar e havia acusações correntes de fraude. Isso levou à criação de uma comissão de especialistas, que estabeleceram parâmetros-chaves para um novo sistema. Foi dada prioridade para: a) permitir acesso dos pacientes aos serviços de sua escolha; b) definir padrões para a participação dos hospitais no sistema; c) definir mecanismos para reajustar pagamentos para os provedores; d) determinar critérios para a admissão dos pacientes no hospital; e) separar pagamentos de hospital e de clínico; f) facilitar a supervisão e o controle financeiro; e g) ligar os pagamentos à performance do hospital. Sob o novo sistema, os provedores recebiam uma quantia fixa, de acordo com o diagnóstico, usando custos médios e códigos da Organização Mundial da Saúde para fixar os níveis de pagamento. (Lewis e Medici, 1998, p. 275) Para suplementar o financiamento à internação de pacientes, o governo federal, em 1990, instituiu um sistema prospectivo de pagamento para paciente de ambulatório, UCA - Unidade de Cobertura Ambulatorial -, que incluía serviço de emergência e cuidados ao paciente de ambulatório, sob um sistema de pagamentos separados. A idéia era suprimir incentivos para hospitalização e reembolsar os hospitais pela atenção aos pacientes ambulatoriais bem como aos pacientes internados.

Ao final de 1991, o sistema SUS admitia 1,2 milhão de pacientes por mês com permanência média de 6,4 dias. Esse dado foi considerado baixo quando comparado a outros países desenvolvidos e em desenvolvimento. O uso do hospital, entre 1987 e 1991, cresceu 53%, enquanto a população crescia menos de 2% ao ano. Lewis e Medici (1998, p. 277-278) afirmam que “... *parte do crescimento é devida à abertura do sistema a todos os cidadãos, o restante é atribuído à fraude em contas “fantasmas” e à sofisticação*

*crescente de residentes urbanos que querem serviços hospitalares.*” Este aumento no uso dos hospitais, pela universalização e o aumento na expectativa de vida, colocou em dúvida a capacidade de o governo enfrentar esta demanda crescente pelos serviços de saúde.

## **Contribuições do setor público e do setor privado para o serviço de saúde do Brasil**

O setor privado poderia participar da estrutura SUS de maneira complementar, como provedor. A relação entre administradores públicos e provedores privados era dada pelos contratos e pagamentos feitos sob a forma de “pagamento por serviço” (“*fee for service*”).

A maioria do sistema de atenção à saúde do Brasil é particular, devido ao fato de o crescimento dos serviços, nos anos 80, ter sido atendido principalmente pela construção de hospitais privados, os quais se beneficiaram de empréstimos subsidiados pelo Estado. O setor privado dominou a oferta de pacientes internados, enquanto o setor público construiu a maior parte da infra-estrutura do serviço ambulatorial. Em 1987, o INAMPS financiou 64% de todas as permanências em hospitais (internações hospitalares), das quais menos de 20% eram em hospitais públicos; o INAMPS também pagou mais de 70% dos serviços com pacientes ambulatoriais, sendo metade em estabelecimentos públicos. Nos anos 90, 80% dos leitos hospitalares eram particulares, enquanto o setor público forneceu 70% do serviço ambulatorial. O governo federal é a principal fonte de recursos financeiros dos gastos com saúde pública (cerca de 65%), enquanto Estados e municípios contribuem com 20% e 15%, respectivamente. É claro que o governo é o principal pagador de serviços de saúde, especialmente serviços de hospital, que é a parte mais onerosa. Os gastos com saúde pública nos anos 90 somavam somente cerca de 1,9% do PIB (ver Tabela 5), enquanto 1,5% provinham do setor privado.

### **A distribuição da proteção à saúde**

Dada a continuidade de problemas nos serviços de saúde fornecidos pelas instalações públicas (tais como filas, carência de médicos em serviços básicos, carência de padrões de conforto mais altos), o sistema privado começou a crescer, provendo serviços para as classes média e alta, que compram planos de saúde, e para as pessoas empregadas no mercado de trabalho formal, para quem os empregadores pagam planos de saúde. A Tabela 8 mostra a distribuição de pessoas que compram planos de saúde por quintil da distribuição de renda. Observamos que quando a renda aumenta a porcentagem de indivíduos com planos de saúde também aumenta (passa de 1,4% no quintil mais baixo para 63,4% no quintil mais alto).

**Tabela 8**  
**Distribuição de Planos de Saúde (%)**

Plano de Saúde?	Quintil de Renda				
	1	2	3	4	5
Sim	1,40%	5,00%	16,80%	34,50%	63,40%
Não	98,60%	95,00%	83,20%	65,50%	36,60%

Fonte: Campino *et al.* (1999).

O setor privado oferece serviços primários e de internação. Entretanto, para serviços que requerem tecnologia mais sofisticada, mesmo os grupos de renda mais alta usam os serviços públicos de saúde devido à sua menor disponibilidade no setor privado. Assim, paradoxalmente, “... *as classes de renda mais baixa e as pessoas do mercado de trabalho informal têm poucas oportunidades de acesso a esses tipos de serviços públicos. Em muitos casos, eles não têm a informação necessária sobre suas necessidades para esses serviços e, mesmo se a tivessem, não têm os meios para entrar em contato com os mesmos.*” (Campino *et al.*, 1999, p. 10) Foi estimado que em meados da década de noventa cerca de 37 milhões de habitantes usaram o sistema privado (ao redor de 23% da população).

O estudo sobre o setor saúde na América Latina, publicado em 1996 pelo Banco Interamericano de Desenvolvimento, chegou a conclusões que facilmente se adequam ao Brasil. O estudo verificou que há “... *um imenso setor privado que administra cerca de metade de todas as visitas médicas e aproximadamente um quarto de permanências hospitalares. O sistema é de propriedade privada e tende a ser financiado diretamente pelos usuários, que têm pouco controle sobre os serviços e que assumem inteiramente o risco. A regulamentação do governo é mínima....Para a população com maior capacidade de pagar, os serviços de saúde tendem a ser mais integrados e controlados por arranjos financeiros independentes.*”<sup>18</sup> Na América Latina, os governos têm estado cada vez mais envolvidos com os serviços de saúde por meio de provedores públicos. Estes serviços de saúde têm sido geralmente financiados por impostos gerais. Os limites de financiamento eram vagos e existia uma pobre coordenação entre os vários tipos de serviços. A alocação de recursos tem pouca conexão com a demanda, mas está vinculada à disponibilidade de insumos. A centralização desses últimos freqüentemente dificulta a

8 Inter-American Development Bank (1996, p. 305).

obtenção, pelos hospitais ou clínicas, da combinação necessária de insumos no tempo certo. Empregados nos serviços de saúde do governo têm estabilidade no emprego a um salário fixo e pouco incentivo para fazer satisfatoriamente seus trabalhos. Muitas vezes os clínicos, que também estão vinculados a serviços públicos e privados, usam sua posição no primeiro “... para obter acesso aos estabelecimentos públicos, enquanto oferecem serviços privados que asseguram pagamento adicional para cada visita....e...Desde que o uso de um sistema de preço é proibido, os estabelecimentos públicos estão inundados de pacientes, a ponto de a qualidade do serviço declinar e a espera em filas tornar-se longa.”<sup>19</sup>

### **Condição da saúde no Brasil**

Uma pesquisa especial, realizada em 1996-97 nas regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, revelou desigualdades substanciais no sistema de saúde do País.<sup>20</sup> Foi constatado que a saúde melhora quando o nível de renda aumenta. Os entrevistados pela pesquisa foram classificados em dois grupos: aqueles que declararam que sua saúde era boa ou muito boa e aqueles que indicaram que sua condição de saúde era inadequada. Verificou-se que 80,9% da população estava no primeiro grupo e 19,1% no último. O exame dos resultados por quintil da distribuição de renda mostrou que aqueles cuja condição de saúde era boa ou muito boa aumentaram de 76% no quintil mais baixo para 87% no quintil mais alto. Verificou-se, também, que com rendas crescentes há um aumento na proporção de pessoas com problemas cardíacos, hipertensão e diabetes, enquanto há um declínio dos problemas do aparelho digestivo e doenças neuro-psiquiátricas.

### **Demanda por serviços de saúde**

A demanda por serviços de saúde pode ser dividida em três tipos: por tratamento de problemas crônicos, por problemas passageiros (serviços curativos) e por prevenção. Na pesquisa mencionada verificou-se que quando a renda aumenta há um aumento na proporção de pessoas que usam serviços médicos e fazem exames periódicos. Além disso, a demanda

---

19 *Ibid.*, p. 305-306.

20 A pesquisa intitulou-se “PPV Pesquisa de Padrão de Vida” e foi realizada pelo IBGE, em colaboração com o Banco Mundial, no período de março de 1996 a março de 1997, cobrindo as Regiões Metropolitanas de Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e as regiões urbana e rural restantes do Nordeste e Sudeste.

por serviços curativos de saúde aumentou claramente com os níveis de renda, pois somente 47% das pessoas no quintil mais baixo procuravam esse serviço, proporção que atingia 69% no quintil mais alto.

A pesquisa revelou que os grupos de renda mais baixa estavam obtendo atendimento nos hospitais ou centros públicos de saúde e as classes mais ricas em estabelecimentos privados (hospitais, clínicas e consultórios médicos) (ver Tabela 9). Merece ser observado, entretanto, que muitas pessoas dos grupos de renda mais alta receberam atendimento em hospitais públicos quando sua doença exigia tratamentos mais onerosos, de alta tecnologia, que não estão necessariamente disponíveis em hospitais privados (e.g. INCOR - O Instituto do Coração de São Paulo).

**Tabela 9**  
**Distribuição do Acesso aos Serviços Hospitalares**

	Quintil de Renda					Total
	1	2	3	4	5	
Centros e Hospitais Públicos	80,70%	80,40%	67,60%	42,50%	18,70%	54,70%
Clínicas e Hospitais Privados	9,70%	13,50%	25,80%	52,90%	76,60%	39,80%
Outros	9,60%	6,10%	6,60%	4,60%	4,70%	5,50%

Fonte: Campino *et al.* (1999).

## Gastos com saúde

A pesquisa mostrou também que os gastos com saúde cresceram com os níveis de renda. O crescimento foi bem substancial entre os quintis 4 e 5 (157%). Os gastos no quintil 5 foram quase 6,5 vezes maior que o de pessoas no quintil 1. No primeiro quintil, apenas 1,4% possuía algum tipo de seguro saúde, comparado aos 34% no quintil 4 e 63,4% no quintil 5.

Dados os maiores recursos financeiros e de seguro dos grupos de renda mais alta, não é surpreendente que os indivíduos nos quintis mais altos revelem mais problemas crônicos de saúde do que aqueles dos quintis mais baixos. Duas são as prováveis explicações: ou os indivíduos dos grupos de renda mais baixa estão menos cientes de seus problemas de saúde ou, como um resultado de seu perfil demográfico, apresentam poucos problemas crônicos.

A pesquisa verificou que há sinais consistentes de desigualdade em relação à utilização dos serviços de saúde em favor dos indivíduos nos níveis de renda alta.

### **Financiamento do serviço de saúde**

Há, atualmente, quatro fontes básicas de financiamento do serviço de saúde no Brasil. Essas fontes incluem dois tipos de impostos indiretos, uma contribuição de um imposto sobre transações financeira e recursos do Fundo de Estabilização Fiscal.

O artigo 198 da Constituição do Brasil afirma que o SUS (Sistema Único de Saúde) deve ser financiado por recursos do orçamento da Previdência Social do governo federal, dos Estados (incluindo o Distrito Federal) e dos governos municipais. A Constituição não indica as fontes específicas por meio das quais cada esfera do governo financiaria suas contribuições para saúde. Em 1995, último ano para o qual há informação consolidada, a contribuição do governo federal somou 63%, dos Estados 21% e dos municípios 16%. A parcela do governo federal veio de contribuições sociais ligadas ao orçamento da Previdência Social. Nos anos 90, havia cinco fontes de financiamento:

- 1) Contribuição sobre o lucro líquido das empresas (CSLL), cuja parcela da receita total do Ministério da Saúde, em 1994, foi 12,8% e nos anos 1995-97 foi 9,27%.
- 2) CONFINS, criado em 1982, que incide sobre o faturamento das empresas. A base de cálculo é a renda operacional ou os lucros das empresas. Os recursos desta fonte corresponderam a 49,08% da receita do Ministério da Saúde em 1995 e 25,05% em 1998.
- 3) CPMF, que foi instituída em 1997 como um imposto temporário sobre transações financeiras. Os recursos desta fonte corresponderam a 27,8% da receita do Ministério da Saúde em 1997 e 33,9% em 1998.
- 4) Fundo de Emergência Social, criado em 1994, quando sua parcela foi 36,8% da receita do Ministério da Saúde, declinando para 12% em 1998.
- 5) Outras fontes: a composição de seus recursos variou de ano para ano, mas sua principal fonte foi constituída pelos recursos ordinários do Tesouro e operações de crédito interno. Sua parcela foi, em média, de 18% em meados dos anos 90.

Estudos sobre o sistema tributário do Brasil mostraram que entre os principais impostos que financiam a saúde o único que dá indicações claras de não-regressividade é a CSLL. O

imposto financeiro CPMF gerou alguma controvérsia sobre seu grau de regressividade. Uma escola de pensamento argumentou que o imposto é progressivo porque as pessoas com rendas baixas não se utilizam do sistema bancário. Outros reivindicam, entretanto, que atrás das transações financeiras há o funcionamento da economia real, que utiliza o sistema bancário como intermediário para suas trocas e, assim, o imposto permeia todas as transações econômicas.

## Conclusão

Neste artigo descrevemos a situação da saúde da população do Brasil, o sistema de saúde brasileiro, e suas implicações para o processo de desenvolvimento. Embora haja melhorias substanciais nas últimas décadas, o Brasil ainda tem um padrão epidemiológico onde ainda prevalecem doenças infecciosas e parasitárias (tais como, cólera, malária etc.), devido à inadequação de infra-estrutura sanitária. Este padrão está rigorosamente associado à alta concentração de renda do Brasil. Enquanto as classes de renda média e alta podem comprar planos de saúde e usar o tipo de serviço de saúde similar ao que é usado em países industriais avançados, a população urbana pobre e a população rural têm acesso limitado aos serviços públicos de saúde, que são, na maior parte, bem precários.

Nas duas últimas décadas do século 20, principalmente depois da introdução da Constituição de 1988, o Brasil implementou uma reforma institucional no sistema de saúde para promover igualdade e eficiência na provisão dos serviços. Esta reforma teve sucesso apenas limitado. Os objetivos oficiais das novas instituições divergiram acerca de seu impacto real devido à deficiência na adequação de execução por parte do governo federal. Por exemplo, as imprecisões na legislação levaram a uma dissipação de recursos quando sua distribuição tornou-se cada vez mais descentralizada.<sup>21</sup> Ironicamente, o objetivo dessa descentralização foi aumentar a eficiência na oferta de serviços de saúde.

Mostramos, ademais, que a melhoria no perfil da saúde de um país em desenvolvimento depende não somente da proporção de seus recursos destinados à saúde, mas também de como esses recursos são gastos e quem tem acesso a eles. A alta concentração de renda do Brasil resultou em uma distorção dos gastos com saúde, enfatizando a medicina curativa em

---

21 Por exemplo, há um grande número de hospitais públicos desnecessários, construídos com fins eleitorais.

prejuízo da medicina preventiva, e a população das classes de renda mais alta foi capaz de usar a infra-estrutura da saúde do País em vantagem própria, muitas vezes em detrimento dos grupos de renda mais baixa.

## Bibliografia

Atwood, Angela. Health policy in Brazil: the state's response to crisis. *In: The political economy of Brazil: public policies in na era of transition*. Austin: University of Texas Press, 1990.

Becker, G. *Human capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education*. 3rd edition. The University of Chicago Press, 1993.

Behrman, Jere R. The impact of health and nutrition on education. *The World Bank Research Observer*, v. 11, n. 1, p. 23-37, 1996.

Behrman, Jere R. and Deolalikar, Anil B. Health and nutrition. *In: The handbook of development economics*. V. 1, Editado por H. Chenery and T. N. Srinivasan. Elsevier Science Publishers, 1988.

Campino, Antonio C. C. *et al.* Equity in health in LAC - Brazil. São Paulo: FIPE/USP, 1999, *mimeo*.

Gentile de Melo, Carlos. *O sistema de saúde em crise*. São Paulo: HUCITEC, 1981.

Gillis, Malcolm, Perkins, Dwight H., Roemer, Michael e Snodgrass, Donald R. *Economics of development*. Fourth Edition. New York: W.W. Norton & Company, 1996.

IBGE. *Estatísticas históricas do Brasil*, 1986.

\_\_\_\_\_. *Brasil em números*, 1997.

Inter-American Development Bank. *Economic and social progress in Latin America: 1996 Report*. Seção Especial: "Making Social Services Work", 1996.

Levinger, Beryl. Nutrition, health and learning: current issues and trends. *School of Nutrition and Health Network Monograph Series*, N°1, Newton, Mass.: Education Development Center, 1992.

Lewis, Maureen e Medici, Andre. Health care reform in Brazil: phasing change. *In: Saco, Maria Amparo Cruz e Mesa-Lago, Carmelo (eds.), Do options exist? The reform of pension and health care system in Latin America*. University of Pittsburg Press, 1998.

- Lucas, R. On the mechanism of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22, p. 3-42, 1988.
- Martorell, Reynaldo. Enhancing human potential in Guatemalan adults through improved nutrition in early childhood. *Nutrition Today*, p. 6-13, 1993.
- McGreevey, William P., Piola, Sergio e Viana, Solon Magalhães. Health and health care since the 1940s. In: Bacha, Edmar L. e Klein, Herbert S. (eds.), *Social change in Brazil 1945-1985*. Albuquerque, N.M.: University of New Mexico Press, 1989.
- Mushkin, Selma J. Health as an investment. *Journal of Political Economy*, v. 70, n. 5, p. 129-157, 1962.
- Paulani, L.M. The public health system. São Paulo, 1999, *mimeo*.
- Schultz, Theodore W. Reflections on investment in man. *Journal of Political Economy*, v. 70, n. 5, p. 1-8, 1962.
- UNDP. *Human Development Report 1997*.
- Weyland, Kurt. Social movements and the state: the politics of health reform in Brazil. *World Development*, v. 23, n. 10, p. 1699-1712, 1995.
- WHO. *World Health Report, 1999*.
- World Bank. *World Development Report*, vários anos.
- World Bank. *The organization, delivery and financing of health care in Brazil: agenda for the 90s*. Report N. 12655 - BR, Brazil, Washington, D.C, 1994.



# **Desempenho das revistas e dos departamentos de economia brasileiros segundo publicações e citações recebidas no Brasil**

Carlos Roberto Azzoni<sup>§</sup>

## **RESUMO**

O trabalho procura avaliar o desempenho dos departamentos e das revistas de economia brasileiros, usando como critério o número de citações recebidas no Brasil, além do volume de suas publicações. Inicialmente, avalia-se o impacto das revistas técnicas de economia brasileiras, considerando-se as citações recebidas nos cinco anos subseqüentes à publicação dos artigos. Em seguida, levanta-se o volume da produção de artigos dos departamentos, o que se considera como um dos elementos de avaliação de desempenho. Adicionalmente, pondera-se a produção de artigos dos departamentos pela qualidade da revista em que foram publicados (impacto). Com esses procedimentos foi possível aferir o desempenho das revistas e dos departamentos de economia do Brasil no período 1970-1998.

**Palavras-chave:** desempenho acadêmico, volume de publicações, qualidade das publicações, desempenho de departamentos, impacto de revistas.

## **ABSTRACT**

The paper assesses the performance of the Brazilian departments and journals of Economics. The assessment of journal impacts is based on citations received in Brazilian journals in the five-year period following publication. The assessment of department performance is based on the volume of papers published in Brazil and the impact of the journals in which they were published. The results indicate the most important journals and departments in Brazil in the period 1970-1998.

**Key words:** academic performance, volume of publications, quality of publications, departmental performance, journal impact.

**JEL classification:** A23.

---

<sup>§</sup> Professor Titular de Economia, FEA-USP.

## Introdução<sup>1</sup>

A academia brasileira vive um tempo novo de cobranças. Se essa situação já prevalecia em outros países há muito tempo, notadamente nos Estados Unidos e Europa,<sup>2</sup> no Brasil a autonomia do professor, desdobramento da chamada autonomia universitária, era tida como intocável. Ao “mercado”, isto é, ao sucesso das aulas, palestras, publicações e outras formas de produção caberia fazer o julgamento, não se admitindo nenhuma forma de avaliação quantitativa oficial.<sup>3</sup> Dada a dificuldade para aferir produtividade, e levando em conta o elemento cultural apontado acima, pouco se fazia para avaliar o desempenho de docentes e pesquisadores. E nem se julgava relevante fazê-lo.

É verdade que formas indiretas havia, como o processo de arbitragem das revistas no momento de publicar trabalhos - ainda que publicá-los pudesse não ser um elemento relevante de avaliação -, as análises nos momentos de solicitação de bolsa de estudo, de auxílio para participação em congressos etc. Mas pode-se dizer que a cultura da avaliação, do prestar contas dos recursos atribuídos às atividades, estava ausente. É bem verdade que algumas experiências já estavam em funcionamento há algum tempo, sendo que algumas escolas, por interesse próprio, introduziram pioneiramente mecanismos nessa direção, como a USP vem fazendo desde o final da década de 80 com as avaliações externas de departamentos, com a introdução de pré-credenciamento, com base na produção acadêmica, de professores de tempo integral, para autorizar a participação em consultorias etc. A CAPES e o CNPq desenvolveram mecanismos de classificação de departamentos para fins de concessão de bolsas e outros tipos de auxílio etc. Mais recentemente, assistimos, não sem muita reação contrária, à introdução de avaliações para o ensino médio, por meio do ENEM, e do ensino superior, via Provão. Outro elemento importante nesse processo é o desenvolvimento da tecnologia da informação (e mesmo do transporte), que permitiu uma maior aproximação entre os centros acadêmicos brasileiros dos congêneres internacionais. Ao mesmo tempo em que

---

1 Este trabalho envolveu o esforço de muitas pessoas. Para a montagem da base de dados original, contei com a colaboração de Alexandre Augusto Seijas de Andrade, André Luiz Sacconato, Conrado Guido Vegner, James Hiroshi Habe, Leonardo Luchiari e Rodrigo Zenatelli de Almeida, alunos da FEA/USP e estagiários da FIPE. Fabiano Rallo Monteiro, aluno do IME/USP e da Fatec e estagiário da FIPE, preparou e gerenciou o programa de cadastramento de artigos com extrema competência. Para a realização dos cálculos e preparação dos gráficos e tabelas, foi fundamental o trabalho interessado e dedicado de Guilherme Puech Bahia Diniz, aluno da FEA/USP e estagiário da FIPE.

2 Comissão Européia (1996).

3 Representativo do interesse que o “mercado” tem sobre o tema é a iniciativa já antiga da Revista *Playboy* em classificar as escolas superiores brasileiras.

a produção do exterior ficou impressionantemente mais acessível a nossos pesquisadores, ficou claro que mesmo a publicação em português em revistas nacionais condenava nossos trabalhos ao quase anonimato internacional.

Sem prejuízo das críticas que se possa, e se deve, fazer a estas iniciativas, até no sentido de aperfeiçoá-las, está claro que o momento atual é de avaliação de desempenho. Tanto mais quanto mais limitados vêm se tornando os recursos federais e, em alguns estados, também locais, para apoio a pesquisas, participações em congressos etc. É nesse ambiente que se apresentam os resultados da presente pesquisa, que procura classificar os departamentos e as revistas de economia no Brasil com base no volume de publicações e nas citações recebidas nacionalmente.

Estudos deste tipo, abundantes em outros países, são pouco comuns no Brasil. Na área econômica, cabe citar os esforços de Gonçalves e David (1982), Frick (1985, 1991), Puerari (1989) e Anuatti (1997). Há também esforços pontuais de considerar autores específicos ou áreas particulares do pensamento econômico, como os apresentados em Loureiro (1997) e Bidernam, Cozac e Rego (1996). Entrevistas e depoimentos de economistas de renome também têm contribuído para esclarecer sobre a importância relativa dos centros e docentes e suas participações em episódios importantes da montagem da inteligência econômica brasileira, particularmente a seção “Como eu Pesquiso” desta revista *Economia Aplicada*, que procura apresentar depoimentos dos principais economistas acadêmicos brasileiros e internacionais sobre seus métodos de trabalho, escolhas temáticas, assim como aspectos históricos de sua trajetória profissional.<sup>4</sup>

Esses estudos são, todavia, pontuais temporalmente e na maioria dos casos restringem-se a uma área específica. Como estudos mais sistemáticos, cabe citar Azzoni (1998), em que se analisam as citações recebidas por autores brasileiros nas nossas principais revistas, e Faria (2000), que apresenta o desempenho de produtividade de departamentos de economia brasileiros segundo publicações nas revistas mais conceituadas do exterior. Este trabalho constitui um passo adicional no sentido de avaliar a performance dos departamentos e das revistas de economia brasileiros, usando como critério o número de citações recebidas no Brasil, além do volume de suas publicações. Na seção seguinte descreve-se a metodologia utilizada para produzir a classificação. Nas demais, apresentam-se os resultados, tanto para departamentos como para autores e revistas.

---

4 Ver a este respeito o interessante depoimento do Professor Bresser Pereira. (Pereira, 2000)

## 1 Metodologia

Avaliar produtividade é uma tarefa complexa em qualquer área. Na produção acadêmica, em particular, a tarefa é especialmente espinhosa, o que não pode constituir uma desculpa para não se fazê-la. Assim, este trabalho adotará alguns critérios, envolvendo diferentes aspectos da produção de trabalhos acadêmicos, como segue.

### 1.1 Produção de artigos

O primeiro ponto de vista adotado neste trabalho é o de considerar a publicação de artigos em revistas técnicas como critério parcial de desempenho. Considera-se que há todo um processo envolvendo:

- a) **A produção** - Muitos trabalhos são abandonados na metade do caminho, desperdiçando-se tempo e eventuais recursos de pesquisa aplicados; pesquisas “não deram certo”, por falta de preparo ou interesse do pesquisador, por um projeto malplanejado etc.; idéias nunca se materializaram em pesquisa concreta, por falta de dedicação ou envolvimento com atividades não acadêmicas; outros sequer se interessam em pensar em desenvolver trabalho de pesquisa. Assim, o fato de um trabalho ter sido produzido, *per se*, já é um indicador de interesse e dedicação do pesquisador.
- b) **A submissão a uma revista** - Muitos autores não se dão ao trabalho de preparar um artigo nos padrões predominantemente aceitos na sua área, por desinteresse ou mesmo por julgar que seu trabalho não atinge nível compatível com o padrão das revistas. Assim, a submissão de um artigo indica um passo adicional do pesquisador, aumentando sua exposição à crítica de seus pares.
- c) **O processo de arbitragem envolvido** - Preparado e submetido o trabalho, muitos artigos são rejeitados sumariamente por pareceristas ou mesmo pelos editores das revistas. Outros recebem recomendações de aperfeiçoamentos, que não são realizadas pelo autor.

Assim, a publicação mesma de um artigo revela que o autor dedicou tempo à sua preparação, adaptou-o ao formato das revistas, teve seu trabalho analisado por pareceristas anônimos e conseguiu passar pelo processo de seleção. Isto posto, parece legítimo contabilizar cada artigo publicado como um evento positivo na produção acadêmica dos investigadores.

Assim sendo, foram cadastrados os artigos publicados nas principais revistas técnicas brasileiras.<sup>5</sup>

A questão é que nem todas as revistas apresentam igual grau de dificuldade para a aceitação de artigos. Da mesma forma, o grau de exposição que o artigo recebe depende da imagem da revista no momento da publicação, o que de certa forma acaba determinando também a taxa de rejeição de artigos de cada revista. Em outras palavras, a boa reputação da revista determina maior oferta de artigos e, dado o limitado espaço para publicação por ano, acaba levando a uma maior taxa de rejeição. Assim sendo, além da contagem pura e simples de publicações, apresenta-se também o total ajustado de publicações, em que se controla a reputação da revista no ano da publicação do artigo. Essa reputação é determinada pelo número total de citações recebidas pela revista nos cinco anos posteriores à publicação, como se verá adiante.

Resumindo, a cada autor e departamento serão atribuídas duas formas de produção de artigos: simples e ajustada, a primeira sendo a soma simples dos artigos publicados e a segunda a soma ponderada pela importância da revista no ano da publicação. Esses são dois dos critérios utilizados para avaliar a produção acadêmica dos autores e dos departamentos a que pertencem.

## 1.2 Citações recebidas

A segunda e mais tradicional maneira de considerar a produção acadêmica é mediante o número de citações recebidas. Se o trabalho é importante, seja pela novidade, contribuição técnica, por abordar tema da moda etc., deverá ser citado por outros autores, pelo que a contagem das citações recebidas é também um critério válido de avaliação. O impacto do trabalho não está, portanto, garantido pela publicação em revista de boa reputação, posto que o artigo pode simplesmente ser ignorado pela academia. Por outro lado, artigos muito citados podem ter sido publicados em revistas menos prestigiosas. O uso de citações é a postura adotada, em diferentes áreas do conhecimento, por Ratnatunga e Romano (1997), Durden e

---

5 Embora somente tenha sido utilizado no final deste trabalho, cabe citar o importante esforço feito pelo Professor Dércio Garcia Munhoz, ao montar base de dados com todos os trabalhos publicados nas revistas técnicas brasileiras de economia e administração, assim como livros e outros. Organizado em CD-Rom, o trabalho é de alta qualidade e indispensável a qualquer levantamento bibliográfico sobre a produção brasileira, permitindo consulta por autor, área, época etc. (Munhoz, 1999) ou [www.orientador.com.br](http://www.orientador.com.br).

Ellis (1993), Laband (1990), Moed, Van Leeuwen e Reedijk (1998), Nederhoj e Van Vijk (1999), Stegmann (1999), Nisonger (1999). No caso da produção acadêmica em Economia no Brasil, as citações são também adotadas em Azzoni (1998). No âmbito internacional, pode-se consultar, mediante pagamento, a base de dados *Journal Citation Report* (JCR), que oferece a possibilidade de se obterem as citações recebidas por cada autor e revista.<sup>6</sup>

Embora muito disseminada, a prática não está isenta de críticas: existe desde o argumento de que avanços na ciência são conseguidos também pelo trabalho de pessoas “médias” ou medíocres (Macroberts e Macroberts, 1987) até argumentos dizendo que alguns trabalhos tornam-se tão conhecidos e básicos que não mais precisam ser citados (Lederberg, 1972); que a citação de trabalhos seminais pode ser feita somente para convencer os leitores da qualidade do trabalho em questão; que citações podem ser feitas apenas para aparentar erudição ou para promover o autor, no caso de auto citações<sup>7</sup> etc. São conhecidos entre os economistas casos de rejeição experimentados por grandes profissionais, em trabalhos que acabaram virando “clássicos” na profissão. (Gans e Shepherd, 1994) Para análises mais detalhadas das vantagens e desvantagens do uso de citações, ver Kostoff (1998) e Phelan (1999); para uma revisão da literatura, histórico do assunto e análise crítica, ver Osareh (1996); uma extensa produção sobre a chamada “bibliometria” pode ser encontrada em revistas especializadas, como *Scientometrics*, *Journal of the American Society for Information Science*, *Journal of Documentation* etc.

## 2 Base de dados e método de catalogação

Foram consideradas neste estudo as seguintes revistas técnicas brasileiras: *Revista Brasileira de Economia*, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *Estudos Econômicos*, *Revista de Economia Política*, *Revista Brasileira de Econometria*, *Análise Econômica e Revista Econômica do Nordeste*. Estas revistas são as mais tradicionais no Brasil, sendo mesmo reconhecidas pela CAPES e CNPq para atribuição de pontos para a produção acadêmica. Catalogou-se a publicação realizada entre 1970 e 1998, totalizando 3.605 artigos. Cada artigo foi classificado, incluindo-se a instituição a que pertence(m) o(s) autor(es).<sup>8</sup> Como

---

6 Sobre o *Journal Citation Report*, do Institute for Scientific Information, consultar <http://www.isinet.com>

7 Neste trabalho não se consideram as autocitações, apenas citações feitas por autores distintos do autor do trabalho citado.

8 Para os poucos autores que mudaram de instituição ao longo do período, procurou-se identificar a vinculação correta no momento da publicação do artigo. Os artigos derivados de teses e dissertações de pessoas não vinculadas a instituições de ensino foram associados aos departamentos em que foram apresentadas.

a maioria dos trabalhos não trazia explicitamente essa informação, especialmente os mais antigos, foi feito um esforço de identificação que, todavia, não conseguiu cobrir todos os artigos. Assim, dos 3.791 autores envolvidos, 1.116 não foram identificados (29%). Note-se que a grande maioria não identificada é constituída de autores que receberam muito poucas citações. Considerando-se as citações recebidas, os artigos de autores com instituição identificada respondem por 85,5% de todas as citações.

Uma vez classificados autor e artigo, catalogaram-se as suas referências bibliográficas. Foram considerados apenas autores brasileiros, não se restringindo a contagem a artigos publicados nas sete revistas citadas, sendo também registrados artigos publicados em outras revistas, livros, monografias, relatórios de pesquisa etc. Assim sendo, a despeito de cobrir apenas sete revistas quanto aos artigos citantes, o espectro de trabalhos citados é mais amplo. Isso vale tanto para os trabalhos quanto para autores, departamentos e revistas. Por exemplo, um autor como Celso Furtado, que não publicou um artigo sequer nas revistas catalogadas, comparece no estudo com mais de um trabalho e recebendo muitas citações. Da mesma forma, a *Revista de Economia e Sociologia Rural*, que não está entre as sete envolvidas no estudo, foi associada às citações que recebeu.

Assim sendo, ainda que trabalhando com um conjunto restrito de artigos, há que considerar que a amostra de 3.605 trabalhos é muito representativa da produção acadêmica brasileira, seja pelo número de trabalhos, seja pela importância das revistas envolvidas. Limitações maiores podem ocorrer em áreas específicas, como, por exemplo, a já citada *Revista de Economia e Sociologia Rural*, para temas de economia agrícola, a *Revista de Finanças Públicas* etc., veículos esses que congregam a produção de especialistas na área. Todavia, se o artigo publicado nessas revistas alcançou interesse para a comunidade acadêmica em geral, certamente terá sido citado em artigos das sete revistas consideradas.

Uma limitação maior refere-se ao fato de que, por limitações operacionais da pesquisa, nem todos os 3.605 artigos catalogados tiveram suas referências bibliográficas inseridas no banco de dados. Nada menos que 1.034 trabalhos não puderam ter suas referências catalogadas nesta etapa do trabalho, por dificuldade de acesso (números faltantes nas bibliotecas etc.). Assim sendo, quanto às citações recebidas, trabalha-se com uma amostra de 2.571 artigos, ainda uma amostra bem grande. Note-se que os 1.034 trabalhos com referências não catalogadas estão distribuídos aleatoriamente pelas sete revistas, não se esperando nenhum viés institucional ou temático por conta desse problema.

### 3 Desempenho das revistas

Nesta parte avalia-se a importância das revistas. Como exposto anteriormente, para a avaliação dos departamentos consideraram-se tanto o volume de artigos publicados como o volume ponderado pela qualidade da revista em que foram publicados, com “qualidade” sendo dada pela reputação da revista no momento da publicação. Ao se somar o número de artigos publicados por um autor no decorrer de um período longo, pondera-se a produção de cada ano pelo respectivo índice de reputação da revista naquele momento, gerando-se, assim, uma soma ponderada que leva em consideração também a qualidade da revista em que os artigos foram publicados. Um autor que publicou muito em revistas com menor reputação poderá, assim, receber um valor global ajustado para suas publicações inferior ao de outro autor que tenha publicado um número menor de artigos, mas em revistas mais importantes.

#### 3.1 O período de maturação dos artigos nas revistas brasileiras

A primeira questão que se apresenta na tarefa de identificar a importância das revistas é a identificação do prazo de maturação dos artigos. Isto é, para um artigo publicado no ano  $t$ , em quanto tempo será atingida a sua influência máxima? Em quanto tempo ele deixará de ser relevante? Em que condições se tornará um clássico?

Em outros estudos trabalha-se com períodos restritos, buscando-se captar a influência imediata da revista. Por exemplo, o *Journal Citation Report* considera o ano seguinte ao da publicação; o mesmo é feito pela base de dados eletrônica *Scielo*, especializada na área biomédica brasileira<sup>9</sup>; a *Web of Science* atualiza continuamente o seu banco de citações. Tendo em vista o tamanho limitado da comunidade acadêmica brasileira na área econômica, as dificuldades e atrasos em publicações - não são incomuns casos em que revistas simplesmente deixam de ser publicadas por longos períodos, principalmente no passado mais distante -, as limitações das nossas bibliotecas em atualizar seus acervos etc., acreditamos ser necessário avaliar essa questão cuidadosamente no caso brasileiro.

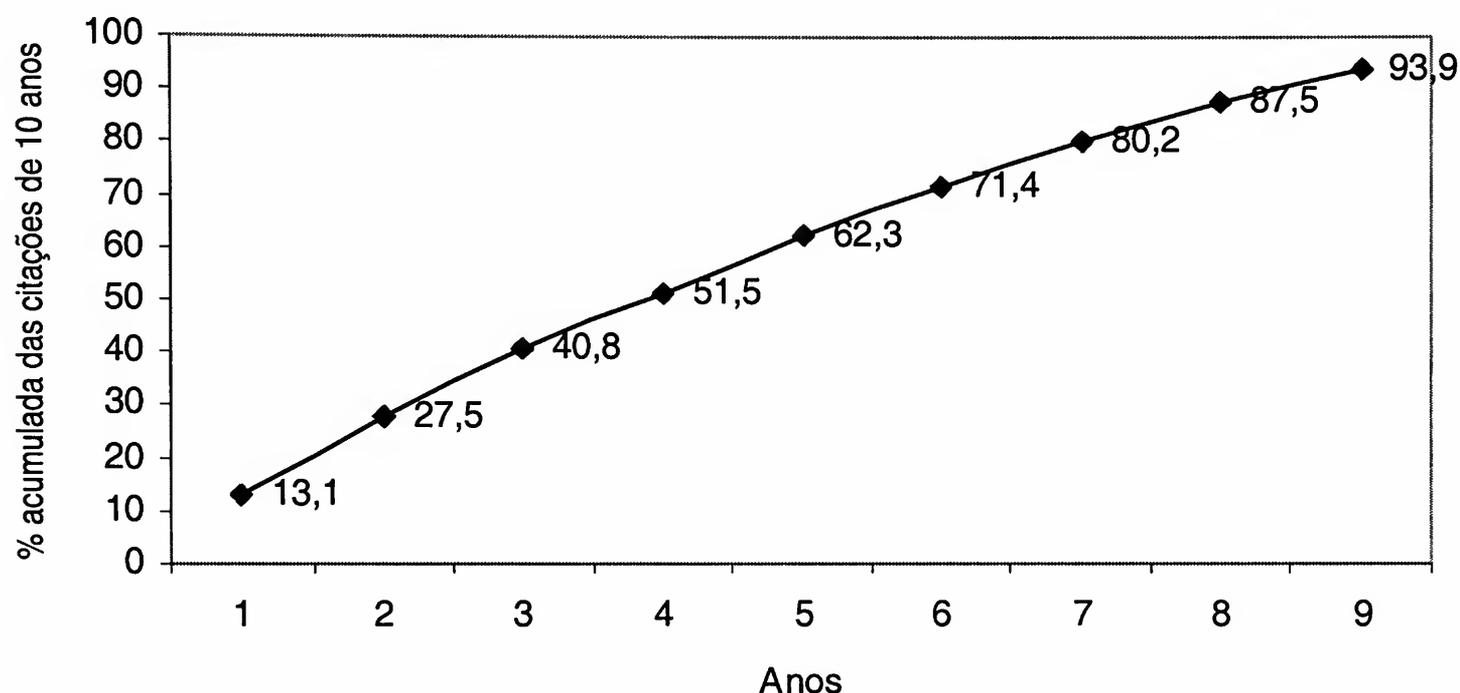
Inicialmente, computaram-se as citações recebidas por todos os artigos nos dez anos seguintes à publicação. Embora alguns artigos possam continuar a ser citados por mais tempo, tornando-se clássicos, considerou-se, à luz da experiência internacional e das citadas especificidades brasileiras, que esse período seria um máximo adequado para tomar-se por base. O Gráfico 1, a seguir, apresenta, em termos percentuais, as parcelas do total decenal de

---

9 Consultar mais informações sobre *Scielo* na página da Fapesp ([www.fapesp.br](http://www.fapesp.br)).

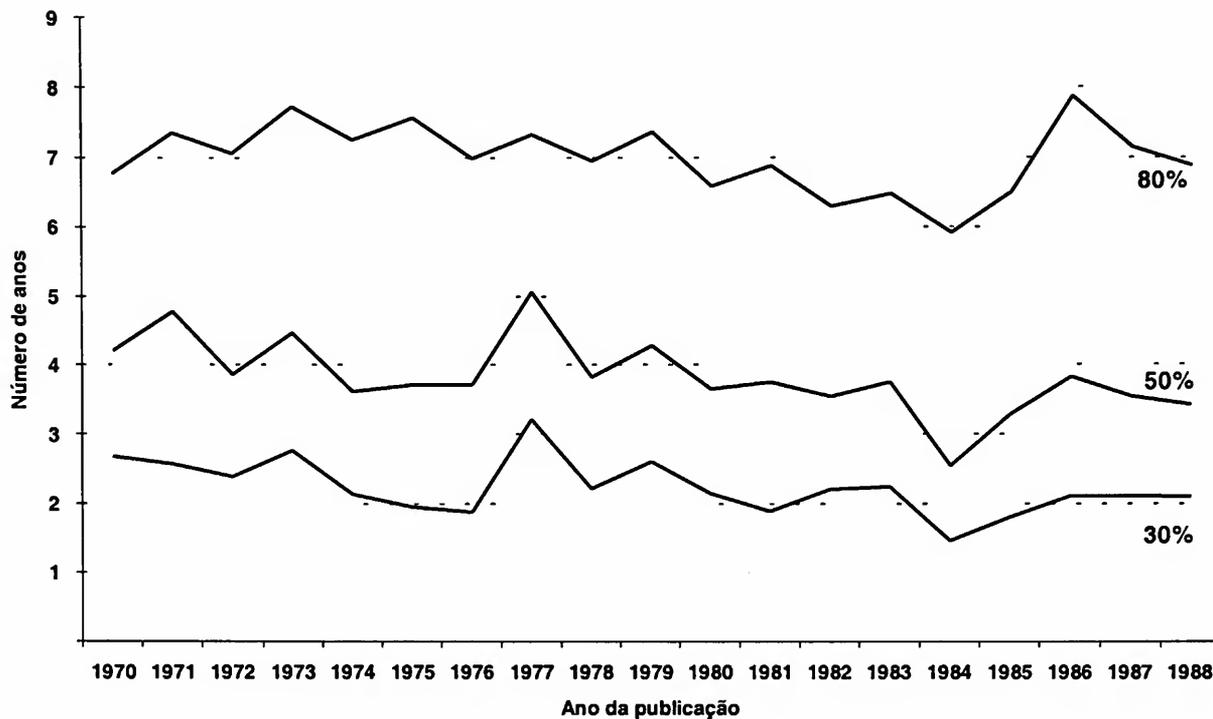
citações que foram recebidas no primeiro ano, no segundo, no terceiro etc. Nota-se que, em média, apenas no quarto ano se atinge a metade das citações recebidas no decênio seguinte à publicação, e que no quinto ano já se atinge mais de 60% delas. Posteriormente, os acréscimos são quantitativamente menos importantes.

**Gráfico 1**  
**Citações Acumuladas nos 10 anos Seguintes à Publicação**  
**(período de publicação: 1970-1988)**



Os resultados dispostos no Gráfico 1 referem-se à média de todos os artigos publicados entre 1970 e 1988 (já que se consideram as citações recebidas até 1998, o último ano considerado na pesquisa). Esse comportamento pode ter-se alterado ao longo do tempo, sendo relevante investigar sua evolução. Isso é feito no Gráfico 2, em que aparecem os percentuais ao longo do tempo de citações recebidas no decênio seguinte à publicação. Nota-se que há uma leve tendência de redução no número de anos necessários para atingir os níveis de 30%, 50% e 80% das citações; no geral, todavia, pode-se dizer que os resultados são praticamente estáveis ao longo do tempo.

**Gráfico 2**  
**Anos Necessários para Atingir x% de Citações**



### 3.2 O cálculo da importância das revistas

Tendo em vista os resultados da seção anterior, adotou-se como critério para identificar a importância da revista o número de citações recebidas nos cinco anos seguintes à publicação. Utilizar um período mais extenso implicaria abandonar mais anos no final da série, perdendo-se informações interessantes sobre o período mais recente (mesmo com cinco anos apenas, não foram considerados nesta parte da análise os artigos publicados de 1994 em diante!). Para cada revista, contaram-se as citações acumuladas<sup>10</sup> recebidas ano a ano (períodos de 5 anos após cada ano de publicação), dividindo-se pelo número de artigos publicados pela revista no ano. Isso é feito para controlar pelo efeito “tamanho” ou volume de artigos publicados. Uma revista com periodicidade trimestral terá publicado um volume muito maior de artigos do que uma com periodicidade semestral, sendo maior a probabilidade de que receba maior número de citações por esse fato. Ao dividir-se pelo número de artigos publicados no ano, oferece-se um indicador do tipo “*per capita*”, ou seja, número médio de citações recebidas nos cinco anos seguintes para cada artigo publicado no ano. Chamando CA o número de citações acumuladas da revista, pode-se expressar o procedimento pela seguinte fórmula:

<sup>10</sup> Excluindo-se as autocitações.

$$CA_i^t = \frac{C_i^{t+1,t+5}}{P_i^t}$$

Em que: CA representa as citações acumuladas em média por artigo publicado

C indica o número de citações recebidas

P indica o número de artigos publicados

i refere-se à revista ( $i = 1, \dots, 7$ ) e

t refere-se a ano

Tendo em vista a consideração do intervalo de cinco anos posteriores à publicação, o último ano para o qual se pode apresentar esse indicador é 1993, dado que o último ano catalogado é 1998.

Os resultados para o cálculo dos  $CA_i^t$  são apresentados na Figura 1. Como se vê, pelo reduzido número de artigos e citações, notadamente nos primeiros anos analisados, o valor de CA para cada revista oscila muito entre os anos. Por essa razão, ajustaram-se linhas de tendência relacionando CA e tempo, buscando-se o melhor ajuste em cada caso. Os valores previstos por essas equações para cada ano foram então utilizados para realizar o ajuste na qualidade das publicações. Isso implica considerar que a reputação de uma revista tem uma certa permanência temporal, avançando além de períodos anuais. Assim, ao invés de trabalhar com CA, trabalha-se com os valores estimados pelas equações, ou

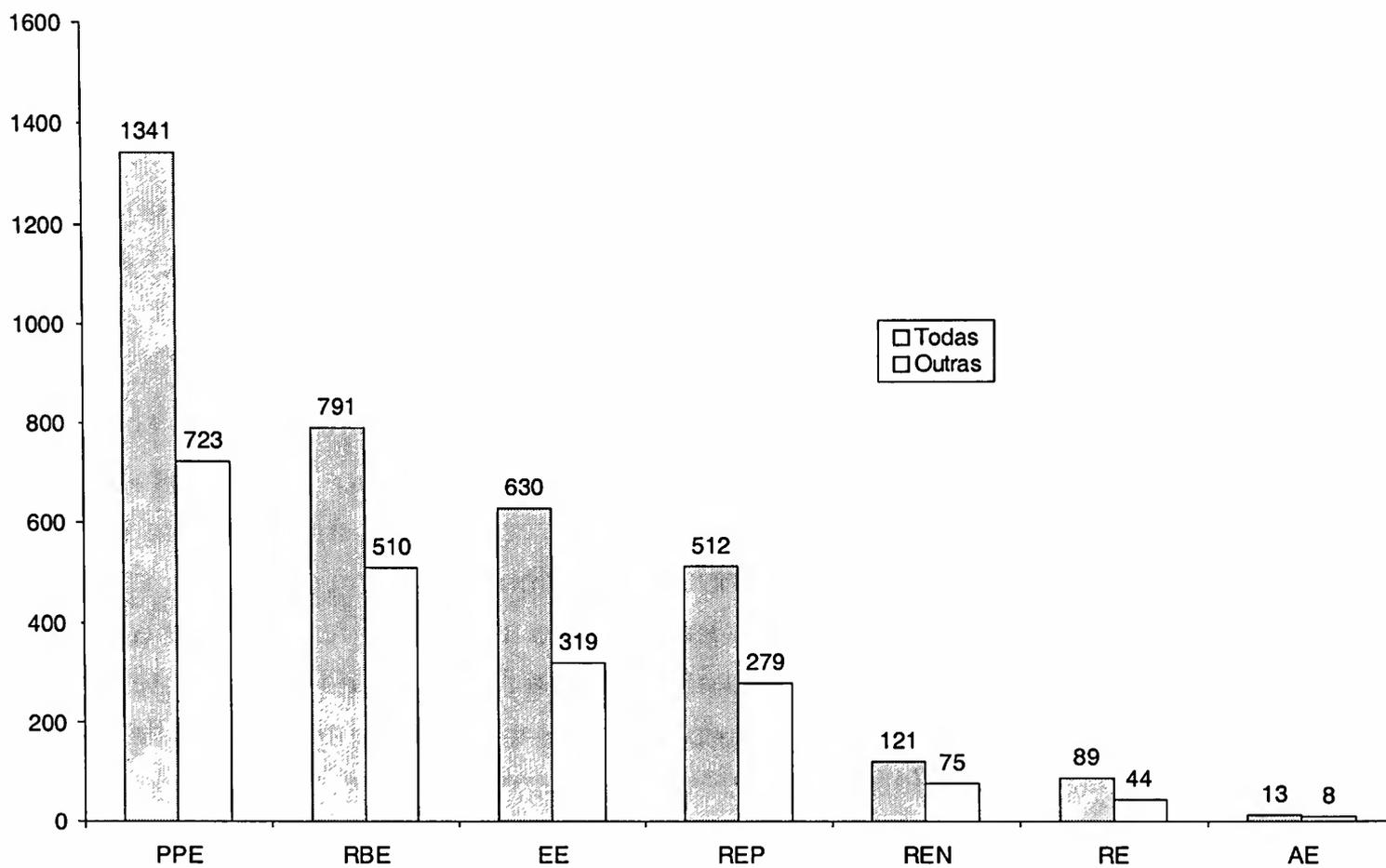
$$\hat{CA}_i^t = f(\text{tempo})$$

### 3.3 Volume não ajustado de citações

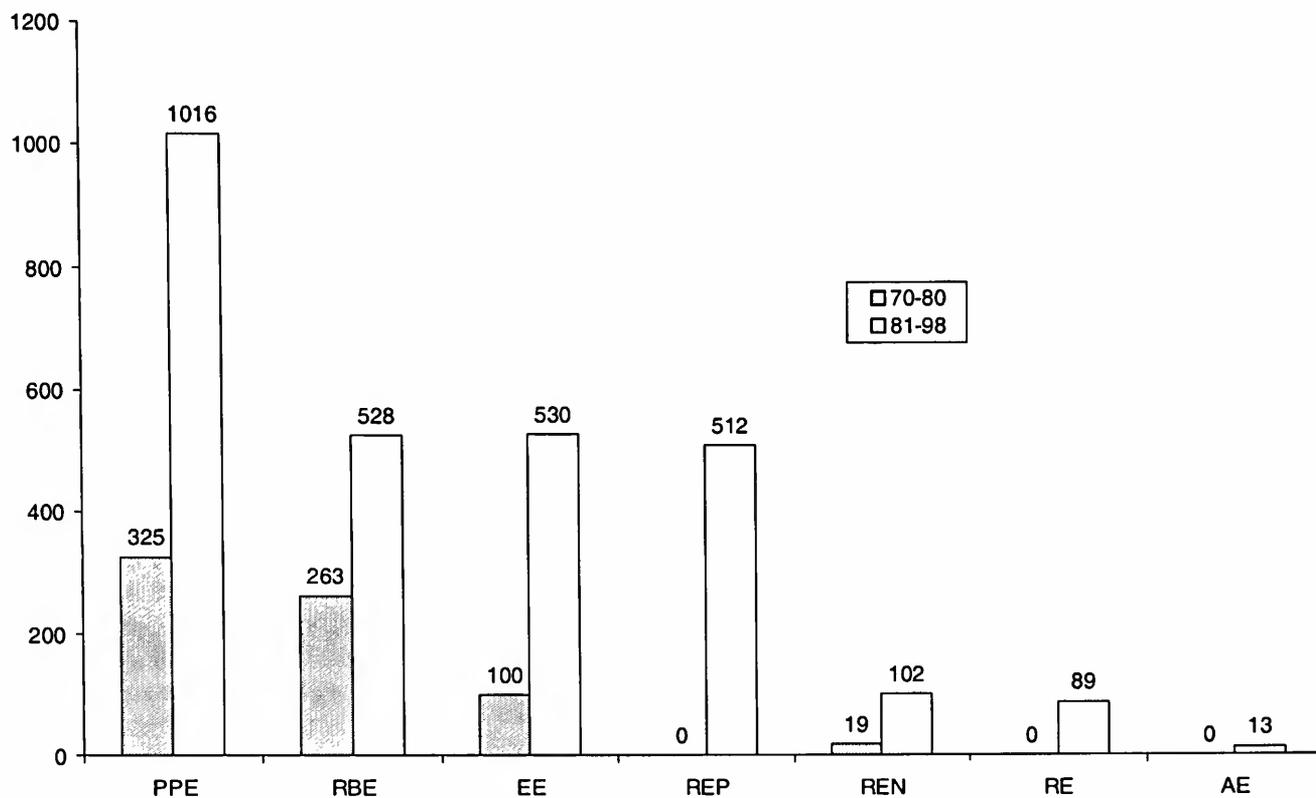
Os Gráficos 3, 4 e 5, a seguir, produzidos com os dados das Tabelas 1 e 2, dão uma visão inicial da importância das revistas segundo as citações recebidas, contando-se as citações recebidas até 1998 por todos os artigos nela publicados. Na Tabela 1 estão apresentadas as citações totais, incluindo-se as recebidas na própria revista; na Tabela 2 aparecem apenas as citações recebidas em outras revistas, procurando-se, com isso, evitar a circunscrição a temas e a conjuntos de pesquisadores pertencentes a grupos determinados ou envolvidos em debates sobre temas específicos; essa separação controla parcialmente por endogenia, pois desconta a produção “da casa” que é publicada na “revista da casa”. A produção está disposta segundo a data do artigo citante, permitindo avaliar a importância da revista em tempos futuros.

Embora os gráficos disponham os resultados apenas para as sete revistas catalogadas neste trabalho, as tabelas oferecem os resultados para todas as revistas citadas na pesquisa.

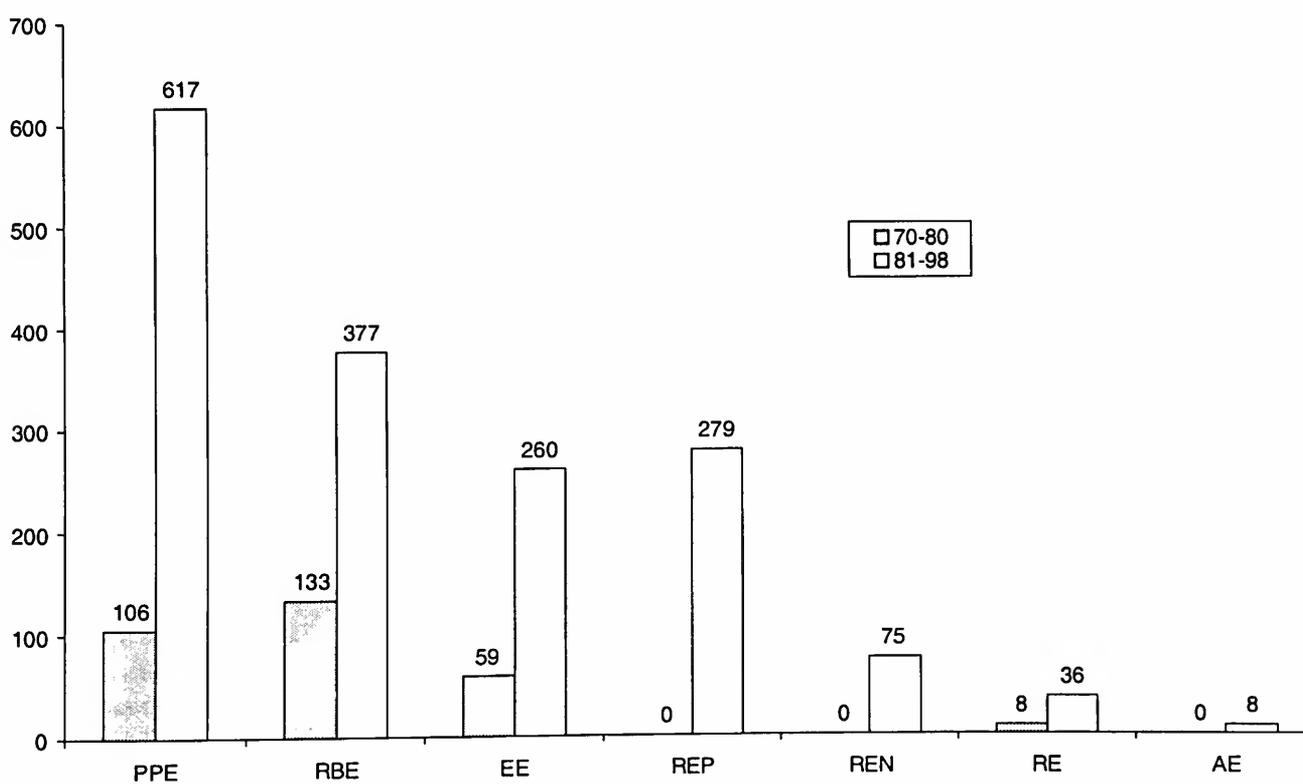
**Gráfico 3**  
**Citações Recebidas, 1970-1998**



**Gráfico 4**  
**Citações Recebidas por Período**



**Gráfico 5**  
**Citações Recebidas em Outras Revistas, por Período**



**Tabela 1**  
**Citações Recebidas em Todas as Revistas, Segundo a Data do Artigo Citante**

	70-80	81-98	Total
Pesquisa e Planejamento Econômico	320	1021	1341
Revista Brasileira de Economia	263	528	791
Estudos Econômicos	100	530	630
Revista de Economia Política	0	512	512
Conjuntura Econômica	28	155	183
Revista Econômica do Nordeste	19	102	121
Estudos Cebrap/Novos Estudos	25	82	107
Revista de Administração de Empresas	42	52	94
Revista de Econometria	0	89	89
Revista de Finanças Públicas	28	59	87
Revista de Economia e Sociologia Rural	0	71	71
Agricultura em São Paulo	15	32	47
Revista Brasileira de Estatística	18	28	46
Digesto Econômico	0	38	38
Ensaio FEE	0	35	35
Revista Brasileira de História	0	34	34
Revista da Anpec	0	28	28
Revista de Administração Pública	14	13	27
Revista Brasileira de Geografia	17	9	26
Ciência e Cultura	1	24	25
Revista Brasileira de Mercado de Capitais	2	20	24
Economia em Perspectiva	0	16	16
História: Questões e Debates	0	16	16
Revista de História	4	12	16
Ensaio de Opinião	0	15	15
Dados	3	11	14
Revista do Instituto de Estudos Brasileiros	0	14	14
Análise Econômica	0	13	13
Revista do Instituto Histórico e Geográfico	4	9	13
Revista Paranaense de Desenvolvimento	3	10	13
Revista Brasileira de Tecnologia	0	12	12
Indicadores Econômicos FEE	0	11	11
Revista Brasileira de Ciências Sociais	0	9	9
Revista do Instituto de Ciências Sociais	0	9	9
São Paulo em Perspectiva	0	9	9
Agroanalysis	0	8	8
Economia e Sociedade	0	8	8
Revista Econômica Brasileira	0	8	8
Revista de Previdência Social	0	7	7
Revista do BNDES	0	7	7
Nova Economia	0	6	6
Revista Brasileira de Estudos Políticos	0	6	6
Revista Brasileira de Estudos Populacionais	0	6	6
Revista de Cultura Contemporânea	0	6	6
Análise e Conjuntura	0	5	5
Revista de Administração Municipal	3	2	5
Revista de Ciências Sociais	0	5	5
Revista da Andima	2	4	6
Economia Aplicada	0	3	3
Planejamento e Políticas Públicas	0	3	3
Revista Brasileira de Econometria	0	3	3
Economia e Empresa	0	2	2
Espaço e Debate	0	2	2
Revista de Administração	0	2	2
Revista de Economia e Sociologia	0	2	2
Revista de História da Economia Brasileira	0	2	2
Revista de Indicadores de Qualidade e Produtividade	0	2	2
Revista de Saúde Pública	0	2	2
Rumos do Desenvolvimento	0	2	2

**Tabela 2**  
**Citações Recebidas em Outras Revistas, Regundo a Data do Artigo Citante**

	70-80	81-98	Total
Pesquisa e Planejamento Econômico	112	617	741
Revista Brasileira de Economia	133	377	510
Estudos Econômicos	59	260	319
Revista de Economia Política	0	279	279
Conjuntura Econômica	28	155	183
Estudos Cebrap/Novos Estudos	25	81	106
Revista de Administração de Empresas	42	52	94
Revista de Econometria	0	75	75
Revista de Economia e Sociologia Rural	0	73	73
Revista de Finanças Públicas	10	27	63
Agricultura em São Paulo	15	32	47
Revista Brasileira de Estatística	18	28	46
Revista Econômica do Nordeste	8	36	44
Ensaio FEE	0	34	34
Revista Brasileira de História	0	34	34
Revista Brasileira de Mercado de Capitais	2	23	30
Revista da Anpec	0	28	28
Revista de Administração Pública	14	13	27
Revista Brasileira de Geografia	17	9	26
Economia em Perspectiva	0	16	16
Indicadores Econômicos FEE	0	15	15
Revista de História	4	10	14
Revista Brasileira de Tecnologia	0	12	12
Revista Brasileira de Estudos Populacionais	0	10	10
Revista Econômica	6	4	10
Revista Paranaense de Desenvolvimento	0	10	10
Revista Brasileira de Ciências Sociais	0	9	9
São Paulo em Perspectiva	0	9	9
Análise Econômica	0	8	8
Economia e Sociedade	0	8	8
Revista Econômica Brasileira	0	8	8
Escrita Ensaio	2	5	7
Revista do BNDES	0	7	7
Nova Economia	0	6	6
Revista de Administração Municipal	3	2	5
Revista de Ciências Sociais	0	5	5
Revista Pernambucana de Desenvolvimento	2	2	4
Economia Aplicada	0	3	3
Planejamento e Políticas Públicas	0	3	3
Revista Brasileira de Econometria	0	3	3
Economia e Empresa	0	2	2
Ensaio da Fundação de Economia e Estatística	0	2	2
Revista Brasileira de Economia e Sociologia Rural	0	2	2
Revista da Andima	0	2	2
Revista de Administração	0	2	2
Revista de História da Economia Brasileira	0	2	2
Revista de História XLVII	0	2	2
Revista Literatura Econômica	0	2	2
Rumos do Desenvolvimento	0	2	2
Espaço e Debate	0	1	1
Pesquisa & Debate	0	1	1
Revista da FCE-UMG	0	1	1
Revista Dados	0	1	1
Revista de Comércio Exterior	0	1	1
Revista do Instituto de Ceará	0	1	1

Pelos resultados dispostos no Gráfico 3, fica claro que a revista *Pesquisa e Planejamento Econômico* (PPE) é a mais importante revista brasileira para o período como um todo, vindo em segundo lugar a *Revista Brasileira de Economia* (RBE), em terceiro *Estudos Econômicos* (EE) e em quarto a *Revista de Economia Política* (REP). O Gráfico 4 indica que nas décadas de 80 e 90, entretanto, RBE, EE e REP aparecem praticamente empatadas atrás de PPE. O quadro não muda muito quando se consideram as citações apenas em outras revistas, cabendo salientar apenas um papel mais destacado, em segundo lugar, para a RBE. As demais revistas aparecem com números bem inferiores de citações, podendo-se caracterizar aquelas quatro como as mais importantes por esse critério.

### 3.4 Ajustando pelo volume de artigos publicados

Os gráficos da Figura 1 apresentam as citações recebidas por cada revista no intervalo de cinco anos que sucedeu a publicação. As linhas cheias referem-se às regressões ajustadas.<sup>11</sup> É interessante observar que o número de citações vem se reduzindo ao longo do tempo. Na década de 70 e até a metade dos anos 80 despontava a revista *Pesquisa e Planejamento Econômico*, com número de citações por artigo publicado superior a um, enquanto as demais situavam-se bem abaixo. Ao longo do tempo, o número de citações de todas as revistas apresenta redução e todas ficam parecidas, pelo menos as cinco “grandes”. Esse primeiro resultado já é um ponto interessante deste estudo, permitindo classificar as nossas revistas segundo sua repercussão. O desempenho continua indicando que PPE, RBE, EE, REP e RE são, na média, as mais importantes. Parece claro, então que essas são as que se pode chamar de “revistas *blue ribbon*” no Brasil.

É interessante também destacar o comportamento similar de RBE e EE ao longo do tempo, inclusive no declínio observado nos anos mais recentes das séries. Por outro lado, REP mantém-se em padrão semelhante ao de PPE, embora esta última esteja experimentando declínio nos últimos anos e aquela esteja experimentando crescimento. No ano de 1993, REP é a revista com maior número de citações entre essas quatro, com clara tendência ascendente nos quatro anos anteriores. Entre as três revistas restantes, RE apresenta número de citações próximo ao das outras quatro mas com oscilações mais acentuadas. Note-se que em 1993 o maior número de citações entre todas é dessa revista, mas no ano anterior esse número foi zero. A REN apresenta padrão claro até a metade da década de 80, declinando sensivelmente desde então. Já AE parece ter um nível baixo e consistente nos anos pesquisados.

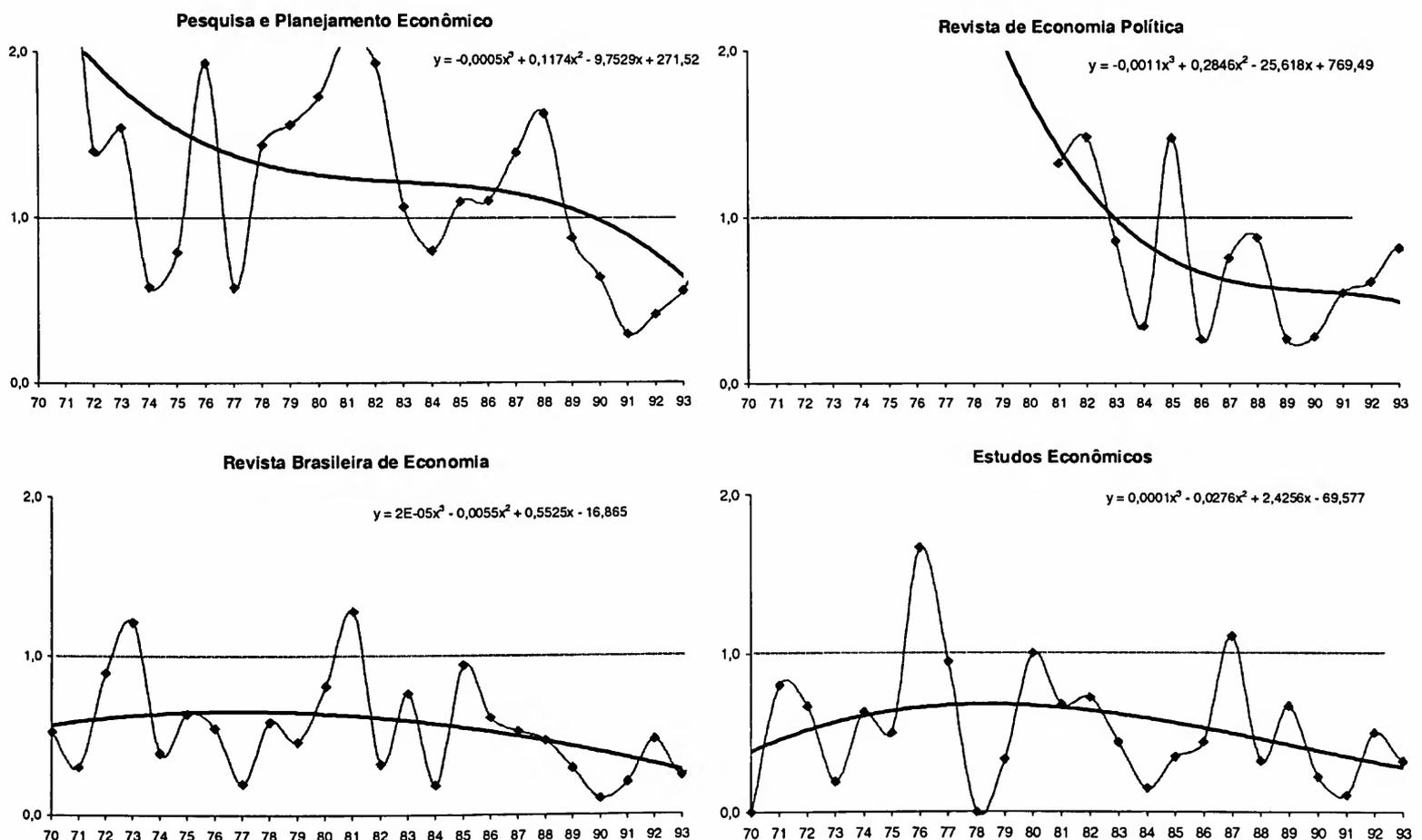
---

11 Deve-se destacar que a estimação dessas regressões não tem nenhuma pretensão de rigor econométrico. Procurou-se apenas escolher a linha que melhor representasse o conjunto de dados.

Sobre a queda do número de citações recebidas pelas nossas revistas, uma reflexão faz-se necessária. Por um lado, houve um crescimento no número de revistas editadas nos últimos anos, o que poderia estar carreando artigos que anteriormente eram publicados nas sete aqui consideradas. Todavia, esse fator não seria capaz de reduzir as citações recebidas; na verdade, deveria contribuir para aumentá-las. Outra possibilidade é a de que os autores brasileiros estejam lendo menos nossas revistas, substituindo-as por publicações do exterior. Sendo verdadeira, essa hipótese indicaria a perda de relevância das revistas brasileiras, posto que mesmo com a introdução de outras leituras, se fossem relevantes os artigos nela publicados, os mesmos necessariamente seriam citados. Assim, uma indagação que fica é se as nossas principais revistas não estariam publicando os artigos “errados”, no sentido de não abordarem os temas relevantes do momento, não contribuírem para futuras pesquisas etc. O escopo deste trabalho é reduzido para estender-se sobre o tema, mas parece que o mesmo merece a atenção de futuros investigadores. E mesmo dos editores das revistas.

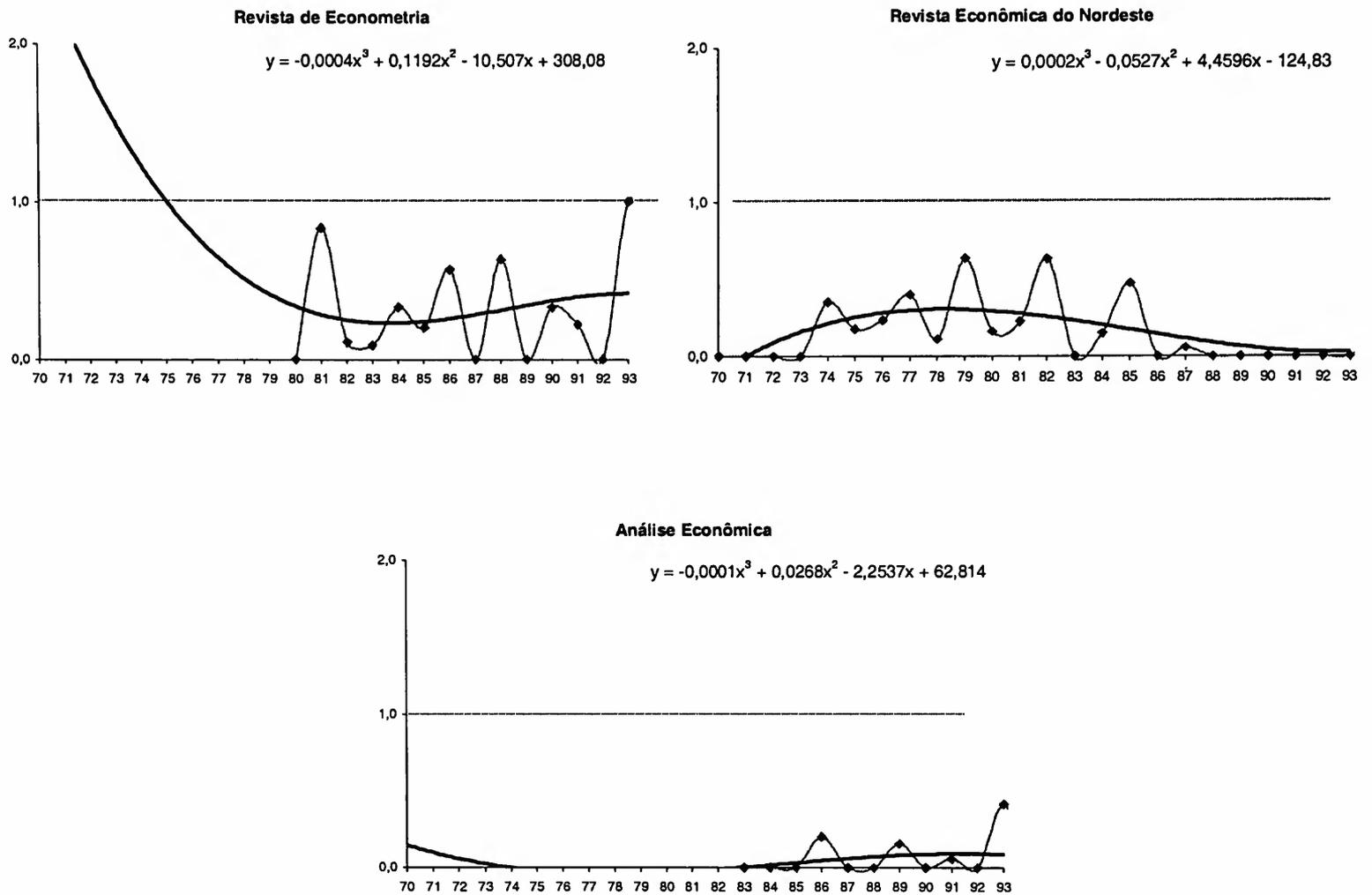
**Figura 1**  
**Citações Recebidas nos 5 Anos Seguintes à Publicação, por Artigo Publicado**

**Citações Recebidas pelas Revistas**



**Figura 1**  
**Citações Recebidas nos 5 Anos Seguintes à Publicação, por Artigo Publicado**

**Citações Recebidas pelas Revistas (continuação)**



## 4 Desempenho dos departamentos

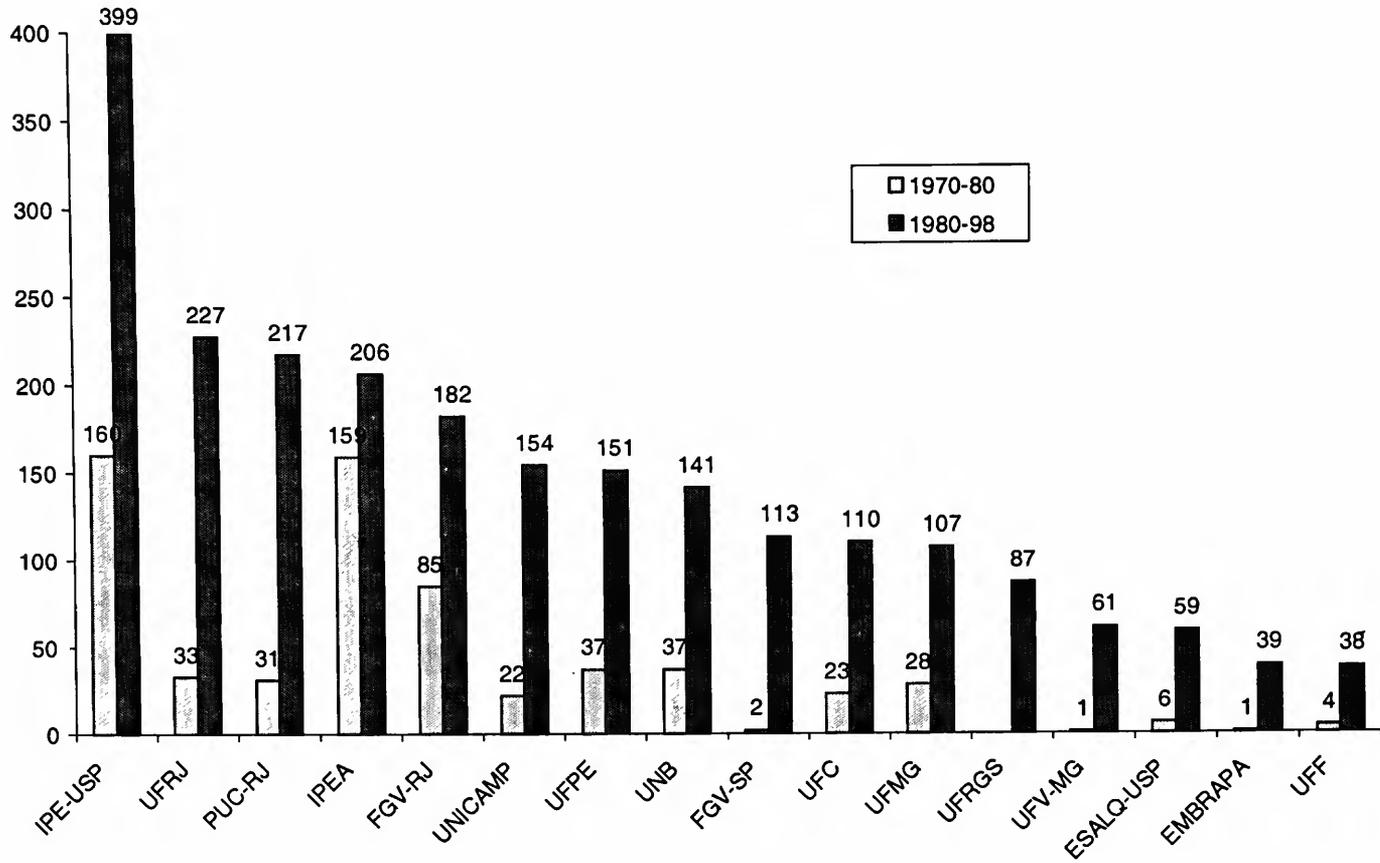
Como foi feito para as revistas, os resultados da pesquisa permitem classificar os departamentos que hospedam os pesquisadores. Deve ficar claro que a unidade de classificação é o pesquisador, sendo a instituição classificada a partir dos trabalhos publicados por aqueles. Como foi dito anteriormente, nem todos os autores foram associados a um departamento, por falta de identificação; os poucos autores que mudaram de instituição durante o período analisado foram associados à instituição em que trabalhavam na ocasião da publicação do artigo, mesmo que o trabalho tenha sido desenvolvido na instituição anterior.

### 4.1 Produção de trabalhos

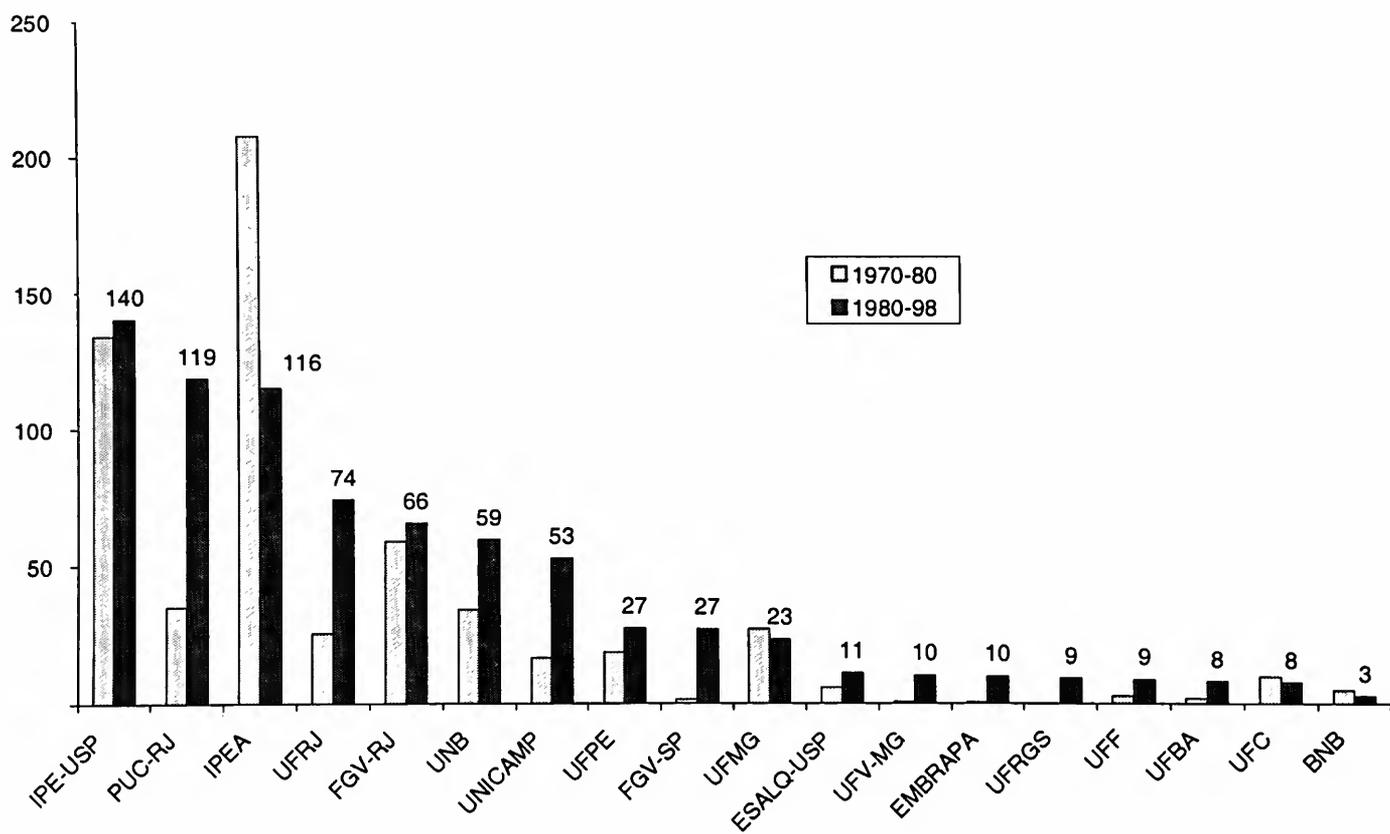
Como citado na descrição da metodologia, um critério parcial de desempenho é o volume de trabalhos produzidos pelas instituições. Assim, a Tabela 3 traz o total de artigos publicados nos períodos 70-80 e 81-98. O Gráfico 6 apresenta a produção total de artigos das instituições com maior valor nesse quesito. Como se pode verificar pelas publicações não qualificadas, o IPE-USP destaca-se nos dois períodos. No primeiro, com apenas uma publicação a mais do que o IPEA, segundo colocado; no segundo, com 75% a mais de publicações que o segundo colocado, a UFRJ.

Pelas produções qualificadas pela importância das revistas (Gráfico 7), o primeiro lugar na década de 70 cabe ao IPEA, que produz quase 55% a mais de trabalhos que o segundo colocado, IPE-USP. Em terceiro aparece a FGV-RJ, em nível bem inferior. Passando para os anos 80 e 90, o IPE-USP assume o primeiro lugar, com número qualificado de obras 18% maior que a instituição colocada em segundo lugar, agora a PUC-RJ. O IPEA pula do primeiro lugar para o terceiro, embora ainda próximo da PUC-RJ; já em nível bem inferior aparecem a UFRJ, em quarto, a FGV-RJ, em quinto, e a UNB, em sexto.

**Gráfico 6**  
**Publicações Totais, por Instituição**



**Gráfico 7**  
**Publicações Qualificadas, por Instituição**



**Tabela 3**  
**Produção Realizada e Citações Recebidas, por Instituição**

	De 1970 a 1980				De 1981 a 1998			
	Artigos Publicados	Publicações Qualificadas	Citações Recebidas	Citação por Artigo	Artigos Publicados	Publicações Qualificadas	Citações Recebidas	Citação por Artigo
IPE-USP	160	134,2	685	4,3	399	140,3	2554	6,4
UFRJ	33	25,4	125	3,8	227	74,2	886	3,9
PUC-RJ	31	35,0	259	8,4	217	118,6	1559	7,2
IPEA	159	207,8	838	5,3	206	115,6	1760	8,5
FGV-RJ	85	58,8	350	4,1	182	65,5	1333	7,3
UNICAMP	22	16,5	51	2,3	154	52,6	1189	7,7
UFPE	37	18,6	78	2,1	151	27,2	360	2,4
UNB	37	34,0	42	1,1	141	59,5	286	2,0
FGV-SP	2	1,3	16	8,0	113	26,8	395	3,5
UFC	23	9,7	9	0,4	110	7,6	97	0,9
UFMG	28	26,9	33	1,2	107	23,1	462	4,3
UFRGS					87	9,0	63	0,7
UFV-MG	1	0,6	5	5,0	61	10,1	42	0,7
ESALQ-USP	6	5,7	64	10,7	59	10,8	184	3,1
EMBRAPA	1	0,6	6	6,0	39	9,8	54	1,4
UFF	4	2,6	27	6,8	38	8,6	149	3,9
UFBA	5	1,7	4	0,8	38	7,7	85	2,2
BNB	18	4,8	2	0,1	32	2,5	22	0,7
BNDES	6	6,1	0		28	6,6	74	2,6
PUC-SP					27	5,3	46	1,7
UFPB	4	1,2	2	0,5	27	3,9	43	1,6
UNESP	1	0,5	0		23	2,0	87	3,8
FUNDAP					23	3,7	15	0,7
CEBRAP					19	3,5	123	6,5
UERJ	1	0,7	2	2,0	19	3,8	25	1,3
Inst. Joaquim Nabuco	1	0,3	20	20,0	19	1,6	18	0,9
IBGE	5	6,2	10	2,0	18	3,9	45	2,5
UFSC					15	0,2	1	0,1
UFPR					14	1,1	14	1,0
UFPA	2	1,0	2	1,0	14	0,6	6	0,4
Inst.Economia Agrícola					13	0,9	45	3,5
UFES	2	0,6	0		10	0,3	15	1,5
SUDENE	1	0,3	0		10	0,7	4	0,4
FINEP	7	10,7	5	0,7	8	1,9	6	0,8
UFLA-MG					8	1,9	3	0,4
Ilpes					8	1,6	0	
UECE					7	0,3	2	0,3
Univ. Est.de Maringá					7	0,7	0	
Centro Unif. de Brasília					6	0,2	0	
UFSM					6	2,3	0	

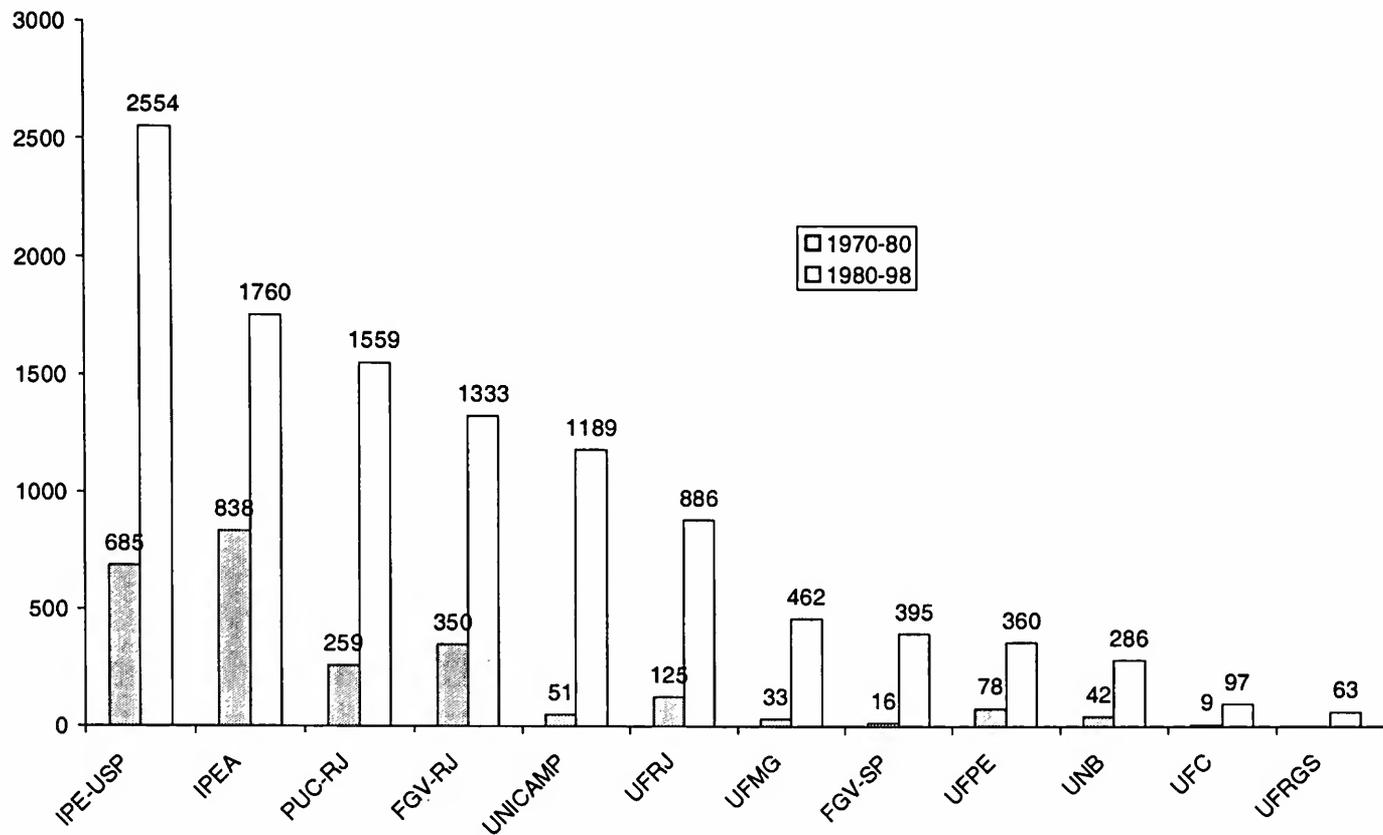
## 4.2 Citações recebidas

Analisando as citações recebidas em sua forma agregada, também com as informações da Tabela 3 e com ajuda do Gráfico 8, observa-se que o IPEA se destaca no primeiro período, tendo recebido 22% mais de citações do que o segundo colocado (IPE-USP); FGV, em terceiro e PUC/RJ, em quarto, aparecem em nível bem inferior. No segundo período, o IPE-USP passa à frente, obtendo 45% mais citações do que o segundo colocado, o IPEA; PUC-RJ e FGV-RJ aparecem em seguida, não muito distantes do segundo colocado. Nos anos 70 a UNICAMP aparece muito timidamente em 8º lugar, saltando para quinto no período seguinte.

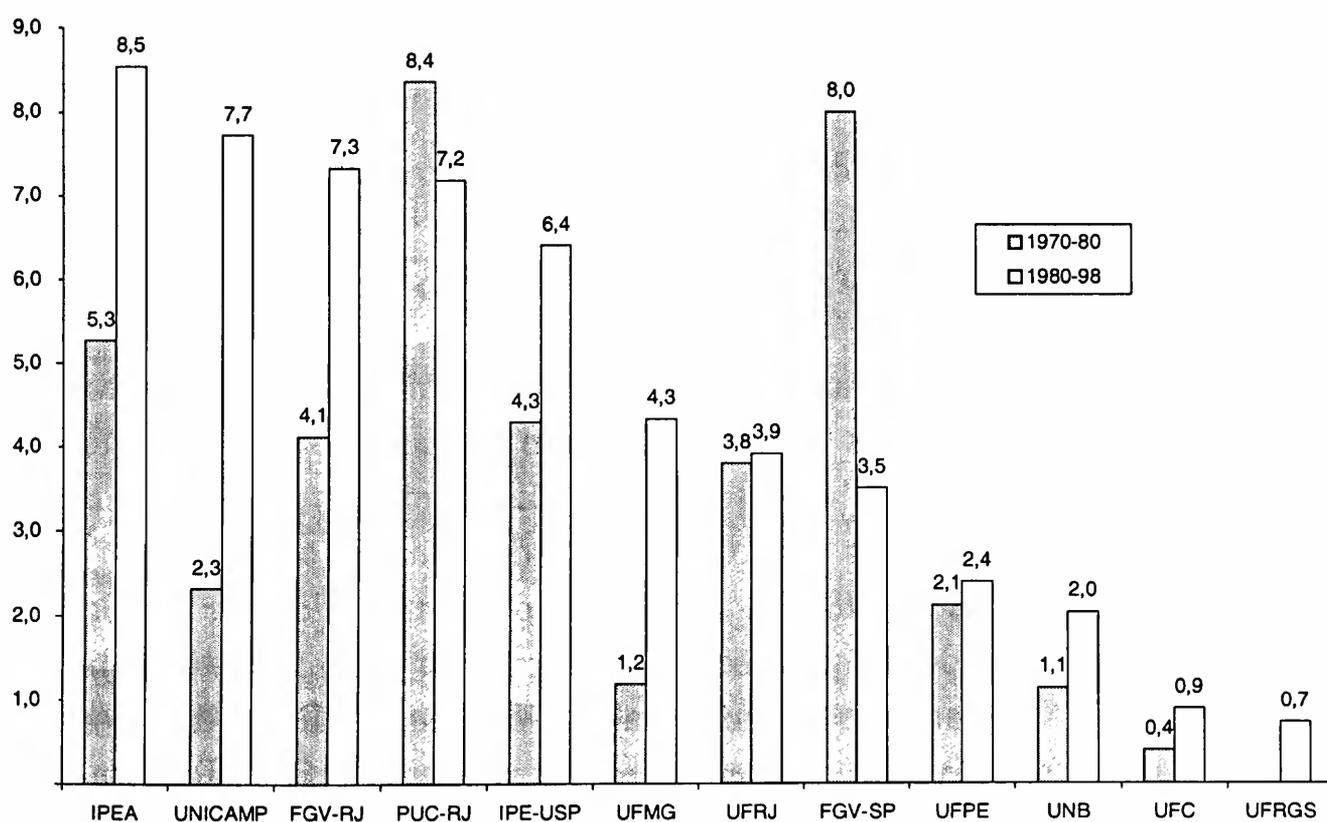
Todavia, uma maneira mais interessante é considerar o número de citações recebidas, em média, por cada artigo publicado a partir da instituição, o que possibilitou aferir-se a importância média dos artigos de cada escola. Assim, dividiu-se o número de citações recebidas no período pelo número total de artigos publicados no período, informações essas também constantes da Tabela 3, com os resultados dispostos no Gráfico 9. Verifica-se que na década de 70 os maiores índices são obtidos pela ESALQ-USP, que recebeu 64 citações para apenas 6 artigos publicados; a FGV/SP apresenta situação parecida, com apenas 2 artigos publicados e 16 citações recebidas. Entre as escolas com produção mais numerosa no período, o maior índice refere-se à PUC-RJ, com 8,4 citações por artigo; em seguida, com 5,3 citações por artigo, vem o IPEA; o IPE-USP vem a seguir, com 4,3 citações por artigo; em quarto situa-se a FGV-RJ (4,1), em quinto a UFRJ (3,8). No período pós-1980, o maior índice entre as escolas com elevado número de artigos publicados e de citações recebidas é o do IPEA, com 8,5 citações por artigo; em segundo vem a UNICAMP, com 7,7, seguida da FGV-RJ, com 7,3, da PUC-RJ (7,2) e do IPE-USP (6,4). Os demais centros situam-se abaixo das 4,3 citações por artigo recebidas pela UFMG.

Nota-se que a consideração das citações recebidas, em média, por artigo publicado nas instituições para efeitos de classificação não altera significativamente o bloco das escolas posicionadas no topo da tabela, ainda que o seu ordenamento tenha se alterado, tanto em relação ao gerado pela produção agregada (ajustada ou não), quanto pela mudança de um período para o outro.

**Gráfico 8**  
**Número de Citações Recebidas pelos Principais Departamentos**



**Gráfico 9**  
**Número de Citações Recebidas por Artigo Publicado**



### 4.3 Limitações dos indicadores

Os indicadores apresentados nesta seção padecem de uma limitação importante, além das já mencionadas nas seções 1 e 2, que é a não consideração do tamanho das instituições, isto é, do número de pesquisadores abrigados em cada instituição. O ideal seria calcular a produção *per capita* de cada instituição, o que demanda saber o tamanho do corpo técnico em cada momento. Essa é uma informação de difícil obtenção, até mesmo para os administradores de cada departamento, pois seria necessário levar em conta as entradas e saídas de pesquisadores ao longo do tempo. Faria (2000) utiliza as informações constantes das páginas das instituições na Internet, o que é facilitado porque o autor considera um período de tempo mais curto do que aqui é analisado, utilizando assim um retrato mais recente do tamanho de cada departamento. Mesmo assim, a informação é de qualidade duvidosa, como bem salienta o próprio autor, pois as páginas não são homogêneas quanto à qualidade e cobertura. No nosso caso, há um agravante adicional porque estamos considerando também a produção derivada de dissertações e teses em cada departamento, quando foi possível obter a informação. Sendo assim, decidiu-se abandonar essa possibilidade, pelas dificuldades envolvidas.

Por outro lado, ainda que a informação *per capita* tenha um inquestionável interesse para fins de análise de desempenho das instituições, a informação sobre o volume da publicação e das citações recebidas interessa pela indicação de possíveis efeitos sinérgicos presentes nos departamentos. Por exemplo, para um aluno em processo de escolha de uma escola para cursar mestrado ou doutorado, e que não tenha uma definição muito clara da área de especialização que virá a abraçar, talvez a informação agregada seja mais relevante do que a informação da produção por professor do departamento. Mas esta é uma outra dimensão do problema.

## 5 Informações sobre autores e citações recebidas no exterior

Para efeitos de complementar trabalho anteriormente publicado por este autor (Azzoni, 1998), anexas são apresentadas as Tabelas 4 e 5, em que as informações anteriormente apresentadas para os departamentos são dispostas por autor, pelo menos para os mais citados. São destacados também os dois períodos utilizados para a análise das revistas e departamentos, isto é, 1970-80 e 1980-98. Já a Tabela 6 procura adicionar um elemento extra, dispondo o número total de citações recebidas no exterior pelos 50 autores mais citados no Brasil, com base no mecanismo de busca da *Web of Science*. Esses dois conjuntos de informação são auto-explicativos, não cabendo realizar nenhuma análise. Todavia, cabe citar

que poderá haver autores pouco citados no Brasil que sejam muito citados no exterior. Nesse caso, não terão sido destacados na Tabela 6, pela sua forma de construção.

## Considerações finais

Este trabalho oferece informações que possibilitam avaliar parcialmente a performance das instituições acadêmicas na área de economia no Brasil. O foco central da análise são as publicações e sua repercussão na comunidade acadêmica. Foram oferecidos indicadores da produção total, da produção ajustada pela qualidade da revista em que foi publicada e do número de citações recebidas, tanto em termos totais como em relação ao número de artigos publicados (“*per capita*”).

Ainda que se considerem as limitações da análise aqui desenvolvida, tanto com referência ao conjunto de obras consideradas quanto à ênfase mesma nas publicações apenas, além da sua repercussão, parece claro que os resultados permitem identificar as revistas acadêmicas de maior impacto na comunidade, assim como oferecer indicações comparativas sobre a importância das instituições. Evidentemente, outros aspectos devem e precisam ser considerados se o objetivo é produzir uma classificação de instituições, tais como formação de alunos, edição de livros, realização de pesquisas, impacto na própria região etc. As dimensões consideradas neste trabalho devem ser entendidas como um esforço inicial nesse sentido.

## Referências

- Anuatti Neto, F. Competição e complementaridade dos centros de pós-graduação em economia. *In*: Loureiro, M. R. (org.), *50 anos de ciência econômica no Brasil - Pensamento, instituições, depoimentos*. São Paulo: Fipe/Editora Vozes, 1997, cap. V.
- Azzoni, C. R. Clássicos da literatura econômica brasileira. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 4, p. 771-780, out./dez. 1998.
- Biderman, C., Cozac, L. F. e Rego, J. M. *Conversas com economistas brasileiros*. São Paulo: Editora 34, 1996.
- Cano, V. e Lind, N. C. Citation life-cycles of 10 citation-classics. *Scientometrics*, v. 22, n. 2, October, 1991.

- Comissão Européia. *Proposal of recommendation related to European cooperation dealing with quality assessment in higher education*, 1996.
- Gonçalves, R. e David, M. D. A produção acadêmica nas principais revistas de economia: balanço de uma década. *Literatura Econômica*, v. 4, n. 3, p. 283-380, 1982.
- Loureiro, M. R. (org.). *50 anos de ciência econômica no Brasil - Pensamento, instituições, depoimentos*. São Paulo: Fipe/Editora Vozes, 1997.
- Munhoz, D. G. *Orientador (Adviser) Índice Brasileiro de Bibliografia de Economia*. BCS - Brasília Computadores e Sistemas Ltda, 1999, em CD-Rom ou [www.orientador.com.br](http://www.orientador.com.br)
- Durden, G. C. e Ellis, L. V. A method for identifying the most influential articles in an academic discipline. *Atlantic Economic Journal*, v. 21, n. 4, December 1993.
- Frick, S. T. F. *Comunicação científica na área de economia: um estudo de caso*. ECA/USP, Dissertação de Mestrado, 1985.
- \_\_\_\_\_. *Produção científica dos principais centros de ensino e pesquisa em economia no Brasil*. ECA/USP, Tese de Doutorado, 1991
- Faria, J. R. The research output of academic economists in Brazil. *Economia Aplicada*, v. 4, n. 1, p. 95-113, jan./mar. 2000.
- Gans, J. S. e Shepherd, G. B. How are the mighty fallen - rejected classic articles by leading economists. *Journal of Economic Perspectives*, v. 8, n. 1, Winter 1994.
- Kostoff, R. N. The use and misuse of citation analysis in research evaluation - comments on theories of citation. *Scientometrics*, v. 43, n. 1, September 1998.
- Laband, D. N. Measuring the relative impact of economics book publishers and economics journals. *Journal of Economic Literature*, v. 28, n. 2, June 1990.
- Lederberg, J. Reply to H. V. Wyant. *Nature*, v. 239, 5369, September 22.
- Macrobarts, M. H. e Macrobarts, B. R. Testing the Ortega hypothesis: facts and artifacts. *Scientometrics*, v. 12, n. 5-6, 1987.
- Moed, H. F., Van Leeuwen, T. N. e Reedijk, J. A new classification system to describe the ageing of scientific journals and their impact factors. *Journal of Documentation*, v. 54, n. 4, September 1998.

- Nedorf, A. J. e Can Vijk, E. Profiling institutes: identifying high research performance and social relevance in the social and behavioral sciences. *Scientometrics*, v. 44, n. 3, March-April 1999.
- Nisonger, T. E. JASIS and library and information science journal rankings: a review and analysis of the last half-century. *Journal of the American Society for Information Science - JASIS*, v. 50, n. 11, September 1999.
- Osareh, F. Bibliometrics, citation analysis and co-citation analysis: a review of the literature. *Libri*, v. 46, n. 3, September 1996.
- Pereira, L. C. B. Influências e contribuições. *Revista de Economia Política*, v. 20, n. 1 (77), janeiro-março 2000.
- Phelan, T. J. A compendium of issues for citation analysis. *Scientometrics*, v. 45, n. 1, May 2000.
- Puerari, D. B. M. *O periódico científico como veículo de comunicação do conhecimento e entre os pares: o caso da ciência econômica brasileira*. Rio de Janeiro: UFRJ, Escola de Comunicação, Dissertação de Mestrado, 1989.
- Ratnatunga, J. e Romano, C. A 'citation classics' analysis of articles in contemporary small enterprise research. *Journal of Business Venturing*, v. 12, n. 3, May 1997.
- Rousseau, R. Temporal differences in self-citation rates of scientific journals. *Scientometrics*, v. 44, n. 3, March-April 1999.
- Stegmann, J. Building a list of journals with constructed impact factors. *Journal of Documentation*, v. 55, n. 3, June 1999.

## Anexo

**Tabela 4**  
**Produção e Citações Recebidas por Autor, 1970-80**

	Artigos Publicados	Publicações Qualificadas	Citações Recebidas	Citação por Artigo
Bacha, E L	14	16,3	151	10,8
Simonsen, M H	4	2,6	119	29,8
Pastore, A C	12	13,7	114	9,5
Langoni, C G	9	8,9	104	11,6
Mata, M	5	7,6	92	18,4
Modenesi, R L	1	2,1	75	75,0
Suzigan, W G	5	5,1	74	14,8
Malan, P S	8	11,4	67	8,4
Bonelli, R	5	6,7	67	13,4
Baer, W	10	11,0	63	6,3
Peláez, C M	10	5,8	57	5,7
Paiva, R M	7	8,8	53	7,6
Barros, J R M	13	11,6	52	4,0
Hoffmann, R	3	2,6	50	16,7
Albuquerque, R C	2	3,6	50	25,0
Goodman, D E	4	6,5	46	11,5
Villela, A V	4	5,1	45	11,3
Cavalcanti, L C	1	1,4	40	40,0
Lodder, C A	4	5,2	34	8,5
Contador, C R	12	14,6	32	2,7
Castro, A B	4	4,8	32	8,0
Horta, M H	2	2,9	30	15,0
Araújo, A B	3	5,4	29	9,7
Lemgruber, A C B	12	9,6	28	2,3
Graham, D H	2	1,9	27	13,5
Zockun, M H	1	0,6	27	27,0
Castro, C M	10	13,8	26	2,6
Pastore, J	4	3,4	26	6,5
Pereira, J E C	2	3,4	25	12,5
Schuh, G E	6	5,7	24	4,0
Dias, G L S	4	2,5	24	6,0
Sayad, J	8	8,3	22	2,8
Haddad, C L S	7	4,5	22	3,1
Macedo, R B M	6	5,9	22	3,7
Bergsman, J	4	2,4	22	5,5
Wells, J R	4	6,2	22	5,5
Cavalcanti, C V	2	3,9	22	11,0
Silva, F A R	8	12,8	20	2,5
Tolosa, H C	8	11,7	19	2,4
Rocca, C A	1	0,5	19	19,0
Moura, H A	8	1,1	18	2,3
Martone, C L	7	5,2	18	2,6
Fishlow, A	3	1,7	18	6,0
Considera, C M	1	1,3	18	18,0
Lopes, F L P	1	1,9	18	18,0
Carvalho, J L	8	5,1	16	2,0
Silva, A M	8	5,9	16	2,0
Kadota, D	2	2,8	16	8,0
Leff, N H	6	4,5	15	2,5
Cardoso, E A	13	14,4	14	1,1
Melo, F B H	9	5,5	14	1,6
Rebouças, O E	5	1,9	14	2,8
Haddad, P R	3	4,0	14	4,7
Souza, A M R	3	3,9	14	4,7

(continua)

**Tabela 4**  
**Produção e Citações Recebidas por Autor, 1970-80 (continuação)**

	Artigos Publicados	Publicações Qualificadas	Citações Recebidas	Citação por Artigo
Maneschi, A	1	0,4	14	14,0
Sampaio, Y D S B	1	0,3	14	14,0
Sena, J F F	1	2,1	13	13,0
Silveira, A M	7	4,2	12	1,7
Giestas, E	4	2,6	12	3,0
Almeida, W J M	3	4,3	12	4,0
Buescu, M	1	0,6	12	12,0
Costa, M A	1	1,4	12	12,0
Leão, A S	1	0,6	12	12,0
Nóbrega, J	1	0,6	12	12,0
Nunes, E M	1	0,4	12	12,0
Silva, C A R	1	0,6	12	12,0
Lobato, H D	1	0,6	11	11,0
Morley, S A	7	6,9	10	1,4
Almeida, J	3	3,8	10	3,3
Senna, J J	3	1,9	10	3,3
Garcia, M E	2	2,5	10	5,0
Geiger, P P	2	3,7	10	5,0
Kerstenetzky, I	2	2,4	10	5,0
Taylor, L	2	2,8	10	5,0
Vieira, J L T M	2	2,0	10	5,0
Patrick, G F	1	1,6	10	10,0
Suplicy, E M	1	0,6	10	10,0
Cunha, P V	2	2,7	9	4,5
Neuhaus, P	5	3,3	8	1,6
Alves, E L G	3	2,6	8	2,7
Cameron, R E	2	1,2	8	4,0
Canabrava, A P	2	1,1	8	4,0
Kafka, A	1	0,7	8	8,0
Luz, N V	1	0,6	8	8,0
Munhoz, D G	1	0,7	8	8,0
Rizzieri, J A B	1	1,4	8	8,0
Tolipan, R M L	1	1,3	8	8,0
Sahota, G S	3	1,8	7	2,3
Holanda, N C	1	0,6	7	7,0
Mahar, D J	1	1,9	7	7,0
Montello, J	1	0,6	7	7,0
Longo, C A	10	8,6	6	0,6
Costa, R A	5	3,0	6	1,2
Rezende, G C	5	6,6	6	1,2
Campino, A C C	4	3,1	6	1,5
Nicholls, W H	3	3,0	6	2,0
Pereira, L C B	3	2,0	6	2,0
Pinto, M B P	3	1,7	6	2,0
Gasques, J G	2	2,5	6	3,0
Kirsten, J T	2	1,2	6	3,0
Lobo, E M L	2	1,2	6	3,0
Branco, F C	1	1,4	6	6,0
Brito, F A	1	0,6	6	6,0
Holder, C S	1	0,3	6	6,0
Levy, S	1	0,6	6	6,0
O'Brien, R S	1	0,6	6	6,0
Salim, C	1	0,6	6	6,0
Viacava, C	1	0,6	6	6,0
Silva, N V	2	2,5	5	2,5
Merrick, T W	1	1,4	5	5,0
Scandizzo, P L	1	1,4	5	5,0

(continua)

**Tabela 4**  
**Produção e Citações Recebidas por Autor, 1970-80 (continuação)**

	Artigos Publicados	Publicações Qualificadas	Citações Recebidas	Citação por Artigo
Trávolo, M A	1	0,6	5	5,0
Tyler, W G	11	7,4	4	0,4
Faro, C	8	8,5	4	0,5
Monteiro, J V	8	9,3	4	0,5
Varsano, R	6	7,1	4	0,7
Almonacid, R D	5	3,9	4	0,8
Araújo Júnior, J T	4	6,4	4	1,0
Almeida, A L O	3	3,3	4	1,3
Baltar, P E A	3	3,8	4	1,3
Redwood III, J	3	4,1	4	1,3
Souza, P R C	3	3,8	4	1,3
Abreu, M P	2	2,9	4	2,0
Carvalho, J A M	2	1,9	4	2,0
Cunha, L R A	2	3,4	4	2,0
Engler, J J C	2	3,1	4	2,0
Madureira, L B	2	1,2	4	2,0
Silva, A R	2	1,1	4	2,0
Souza, J A	2	1,0	4	2,0
Williamson, J G	2	1,3	4	2,0
Barbosa, M	1	0,7	4	4,0
Campos, R O	1	0,6	4	4,0
Castro, H O P	1	0,6	4	4,0
Castro, M C	1	0,7	4	4,0
Chacel, J M	1	0,7	4	4,0
Ferreira, J C	1	0,3	4	4,0
Ferreira, L R	1	0,6	4	4,0
Gonçalves, S	1	0,6	4	4,0
Hebette, J	1	0,7	4	4,0
Hirschman, A O	1	0,7	4	4,0
Hollanda, A D	1	0,3	4	4,0
Lima, R C	1	1,3	4	4,0
Mello, P C	1	0,7	4	4,0
Mesquita, T C	1	0,3	4	4,0
Sampaio, A	1	0,3	4	4,0
Barat, J A	9	11,5	3	0,3
Barbosa, F H	6	5,2	3	0,5
Fendt Júnior, R	5	3,3	3	0,6
Baumgarten, A L	2	2,4	3	1,5
Dillon, J L	2	0,6	3	1,5
Ferreira, E F	2	1,3	3	1,5
Meyer, R L	2	2,4	3	1,5
Carvalho, L W R	1	0,6	3	3,0
Gudin, E	1	0,6	3	3,0
Huddle, D L	1	0,5	3	3,0
Werneck, D F F	1	1,5	3	3,0
Montoro Filho, A F	6	3,9	2	0,3
Gomes, G M	5	4,4	2	0,4
Kogut, E L	5	3,2	2	0,4
Mueller, C C	5	4,9	2	0,4
Musalem, A R	5	3,1	2	0,4
Dantas, A L A	4	1,5	2	0,5
Versiani, F R	4	4,9	2	0,5
Beckerman, P	3	2,6	2	0,7
Bulhões, O G	3	1,8	2	0,7
Carvalho, J O	3	0,6	2	0,7
Erber, F S	2	3,7	2	1,0
Osório, C	2	1,5	2	1,0

(continua)

**Tabela 4**  
**Produção e Citações Recebidas por Autor, 1970-80 (continuação)**

	Artigos Publicados	Publicações Qualificadas	Citações Recebidas	Citação por Artigo
Sanders, J H	2	1,0	2	1,0
Vital, S M	2	1,3	2	1,0
Werneck, R L F	2	1,3	2	1,0
Almeida, M B	1	0,3	2	2,0
Alves, D C O	1	1,3	2	2,0
Baklanoff, E	1	0,6	2	2,0
Barbosa, T	1	1,4	2	2,0
Bein, F L	1	0,7	2	2,0
Belchior, E O	1	0,7	2	2,0
Brandão, A S P	1	0,6	2	2,0
Cavalcante, I N	1	0,2	2	2,0
Chahad, J P Z	1	1,4	2	2,0
Dick, V M	1	1,6	2	2,0
Fernandes, S	1	0,6	2	2,0
Figuroa, A	1	1,9	2	2,0
Fiorentino, R	1	0,3	2	2,0
Gebara, J J	1	1,3	2	2,0
Holanda, A N C	1	0,2	2	2,0
Jatobá, J	1	1,3	2	2,0
Kingston, J	1	0,6	2	2,0
Kleiman, E	1	0,7	2	2,0
Lima, H C	1	0,2	2	2,0
Magalhães, L S	1	0,2	2	2,0
Marin, R E A	1	0,7	2	2,0
Medeiros, J A S	1	1,3	2	2,0
Newfarmer, R	1	1,3	2	2,0
Nogueira, D	1	0,6	2	2,0
Novais, F	1	0,6	2	2,0
Reiner, T A	1	0,6	2	2,0
Santos, F P	1	0,7	2	2,0
Schattan, S	1	0,6	2	2,0
Leite, P S	8	1,6	1	0,1
Nobre, J M E	7	1,3	1	0,1
Gonçalves, A C P	3	2,5	1	0,3
Guimarães, E A	3	4,1	1	0,3
Kasprzykowski, J W A	3	0,8	1	0,3
Branco, R C	2	1,3	1	0,5
Cline, W R	2	2,3	1	0,5
Ekerman, R J	2	2,6	1	0,5
Vianna, P J R	2	0,6	1	0,5
Biato, F A	1	1,8	1	1,0
Castro, M	1	0,3	1	1,0
Ford, E M	1	1,5	1	1,0
King, K	1	2,1	1	1,0
Leme, R A S	1	0,5	1	1,0
Magalhães, J P A	1	0,6	1	1,0
Mazundar, D	1	1,4	1	1,0
Péres, F C	1	0,6	1	1,0
Sant'Ana, A M	1	1,4	1	1,0

**Tabela 5**  
**Produção e Citações Recebidas por Autor, 1981-98**

	Artigos Publicados	Publicações Qualificadas	Citações Recebidas	Citação por Artigo
Simonsen, M H	31	10,0	344	11,1
Bacha, E L	28	13,7	285	10,2
Furtado, C	13	2,6	221	17,0
Lopes, F L P	16	7,2	189	11,8
Costa, I N	20	5,0	169	8,5
Melo, F B H	28	9,6	160	5,7
Rezende, A L	14	5,7	153	10,9
Tavares, M C	10	1,4	153	15,3
Cardoso, E A	27	12,9	145	5,4
Bonelli, R	18	7,3	144	8,0
Arida, P	12	5,1	131	10,9
Castro, A B	7	2,9	131	18,7
Pastore, A C	8	0,8	130	16,3
Hoffmann, R	24	4,9	129	5,4
Suzigan, W G	12	2,6	129	10,8
Pereira, L C B	52	10,4	120	2,3
Modiano, E M	21	14,2	109	5,2
Macedo, R B M	8	2,6	102	12,8
Contador, C R	8	4,6	101	12,6
Luna, F V	11	2,2	100	9,1
Rangel, I M	16	3,2	98	6,1
Slenes, R W	7	2,1	95	13,6
Braga, H C	25	16,0	91	3,6
Cardoso, F H	4	0,3	89	22,3
Oliveira, F	4	0,5	89	22,3
Barbosa, F H	26	7,7	86	3,3
Barros, R P	21	6,6	86	4,1
Sayad, J	12	3,7	86	7,2
Cano, W	6	1,1	85	14,2
Singer, P I	7	0,8	81	11,6
Barros, J R M	5	1,4	81	16,2
Souza, P R C	7	1,3	79	11,3
Schwartz, S B	5	1,6	78	15,6
Silva, J G	6	3,3	76	12,7
Camargo, J M	20	9,7	75	3,8
Amadeo, E J	35	14,2	74	2,1
Malan, P S	7	3,0	74	10,6
Martins, R B	2	0,6	70	35,0
Belluzzo, L G M	2	0,3	68	34,0
Marcílio, M L	2	0,6	68	34,0
Nakano, Y A	18	2,7	66	3,7
Silva, A M	13	4,5	66	5,1
Cysne, R P	16	4,7	65	4,1
Rezende, G C	16	5,1	61	3,8
Batista Jr, P N	17	2,9	60	3,5
Versiani, F R	11	4,6	56	5,1
Coutinho, L G	7	1,1	56	8,0
Franco, G H B	19	8,6	55	2,9
Diniz, C C	4	0,4	54	13,5
Dornbush, R	22	8,2	53	2,4
Cacciamali, M C	17	3,7	53	3,1
Werneck, R L F	17	8,2	53	3,1
Baer, W	8	1,3	52	6,5

(continua)

**Tabela 5**  
**Produção e Citações Recebidas por Autor, 1981-98**

	Artigos Publicados	Publicações Qualificadas	Citações Recebidas	Citação por Artigo
Mata, M	4	1,8	52	13,0
Abreu, M P	10	3,3	51	5,1
Varsano, R	5	1,8	51	10,2
Considera, C M	4	2,5	50	12,5
Zini Júnior, A A	18	4,9	48	2,7
Araújo Júnior, J T	15	3,2	48	3,2
Pastore, J	4	0,9	47	11,8
Rossi, J W	38	20,1	46	1,2
Serra, J	14	2,6	46	3,3
Delfim Netto, A	4	0,5	46	11,5
Marques, M S B	17	5,8	45	2,6
Baltar, P E A	4	1,2	45	11,3
Kageyama, A	11	5,0	44	4,0
Longo, C A	33	10,9	43	1,3
Sabóia, J L M	10	2,7	43	4,3
Sedlacek, G L	9	3,6	43	4,8
Azzoni, C R	21	3,4	42	2,0
Ramos, L R A	18	6,4	42	2,3
Kadota, D	6	3,1	42	7,0
Reis, J G A	6	1,4	41	6,8
Guimarães, E A	2	1,1	41	20,5
Carvalho, F J C	24	3,6	40	1,7
Gomes, G M	8	1,7	40	5,0
Gutiérrez, H	2	0,5	40	20,0
Cavalcanti, C V	4	0,4	39	9,8
Albuquerque, R C	6	0,3	38	6,3
Samara, E M	4	1,3	38	9,5
Cunha, P V	9	5,5	37	4,1
Andrade, M C	6	1,1	37	6,2
Souza, F E P	4	0,4	37	9,3
Gorender, J	2	0,6	36	18,0
Mello, P C	3	1,2	35	11,7
Pereira, P L V	23	6,2	34	1,5
Cameiro, D D	6	1,3	34	5,7
Zockun, M H	2	0,5	34	17,0
Haddad, P R	5	0,4	33	6,6
Goodman, D E	4	0,5	33	8,3
Klein, H S	11	3,1	32	2,9
Prado, E F S	22	4,6	31	1,4
Horta, M H	6	2,2	31	5,2
Musalem, A R	11	4,5	30	2,7
Schuh, G E	2	0,6	30	15,0
Brandão, A S P	15	3,9	29	1,9
Carvalho, J L	9	0,9	29	3,2
Zylberstajn, H	2	0,3	29	14,5
Giambiagi, F	42	8,2	28	0,7
Barros, G S A C	12	1,7	28	2,3
Lerda, J C	8	2,8	28	3,5
Rebouças, O E	6	0,4	28	4,7
Motta, J F	5	0,7	28	5,6
Graham, D H	2	1,2	28	14,0
Lopes, M R	2	0,0	28	14,0
Reis, E J	9	3,3	27	3,0
Araújo, A B	2	0,5	27	13,5
Guimarães Neto, L	11	1,1	26	2,4

(continua)

**Tabela 5**  
**Produção e Citações Recebidas por Autor, 1981-98**

	Artigos Publicados	Publicações Qualificadas	Citações Recebidas	Citação por Artigo
Metcalf, A C	4	1,5	26	6,5
Erber, F S	4	1,2	26	6,5
Lago, L A C	4	1,1	26	6,5
Werlang, S R C	28	8,1	25	0,9
Ferreira, A H B	16	1,7	25	1,6
Rocha, S	10	1,8	25	2,5
Jatobá, J	7	1,0	25	3,6
Cardoso, C F S	2	0,6	25	12,5
Locatelli, R L	9	3,0	24	2,7
Fava, V L	8	0,3	24	3,0
Souza, A M R	6	1,2	24	4,0
Moura, C	2	0,5	24	12,0
Faro, C	25	7,2	23	0,9
Lemos, M B	10	0,2	23	2,3
Fraga Neto, A	8	2,4	23	2,9
Lopes, F C	2	1,2	23	11,5
Baumann, R	15	6,1	22	1,5
Luque, C A	9	2,1	22	2,4
Nozoe, N H	9	1,8	22	2,4
Tauille, J R	8	2,7	22	2,8
Oliveira, J C	7	3,3	22	3,1
Costa, F N	5	0,4	22	4,4
Ferraz, J C	5	1,9	22	4,4
Varandas, S	4	1,3	22	5,5
Ferreira, P C G	12	0,0	21	1,8
Fonseca, E G	8	1,5	21	2,6
Martone, C L	6	0,8	21	3,5
Pelin, E R	4	1,6	21	5,3
Fernandes, F	2	0,3	21	10,5
Chahad, J P Z	13	2,7	20	1,5
Fritsch, W	12	3,1	20	1,7
Paiva, C A	8	0,3	20	2,5
Sampaio, Y D S B	6	0,1	20	3,3
Queiroz, S R R	3	1,1	20	6,7
Carneiro Netto, D D	2	1,2	20	10,0
Carvalho, J A M	2	0,7	20	10,0
Andrade, T A	14	2,8	18	1,3
Moraes, P B	8	2,6	18	2,3
Munhoz, D G	7	1,1	18	2,6
Levy, M B	4	1,2	18	4,5
Martins, L	2	0,2	18	9,0
Rego, J M	2	0,4	18	9,0
Reis, J J	2	0,5	18	9,0
Rizzieri, J A B	2	0,3	18	9,0
Villela, R	2	0,4	18	9,0
Ablas, L A Q	0	0,8	18	
Albuquerque, M C C	12	3,4	17	1,4
Vergolino, J R O	11	0,0	17	1,5
Brandt, S A	10	3,0	17	1,7
Lima, R C	8	0,0	17	2,1
Mascolo, J L	7	3,8	17	2,4
Tolipan, R M L	7	2,9	17	2,4
Duarte, A R	6	1,0	17	2,8
Feijó, C A V C	6	0,8	17	2,8
Carvalho, J O	3	0,1	17	5,7
Neves, R B	2	0,5	17	8,5

(continua)

**Tabela 5**  
**Produção e Citações Recebidas por Autor, 1981-98**

	Artigos Publicados	Publicações Qualificadas	Citações Recebidas	Citação por Artigo
Mueller, C C	16	4,6	16	1,0
Suplicy, E M	9	1,0	16	1,8
Silva, E A	8	2,1	16	2,0
Lobo, E M L	2	0,6	16	8,0
Mott, L R B	2	0,5	16	8,0
Silva, J A B	2	0,4	16	8,0
Velloso, J P R	2	0,0	16	8,0
Pinheiro, A C	17	4,8	15	0,9
Landau, E	10	3,4	15	1,5
Markwald, R A	6	2,8	15	2,5
Alves, E L G	5	0,4	15	3,0
Fajnzylber, F	4	0,7	15	3,8
Galveas, E	3	0,5	15	5,0
Hollanda Filho, S B	2	0,4	15	7,5
Müller, G	6	1,2	14	2,3
Versiani, M T R O	6	3,6	14	2,3
Bianchi, A M F	5	1,0	14	2,8
Braga, J C S	5	0,5	14	2,8
Bielschowsky, R A	4	0,7	14	3,5
Campino, A C C	2	0,6	14	7,0
Jaguaribe, H	2	0,3	14	7,0
Matesco, V	2	1,1	14	7,0
Perosa Júnior, R M	2	0,3	14	7,0
Pinto, L C G	2	0,0	14	7,0
Ramos, C A	2	0,5	14	7,0
Ferreira, A D	11	0,9	13	1,2
Fishlow, A	10	4,6	13	1,3
Veiga, J E	9	1,2	13	1,4
Romão, M E C	8	1,2	13	1,6
Façanha, L O	6	1,4	13	2,2
Farina, E M M Q	6	1,4	13	2,2
Carvalho, L W R	5	3,1	13	2,6
Bontempo, H C	4	2,2	13	3,3
Mazzucchelli, F	2	0,3	13	6,5
Silva, F A R	12	3,1	12	1,0
Kandir, A	6	0,8	12	2,0
Mântega, G	6	0,7	12	2,0
Montoro Filho, A F	5	0,6	12	2,4
Toledo, J E C	5	1,2	12	2,4
Carvalho, C E	4	0,8	12	3,0
Eisenberg, P L	4	1,1	12	3,0
Guimarães, A P	4	0,5	12	3,0
Moura, H A	4	0,2	12	3,0
Silva, J C F	3	1,4	12	4,0
Araújo, T B	2	0,0	12	6,0
Ávila, A F D	2	0,0	12	6,0

**Tabela 6**  
**Citações Recebidas no Exterior pelos 50 Autores mais Citados no Brasil**

Autor	Citações	Autor	Citações
Furtado, C	374	Modiano, E M	26
Simonsen, M H	131	Luna, F V	26
Pereira, L C B	119	Rangel, I M	25
Langoni, C G	112	Sayad, J	23
Bacha, E L	111	Camargo, J M	21
Cardoso, E A	105	Amadeo, E J	21
Tavares, M C	83	Singer, P I	18
Pastore, A C	70	Barbosa, F H	17
Peláez, C M	68	Gudin, E	17
Arida, P	58	Resende, A L	16
Cardoso, F H	54	Castro, A B	13
Suzigan, W G	49	Silva, A M	12
Prado Jr, C	48	Melo, F B H	11
Lopes, F L P	43	Delfim Netto, A	10
Bonelli, R	40	Mata, M	6
Oliveira, F	37	Barros, J R M	6
Contador, C R	36	Haddad, C L S	6
Villela, A V	36	Costa, I N	5
Cano, W	35	Braga, H C	5
Paiva, R M	34	Albuquerque, R C	3
Macedo, R B M	31	Barros, R P	1
Lemgruber, A C B	31	Hoffmann, R	0
Malan, P S	30	Nakano, Y A	0
von Doellinger, C	29	Modenesi, R L	0
Slenes, R W	28		

### A solidão do corredor de longa distância\*

Antonio Barros de Castro<sup>§</sup>

#### **Estrutura x historicidade: o sucesso de “*Introdução à Economia: uma Abordagem Estruturalista*” e a tese de doutorado não publicada**

Meu nome ficou conhecido graças ao sucesso de *Introdução à Economia: uma abordagem estruturalista*. Esse livro nasceu de um curso dado por Carlos Lessa e por mim para os alunos dos cursos intensivos organizados pelo Centro CEPAL/BNDE, no início dos anos 60. Para entendê-lo, bem como para entender o seu sucesso (somando as edições e respectivas tiragens, no Brasil e na América Latina, são quase meio milhão de cópias vendidas), é importante inicialmente lembrar que, desde o período JK, o Brasil estava profundamente mobilizado, eu quase diria possuído, pela idéia do desenvolvimento econômico. Pessoas das mais variadas áreas como saúde e obras públicas, sem falar dos engenheiros, todos, aí incluídos filósofos, haviam sido contaminados pela idéia de que a situação em que o País se encontrava podia e devia ser transformada. Não se tratava apenas de que a idéia do desenvolvimento se encontrava amplamente difundida. É importante frisar que esta noção ou convicção possuía um lugar de destaque na cultura da época - aí incluídas destacadamente as artes - e um forte poder mobilizador. As mais diferentes profissões queriam se colocar em dia com a questão do desenvolvimento. Dos alunos que freqüentavam o curso da CEPAL, metade era economista e a outra metade reunia os mais diferentes profissionais, com uma certa predominância de engenheiros.

Neste quadro, o Aníbal Pinto, diretor do escritório CEPAL/BNDES, chegou para nós (eu e Carlos Lessa) e disse: nós precisamos ter uma introdução que dê a todos os alunos a idéia de que existe um sistema econômico. Mas, por outro lado, que transmita também a eles a idéia de que esse sistema pode ser atuado pelo governo, mediante políticas de desenvolvimento. A idéia era, portanto, essa: combater o voluntarismo do observador leigo -

---

\* Entrevista realizada com o professor Barros de Castro, em junho de 2000, pela professora Leda Maria Paulani da FEA-USP.

§ Professor da UFRJ.

porque a economia tem, digamos, inércia e propriedades - mas dar, também, a noção de que a sua arquitetura pode ser modificada ou corrigida ao longo do tempo.

É bom insistir que essa idéia estava no ar. O Oswaldo Sunkel tinha feito 2 palestras introdutórias a todos os cursos da CEPAL com este espírito e foi a partir dessa semente do Sunkel que nós desenvolvemos, capítulo a capítulo, o futuro livro. Eu e o Lessa fizemos os gráficos, que eram muito importantes para as aulas. Depois o Lessa foi para o Chile e eu fiquei trabalhando, mais ou menos dois anos, e fiz os textos a partir daquela estrutura básica que nós havíamos concebido juntos e que fôramos testando. Acredito que parte do sucesso do livro provém justamente do teste. Antes de sair a 1ª edição, o texto já circulava em forma de apostila. Então houve um *feed back* importante com o público e com isso fomos aprofundando um ou outro ponto, absorvendo sugestões. E o sucesso foi explosivo, literalmente, uma coisa muito além do que poderíamos esperar, muito além de qualquer expectativa. Tanto que o Anibal Pinto, gozador, chegou a brincar comigo: “e vocês vivem falando mal do mercado, hem”?

Mas realmente o livro virou coqueluche, e era patente a aproximação que ele promovia entre economistas, engenheiros, médicos sanitaristas etc. Todos ganhavam um pouco de uma linguagem comum e devo mesmo assinalar que, mesmo depois que o livro, passados uns 10 ou 15 anos, saiu de moda entre os economistas, continuou sendo usado amplamente em faculdades de engenharia, arquitetura e outras.

O trabalho partiu da hipótese de que o aluno não sabia nada de teoria econômica, mas tinha uma boa capacidade de abstração, uma boa capacidade analítica - e buscava posicionar-se acerca de questões relativas ao desenvolvimento econômico. O traço mais marcante pode ser assim definido: herdeiro de idéias cepalinas, o trabalho coloca sempre num primeiro plano o condicionamento estrutural, com destaque especial para a importância relativa dos setores produtivos, da distribuição da renda e da posição ocupada pela economia na divisão internacional do trabalho. Em face destas características maiores, as escolhas feitas pelos consumidores não teriam relevância. Melhor dito: há um fluxo circular que passa pelos consumidores e suas escolhas. Mas estas não são capazes de alterar o quadro estrutural. E aí residia uma das brigas que estávamos assumidamente comprando.

Os manuais de introdução à economia partiam da teoria do consumidor, como se na compreensão do seu comportamento residisse a chave para entender o funcionamento da economia. Aliás, a distância do nosso livro para com a economia de manuais tipo Samuelson fica especialmente clara no capítulo sobre a empresa. Longe de tratar a empresa como um agente econômico que reage a preços relativos mediante escolhas que visam

à maximização do lucro, fica desde o início declarado que: “A visão que se procura atingir aqui é outra. Trata-se, essencialmente, de focalizar as interações entre a célula produtora e o contexto que a envolve. Não do ponto de vista do “caixa” da empresa, procurando saber quais mecanismos e problemas estão por trás das entradas e saídas de numerário, mas do ponto de vista global, em que a empresa surja integrada no sistema econômico com os seus alicerces infra-estruturais, sua vinculação à capacidade produtiva e aos mercados da nação e, enfim, suas relações com a superestrutura institucional”

O impacto foi de fato enorme. Eu me lembro, por exemplo, do entusiasmo do Luís Pereira, no curso de 1966 em São Paulo. Ele pertencia a outra tribo (sociologia da USP), e ao ter contato com o curso (refiro-me, no caso, ao curso da CEPAL como um todo) parecia ter adquirido instrumentos de que realmente necessitava. Não estou querendo dizer com isso que ele concordasse com tudo. Nada disso. Mas eu sei que o curso como um todo, aí incluída a Introdução, teve um impacto muito forte e mobilizador sobre ele e outros colegas.

Um aspecto que eu gostaria de acrescentar é que boa parte da minha vida intelectual acabou girando em torno de um esforço que está muito presente nesse livro: acerca de um tema qualquer, você concebe uma estrutura básica que põe em destaque aquilo que o caracteriza e que se mantém ao longo do tempo. Os comportamentos individuais supostamente se adaptam a esta estrutura básica - e dela tiram conseqüências.

Mas é preciso introduzir de imediato um outro ingrediente, presente na cultura brasileira pelo menos desde o início do século. É a comparação com os países avançados, é a consciência do atraso. Isto coloca imediatamente um dilema: cópia do mais avançado, ou reforma a partir da matriz de que se parte? A escolha nada tem de trivial.

Os que tinham consciência da gravitação exercida pelas estruturas subdesenvolvidas - ou seja, das limitadas possibilidades e sérias conseqüências nela contidas - pensavam o avanço como transformação deliberadamente provocada. Contrariamente à Alemanha (na imagem de Marx), não podíamos simplesmente ver nos países mais avançados a imagem do nosso próprio futuro. As estruturas tinham que ser modificadas, para que a distância para como os desenvolvidos pudesse ser reduzida. Fiel a esta idéia, os cursos de desenvolvimento tinham início com a famosa distinção entre crescimento e desenvolvimento. O primeiro resumia-se à expansão - reflexo relativamente circunscrito ou localizado - da demanda procedente do exterior. No segundo, a expansão era acompanhada por mudanças. O contraste usualmente feito, inspirado em Furtado, distinguia entre a expansão unidimensional das economias petroleiras, e o clássico, multissetorial, e repleto de oportunidades, desenvolvimento norte-americano.

Já Gudin, caracteristicamente, omitia condicionamentos estruturais - parecendo crer que os nossos problemas eram uma decorrência das viciosas atitudes e comportamentos aqui imperantes. Nunca esquecerei o título de um panfleto deste autor: “A inflação e a burrice nacional”

Mas retorno à idéia da estrutura produtiva como matriz. Houve uma época da minha vida em que eu trabalhei com escravidão e engenhos de açúcar. E o meu trabalho visava caracterizar e combinar duas matrizes: o engenho e a escravidão. O engenho de açúcar era uma estrutura produtiva muito peculiar. Antonil, quando inicia sua obra clássica diz: o engenho quer isto, quer aquilo, quer aquilo outro. Então, a descrição é feita com base naquilo que o engenho “quer”, vale dizer, aquilo que ele requer. Só posteriormente é que surgem os atores principais: os senhores e os escravos. Também com a escravidão tentei fazer algo análogo: tomar esta relação peculiaríssima do senhor com o escravo e indagar o que é essencial nela - e o que se desdobra a partir daí. Para tanto, era preciso encharcar-se de leituras (acho que era esta a expressão que eu usava à época) e de comparações: o caso brasileiro *versus* a experiência das Índias Ocidentais, *versus* o Sul dos Estados Unidos. Estas comparações se, por um lado, ajudam a revelar os invariantes, por outro, fornecem pistas sobre as possibilidades contidas nas estruturas, sobre as possíveis variações em torno dos temas básicos.

Além disto, eu sempre trabalhei com a hipótese de que a escravidão no Novo Mundo era muito diferente da antiga; que ela era, digamos, uma outra estrutura. Dentro do engenho, pelo menos, o escravo era o análogo de um operário, configurando-se, com isto, uma espécie de escravidão industrial. Eu tenho um artigo em que mostro como Taylor teria muito a dizer sobre os engenhos de açúcar do século XVII, já que ali se encontravam formas precoces das modernas organizações produtivas - submetidas, inclusive, a forte pressão competitiva, com problemas de escala mínima de produção, turnos de trabalho que se sucediam ininterruptamente durante o período de safra etc.

Trabalhei boa parte dos anos 70 na minha tese de doutorado *Engenhos de açúcar no século XVII: o trabalho dos escravos e a política dos senhores*. Cometi o erro de não tentar sequer publicá-la. Mas ela, em alguma medida, ficou: há gente que até hoje a utiliza. Quero, a propósito, destacar uma questão não resolvida, com que tropecei nessa fase.

Sendo um análogo do trabalhador da indústria, o escravo não era necessariamente passivo, não era idiotizado como amplamente se supunha. Havia inclusive progresso técnico na escravidão. Eu me dediquei por mais de um ano a provar a ocorrência de uma importante

mudança técnica que, aliás, uma vez ocorrida, parece ter sido rapidamente disseminada. Está num artigo, chamado *1610: Progresso Técnico e Conflito nos Engenhos*. Procuro descrever ali a mudança, mostrando como alterou profundamente o funcionamento dos engenhos. Está publicado na *PPE*. É um artigo forte. Inclusive eu fui a San Francisco apresentá-lo na reunião anual da *American Historical Association*. Depois tive um convite para ir à Escócia para expor esse mesmo trabalho.

Encerrando as referências a esta fase do meu trabalho, não posso deixar de registrar a importância, para mim, do magnífico trabalho de Moreno Fraginals sobre os engenhos de açúcar em Cuba e muito particularmente da belíssima obra de Fernando Ortiz, *Açúcar e Fumo: um contraponto cubano*. Neste último trabalho o autor faz inspiradíssimas comparações entre o engenho e a plantação de fumo, mostrando como, da economia à cultura, passando pela política, estas duas estruturas deixam as suas marcas na sociedade e na história cubana.

Até aqui, como se vê, a idéia da estrutura e de seus desdobramentos continuava, para o bem ou para o mal, a perseguir-me. Trata-se de uma idéia fecunda - mas há uma possível loucura nela contida. E a loucura consiste em levar demasiado a sério a noção de matriz histórica e cair num determinismo esquematizante e vazio. Ora, no final dos anos 60 chegou à América Latina o althusserianismo - e a esquerda da América Latina foi possuída por essa febre. E o althusserianismo o que faz é levar ao delírio o determinismo estruturalista. Com Althusser e Balibar, o marxismo perdia completamente o sentido da historicidade - como desde cedo advertiu o nosso Gianotti.

Eu sempre tive um enorme mal-estar diante do althusserianismo. Na minha fase do Chile havia dois cursos sobre o capitalismo na Escolatina. Um apresentava o capitalismo segundo um roteiro althusseriano - e a Marta Haenecker, inclusive, participava do curso. O meu seguia um roteiro completamente diferente. Era de inspiração marxista, mas os autores prediletos eram Dobb, Hobsbawn, e Gramsci, além de outros como Landes e Gerschenkron. Foi então que tive contato com o E. P. Thompson, que para mim foi uma maravilhosa descoberta. *The Poverty of Theory*, em particular, foi um dos livros mais importantes que li. Quando topei com ele, parecia que eu já estava maduro para as suas proposições. Foi ler e assumir as conseqüências. Era o reencontro com os atores que, ainda quando condicionados, fazem a história. Atores que no esquema althusseriano são apenas suportes de estruturas.

Então este livro representa para mim uma espécie de libertação. Daí por diante passei a combinar assumidamente estrutura com iniciativa, conflitos e vontade dos atores. Obviamente,

aceitava com isto maiores graus de liberdade ou de indeterminação histórica. Não há receita, tiro e queda, para se combinar estrutura e iniciativa dos atores. É a sensibilidade do autor, é o juízo do autor, é o *insight* que vai fazer a dosagem estrutura/peculiaridades, estrutura/criatividade ou vontade política. Permanece, no entanto, a idéia da matriz - entendida como, digamos, reserva de possibilidades. Mas não se trata apenas de uma relativização da noção de estrutura. O seu próprio sentido começava, para mim, a mudar. Começava a adquirir conotações de conhecimento, convicção, crença. Trata-se de uma construção do próprio pesquisador e deve funcionar como um andaime: você monta o andaime para poder construir a obra ... e depois tira o andaime.

Sei bem que o que acabo de dizer carece totalmente de rigor, que estou abusando das metáforas. Mas trato isto como mero depoimento e quero simplesmente dizer que uma prisão intelectual havia sido implodida - e eu começava a trabalhar de outra maneira. Os atores, suas peculiaridades e os contextos históricos específicos tornavam-se fundamentais. Apenas, você não pode olhar para a realidade diretamente, precisa de um andaime - que, inclusive, facilita os movimentos durante a obra. E esta é a função da estrutura básica. Sem ela você não sabe nem para onde olhar. E volto a insistir na arte da dosagem. Às vezes eu dosifico errado, às vezes sinto que, em boa medida, acerto. Um bom exercício do tipo estrutura (no caso, explicitamente, um esquema analítico) *versus* peculiaridades históricas está no ensaio Agricultura e Desenvolvimento (volume I de *7 Ensaaios sobre a Economia Brasileira*).

### **“O Capitalismo Ainda é Aquele” e o conflito com a escola de Campinas**

O Marx que encontrei em Campinas era o autor que havia explicitado as propriedades da relação básica capital-trabalho. Isso é particularmente claro na tese de doutorado do Belluzzo. O próprio Kalecki era visto numa perspectiva semelhante. Ele seria o Marx do século XX, tendo desdobrado as propriedades do capital monopolista: como se precifica; como se dá a acumulação; como a economia oscila ciclicamente etc. Em suma, Marx teria feito isso para o capitalismo competitivo, enquanto Kalecki teria estendido e atualizado a obra, dissecando o funcionamento do capitalismo na era em que as estruturas oligopólicas se tornaram dominantes.

Eu já estava em plena fase de rebeldia, buscando as diferenças históricas, atento para os atores e seu comportamento. Além disto, meus cursos e estudos sobre Teorias do Crescimento (na Escolatina e em Campinas) haviam me tornado bastante cético sobre certas idéias a que genericamente nos referíamos como cambridgeanas - e que em boa medida têm por fonte inspiradora Kalecki e Joan Robinson.

Então, em *O Capitalismo Ainda é Aquele* (cujos ensaios escrevi em Campinas) procurei assinalar, de partida, a relevância das diferentes vias do capitalismo: o padrão inglês, o japonês, os milagres (genericamente) e, sobretudo, as especificidades norte-americanas. Por outro lado, a ruptura entre o capitalismo competitivo e o monopolista não tinha essa relevância toda. Nessa época eu já gostava muito do Schumpeter, e num dos ensaios defendo que se a matriz teórica do pós-guerra tivesse sido Schumpeter e não Keynes teríamos tido maior compreensão de certas mudanças. Além disto, também veríamos com clareza que em vários sentidos o capitalismo continuava o mesmo ...

Há um trabalho meu, ainda desta época, de pouca repercussão, mas que foi para mim de uma importância crucial. Refiro-me à *A Economia Política, o Capitalismo e a Escravidão*. Trata-se, mais uma vez, da luta contra o determinismo, e vou retomar, a esse respeito, duas questões.

O primeiro ponto é que, para Marx, uma vez vendida a força de trabalho, e na esfera da produção capitalista, o trabalhador está convertido em mera mercadoria. Para reforçar a idéia, Marx imagina, no tomo II de *O Capital*, um diálogo entre o trabalhador e o capitalista. O trabalhador diz ao capitalista que não pretende mais do que o valor da mercadoria que está vendendo, a força de trabalho. Isso implica dizer que o trabalhador teria não apenas introjetado a situação, como, num certo sentido, efetivamente se convertido em mercadoria. Ou seja, passada a fase histórica em que o homem é convertido, mediante violência, em trabalhador assalariado, ele se apresentaria ao capitalista como mera mercadoria, cujo preço haveria de cobrir, unicamente, o seu custo de reprodução. Isto equivale a uma absolutização da idéia de estrutura. No seu interior, o trabalhador nada mais é do que um “suporte” - assim como o capitalista nada mais seria do que um funcionário do capital.

Polanyi, de sua parte, partindo de Marx, introduziu a idéia de que a força de trabalho é - e nunca deixa de ser - uma mercadoria fictícia. Ela nunca terá o seu preço regulado (na linguagem de Hirschman) pela mera disciplina do *exit* (compra ou não compra por parte das empresas); há sempre *voice* (interação, conflito, negociação).

A rigor, a noção de “mercadoria força de trabalho” implica a negação do trabalhador enquanto ator e agente de transformações. E o que o meu artigo busca mostrar é que isso não é verdade, nem sequer na escravidão. O escravo nunca deixou de ameaçar a estrutura a que estava subordinado - e, por vezes, tentou transformá-la de dentro. E é esse o ponto que eu quero realçar.

Stuart Schwartz, por uma sorte de historiador protegido do destino, encontrou os manuscritos de uma proposta de paz feita por escravos do engenho Santana de Ilhéus, possivelmente no ano de 1789. Nessa proposta de paz está dito que os escravos, então rebelados, propunham as condições sob as quais eles voltariam a ser “escravos”. Entre as cláusulas por eles propostas estão, por exemplo: sexta e sábado eles trabalhariam para si próprios, em áreas destinadas para este fim; no barco que ia de Ilhéus para Salvador, existiria sempre um espaço para as mercadorias deles - e vai por aí fora. Há cláusulas sobre a liberdade de brincar e folgar fora do trabalho e há inclusive uma defendendo as mulheres, que não poderiam mais ser tratadas como objeto e abusadas.

Você vê aí os escravos tentando introduzir (ou formalizar o reconhecimento de) mudanças, forçando, portanto, os limites de uma estrutura. A postura agressiva e ao mesmo tempo negociadora dos escravos significa que eles se assumem como sujeitos. Mais do que isto, temos aqui uma sugestão de que a escravidão poderia transformar-se, evoluindo por meio de diferentes roteiros históricos. Robert Brenner, em seu seminal artigo sobre o recrudescimento do feudalismo na Europa do Leste, mostrou que o mesmo fenômeno da alta do preço do grão teve conseqüências completamente distintas na Inglaterra e na Polônia - e a diversidade é um resultado, num caso, da combatividade dos camponeses, no outro, da astúcia e poder dos senhores da terra.

Ainda quanto a Campinas, uma outra discordância a que fui levado refere-se à relação de dependência inerente ao regime colonial. Independentemente de seu mérito em vários planos, o trabalho de Fernando Novaes está embebido da idéia de que os objetivos da coroa portuguesa definem as características e a própria evolução da colônia. Ou seja, ele pretende entender a colônia a partir dos objetivos da metrópole, como se os desígnios da corte nunca tivessem conseqüências imprevistas, nunca detonassem reações em cadeia capazes de criar novas situações - e, com elas, propriedades, digamos, emergentes. E, sobretudo, é como se a colônia não tivesse também propriedades derivadas do tipo de produto cultivado, da competição com os demais fornecedores de açúcar - e da iniciativa dos senhores.

Enfim, conflitos não faltavam em Campinas. Mas eu quero deixar registrado que curtia enormemente o Kalecki - tanto enquanto teórico, como, por exemplo, no incrível artigo de 1934 sobre ciclo econômico e política, como enquanto ser humano e intelectual. Porque veja, o Kalecki - judeu, polonês e marxista - escreveu um artigo, em 1935, mostrando que a economia nazista estava dando certo e que ia dar mais certo ainda enquanto economia. Isto é de uma ousadia espantosa, de uma insubmissão radical. Quer dizer, eu posso ser absolutamente contra, mas não abro mão de pensar e de perceber o novo, de observar que as coisas estão mudando. No contexto da depressão dos anos 30, o nazismo era

diabolicamente dotado de propriedades positivas, num sentido que um keynesiano pode facilmente explicar. E o Kalecki detecta pioneiramente isto e tem a coragem de dizê-lo. Fez circular o manuscrito, absolutamente maldito no seu próprio meio, convencido de que havia descoberto propriedades da economia nazista que deviam ser trazidas à luz. E, aliás, que poderiam e deveriam informar a própria ação daqueles que combatiam o regime.

Eu acho isto extraordinário. O compromisso com o ver as coisas como elas são, independentemente dos objetivos imediatos e até mesmo das convicções mais profundas. Pode soar ingênuo, mas eu insisto nisto porque o ensaio *Por que não Kalecki* (integrante de *O Capitalismo ainda é Aquele*) deixou a impressão de que o Castro não gosta do Kalecki, quando é exatamente o contrário, tenho a maior admiração, inclusive intelectual, por ele - e o ensaio deixa isso claro, apesar das divergências.

Naquela época eu já estava particularmente fascinado pelo prodigioso êxito japonês. Na realidade, meu fascínio pelo Japão vinha de antes, teve origem na leitura do Paul Baran. O Baran tinha dito que o Japão era o análogo do besouro: pelas leis da aerodinâmica, não pode voar, mas voa. Essa frase nunca saiu da minha cabeça. Eu acredito que isso é (ou deveria ser) uma espécie de ideal científico, ou seja, descobrir besouros, perceber aquilo que não pode acontecer mas acontece, para tentar com isso entender o que realmente se passa.

Hoje me parece que *O Capitalismo ainda é Aquele* reflete várias transições, não tendo propriamente uma unicidade. Eu estava voltando à realidade, depois da embriaguez estruturalista. No fundo tratava-se de fazer as pazes com a História, com a criatividade, com a indeterminação. Lembro-me de uma frase do Hirschman que me impressionou terrivelmente: “*as ciências sociais não dão conta, não podem dar conta da História e se, em algum momento, explicarem a História, coitada da humanidade.*” Esse “coitada da humanidade” é de arrepiar, significa que ela não seria capaz de experimentar, aprender e mudar.

Mas, de certa forma, eu já tinha isso tudo na origem, porque desde bem jovem curti enormemente Sartre e Camus, que são da linha do, digamos, “projeto aberto” Além do mais, tinha sido aluno do Popper, na *London School of Economics*. Entre 1962 e 1963 fiz um ano de seminários com o Popper e isso deixou marcas na minha visão de mundo. Sobretudo a idéia de que a função do cientista é gerar novas hipóteses. Lembro-me vivamente do seminário em que ele apresentou o *Back to the Pre-Socratics*. Ali ele defende o método pré-socrático de ousar lançar novas conjecturas - que obviamente serão objeto de críticas e refutações ... O Popper era, digamos, um defensor radical desse tipo de

postura, não no sentido de que tudo são meras hipóteses, mas no sentido de que o cientista tem que sair de sua armadura teórica - e do empírico bem comportado.

A tendência de Campinas era, como disse, a de tomar o capitalismo monopolista e suas supostas propriedades e ver o mundo, especialmente o cenário internacional, a partir daí. Por exemplo, dada a capacidade de definir a margem de lucro, a compressão dos lucros não poderia mais ser um grave problema. Afinal, os capitalistas são donos do seu próprio destino, já que “ganham o que gastam”

Nessa discussão, a minha postura era a de aceitar a ocorrência do esmagamento de lucros - patente, aliás, na Inglaterra - e atribuí-lo, em boa medida, ao fato de que, após o longo período de expansão do pós-guerra, os trabalhadores se encontravam em condições excepcionalmente fortes. Podiam não apenas impor melhores salários, como alterar aspectos do regime de trabalho. Ao fazê-lo, buscavam repetir o ocorrido durante a 2ª Guerra Mundial. Aquela redistribuição de renda e aqueles direitos laborais com que eles emergiram no pós-guerra provêm de que souberam se aproveitar da guerra e do pleno emprego absoluto por ela acarretado para melhorar a sua posição. É bem verdade que enquanto os capitalistas, apesar de pressionados pelos trabalhadores, continuassem investindo e gastando, os lucros (correspondentes ao seu gasto) estariam garantidos. Porém, a partir de um certo momento, a autoconfiança dos capitalistas se quebra, o gasto capitalista se contrai e, não sendo possível reverter as conquistas dos trabalhadores, começa o esmagamento dos lucros. Resta acrescentar que há muito tempo a Inglaterra, em particular, vinha perdendo competitividade, como insistia Kaldor. Os seus capitalistas, muito pouco schumpeterianos, diga-se de passagem, encontravam-se espremidos entre a pressão competitiva vinda de fora e a pressão interna dos trabalhadores. Estavam, assim, possivelmente sendo lançadas as sementes da brutal reviravolta thatcheriana ...

### **A substituição de importações e a “*Economia Brasileira em Marcha Forçada*”**

Então, metodologicamente, esta foi cada vez mais a postura que cultivei, tentando armar andaimes e evitando o imobilismo imposto pelas armaduras. Esse espírito esteve muito presente na elaboração do *Economia Brasileira em Marcha Forçada*, cuja origem está em 1984 (um primeiro rascunho circulou nesse ano como Texto para Discussão do Instituto de Economia Industrial da UFRJ).

Aquela visão de que o II PND tinha sido um fracasso não me convencia de jeito nenhum. Éramos todos contra a ditadura, mas isso não me impedia de ver que o II PND tinha levado adiante um grande projeto, típico do pós-guerra: de implantar no Brasil uma estrutura industrial moderna e completa. E isto absolutamente não implica fechamento: significa que o País fará, daí por diante, predominantemente trocas externas de natureza intra-industrial. Aliás, o comércio internacional que mais cresce é, em regra, o intra-industrial.

Para mim era também evidente que a substituição de importações, cuja morte foi tantas vezes anunciada, havia recrudescido em grande estilo. Houve de fato uma freada, ao final de 75 e início de 76. Felizmente o governo contava com o Simonsen, que segurava os mais ousados. O Geisel soube fazer muito bem este jogo de mestre, que é colocar nas finanças um conservador e na regência do lado real da economia um espírito ousado, empreendedor. Isto se assemelha ao que fez o Getúlio, colocando no Banco do Brasil um homem “pau na máquina”, e no Ministério da Fazenda um homem da retranca, um ortodoxo. Quer dizer, você tem que forçar a realidade, mas, por outro lado, não pode perder a confiança dos capitalistas. O juízo e a prudência ficam por conta da área monetária. Forçar a história é para os que pensam o longo prazo, que exploram os limites do possível. É claro que hoje, com a economia financeiramente aberta e baixíssima confiança no Brasil - especialmente por parte dos brasileiros -, tudo isto soa estranho, demasiado ousado. Mas o fato concreto é que a economia brasileira foi transformada pelo II PND. E quanto à dívida externa, é sempre útil lembrar que ela se expandiu galopantemente, na grande maioria dos demais países latino-americanos - aí incluídos os que não lograram usar os recursos externos baratos da segunda metade dos anos 70 para investir.

Ainda quanto ao II PND, caberia acrescentar que a minha percepção das coisas foi certamente influenciada pela experiência na área de energia na COPPE (UFRJ). A crise energética foi um dos ingredientes da mudança profunda que o capitalismo sofreu nos anos 70. A grande desaceleração capitalista iniciada nesta década, as mudanças em direção à “produção enxuta” e o surgimento da consciência ecológica estão intimamente relacionadas com a crise energética. Raramente, contudo, os economistas brasileiros tiveram em conta as fundamentais mudanças que estavam ocorrendo do lado da oferta. De minha parte, contrariamente, a herança cepalina e estruturalista não podia deixar de ser reavivada. Lembro-me de discussões sobre como seria um mundo *tout nucléaire*. Além de capital-intensivo, seria um mundo condicionado pelo segredo, pelo controle das informações etc. Felizmente, porém, a matriz tecnológica e energética mundial afastou-se do nuclear.

Em 1982, com as atenções voltadas para as mudanças em curso no aparelho produtivo do País, argumentei que os grandes investimentos recentemente concluídos tornavam a moratória uma possibilidade a ser considerada. O Brasil teria, em suma, adquirido condições para jogar duro ante a brutal crise provocada pelo segundo choque do petróleo, a explosão dos juros e o colapso do financiamento externo. O texto, com o título *A Viabilidade da Moratória Unilateral*, circulou muito, foi publicado em vários lugares, teve muito impacto e se encontra na raiz da *Marcha Forçada*.

Não falarei aqui da *Marcha Forçada*. Quero apenas frisar que este marcante período da nossa história deixou patenteada a importância da vontade política, bem como das noções de “visão de mundo” e de “missão”. A ação do governo e de certas empresas públicas foi pautada, no período, pela convicção de que era necessário completar a industrialização - e para tanto foram conferidas missões estratégicas a determinados órgãos e empresas do governo. As missões não eram obviamente delegadas a um IAA ou a um IBC, órgãos, aliás, tradicionalmente entregues aos interesses privados dominantes nos respectivos setores. Longe disto, e como em outros episódios da nossa história, as metas eram atribuídas a entidades (empresas produtivas, sobretudo) dotadas de relativa autonomia diante das demandas privadas, um certo culto às decisões de caráter técnico e visão de longo prazo.

A este propósito devo lembrar que fui muito marcado pela minha própria experiência profissional. Ainda na Faculdade, fui estagiário do CPA (Conselho de Política Aduaneira) e lá vivenciei um clima de enorme dedicação a causas públicas. O órgão (CPA) estava, obviamente, aberto a reivindicações procedentes das empresas. Mas as suas preocupações, o que ali se discutia, transcendia de muito as demandas oriundas das empresas. Dito de outra maneira, as políticas estavam muito a frente do mercado. Eu vi, eu testemunhei isso - e a experiência se repetiria outras vezes. Mesmo no exterior tive contato com pessoas que tinham conhecimento de que no Brasil havia segmentos burocráticos e tecnocráticos da maior qualidade. Uma vez em Tóquio, num congresso sobre energia, lembro-me do representante da *Electricité de France* citando uma empresa de excepcional qualidade, cujo nome eu não conseguia entender. Finalmente, entendi: era FURNAS, que ele pronunciava “FIRNÁS”. Então, veja bem, um representante da *Electricité de France*, em Tóquio, citando como exemplo de dinamismo e eficiência não uma empresa francesa (e o setor elétrico francês é famoso pela qualidade), mas uma empresa pública brasileira. Não há como convencer-me do contrário: o Brasil teve uma burocracia - e diversas empresas públicas - que foram decisivas para o seu excepcional desempenho, décadas a fio. Negar isto é desinformação (difícil de entender em pessoas da minha geração), ou mera ideologia.

É muito difícil, hoje, e no ambiente paulista, sobretudo, admitir a veracidade do que acabo de dizer. Ao contrário do ocorrido em Minas, os paulistas não conheceram praticamente a tradição da tecnocracia estatal competente. Há um abismo entre a história da Usiminas e a da Cosipa. A história da Cosipa é uma sucessão de desastres; a história da Usiminas é uma sucessão de êxitos e recordes. A Usiminas foi tão espetacularmente competente, que conseguiu aumentar a produção em mais de 100%, relativamente à capacidade inicial do projeto, sem investimentos adicionais. E nunca houve manchas do tipo acusação de corrupção na história da Usiminas, problema que acompanha a história da Cosipa. Mesmo em São Paulo, contudo, um Agrônomo de Campinas, um CTA e um IPT, em diferentes momentos, deram testemunho da importância de se contar com atores exemplares, capazes de assumir missões críticas - que pouco ou nada têm a ver como os estímulos aqui e agora procedentes do mercado.

### **Instituições, convenções, estratégias**

Por ocasião do lançamento de *A Economia Brasileira em Marcha Forçada* (1985), a economia brasileira passara a exhibir um dinamismo notável, tão acentuado quanto imprevisto pela imensa maioria dos analistas. O ritmo de crescimento passava a ser da ordem de 6% a 7% ao ano, e a indústria assumia novamente a liderança da expansão. Não é preciso frisar que este desempenho estava inteiramente de acordo com as idéias contidas no *Marcha Forçada*.

A alegria, porém, durou pouco. Ao término de 1986 - e em meio ao colapso do Plano Cruzado - a economia brasileira ingressou numa fase turbulenta, estéril e, digamos, autodestrutiva. De nada adiantava o fato de que ela dispunha agora de uma estrutura industrial diversificada - e se revelava capaz de gerar enormes saldos comerciais.

Do lado dos comportamentos e das expectativas os estragos eram evidentes. Os atores privados exibiam atitudes cada vez mais defensivas, especulativas e voltadas para o curtíssimo prazo. As empresas públicas, com raras exceções, perdiam a capacidade de iniciativa - apresentando, além disto, diversos sintomas de degenerescência comportamental. As políticas macro, por sua vez, ingressavam numa infundável sucessão de “pacotes” antiinflacionários, tão traumáticos quanto estéreis.

Mais de uma vez tentei reposicionar-me, tratando de explicar o equívoco contido na previsão de que, a partir de 1984, a economia se encontrava “pronta para crescer” Visivelmente, faltavam-me instrumentos para compreender o novo quadro.

Em face da inequívoca frustração e diante da importância avassaladora assumida pela turbulência macroeconômica, passei a dedicar-me ao estudo da inflação e, muito particularmente, da alta inflação e das hiperinflações. Meu curso de Política Econômica na universidade passou a ser inteiramente dominado por esta temática. A experiência clássica da hiperinflação alemã e a tumultuada história argentina - bem como o contraste coreano - passavam a ser referências permanentes no meu esforço de compreender o que se passava no Brasil. A descoberta (retardatária, sem dúvida) de certos trabalhos do Simonsen foi, no caso, fundamental. Igualmente importante foi o contato com certos trabalhos de Roberto Frenkel, especialmente o que trata da precificação em regime de alta inflação. Assumi então, desinibidamente, a hipótese de que a alta inflação passara a ser a matriz para se entender, não apenas a conduta - defensiva e predadora - de diferentes atores, como, em última análise, o lamentável desempenho da economia como um todo. Para a progressiva consolidação das novas idéias foram decisivas as intermináveis discussões acerca da conjuntura econômica brasileira com meus colegas Francisco Eduardo Pires de Sousa e Caio Prattes da Silveira.

A crescente valorização da conduta dos atores - bem como das políticas e instituições destinadas a "ancorar" o seu comportamento - evidentemente me distanciava do estruturalismo de origem. E isto merece uma pequena digressão.

É importante lembrar, preliminarmente, que durante muito tempo a evolução desta economia teve por eixo a industrialização, mudança de caráter eminentemente estrutural. Àquelas alturas históricas as diferenças entre setores eram não apenas marcantes, como altamente condicionantes. Já na atualidade, cada vez mais se pode afirmar que as diferenças entre empresas - especialmente aquelas que exercem lideranças nas respectivas cadeias de valor - são de uma importância decisiva. A elas cabe, em maior ou menor medida, a função coordenadora que na economia tradicional (ou de manual) seria exercida apenas pelo mercado. Ainda assim convém, no entanto, reconhecer a relativa importância - ainda hoje, e em economias como as da América Latina - das estruturas setoriais. Afinal, não é difícil perceber que o predomínio da maquila no México, o surgimento de um novo e pujante setor primário na Argentina e, por contraste, a notória diversificação setorial brasileira têm importantes implicações.

Por outro lado, o reconhecimento da importância das instituições corre hoje o risco de tornar-se um novo modismo. Aponta nesta direção a aceitação apressada do papel dito complementar ou corretivo ao mercado que certas instituições exerceriam. Mas isto me traz de volta ao tropeção na importância decisiva das instituições, em meio à instabilidade convulsiva surgida após o colapso do Cruzado.

Chocado com a agressividade e a volatilidade dos comportamentos, à medida que avançava a segunda metade dos anos 1980, comecei a indagar-me se as condutas individuais durante a fase heróica da industrialização - tão extremadamente contrastantes com o que então presenciávamos - não se encontravam condicionadas por poderosos elementos motivadores/estabilizadores do comportamento. Foi a partir deste tipo de suspeita ou indagação que comecei a avançar em direção a uma nova visão. Encontrava-me, de fato, a um passo de admitir a centralidade das instituições e das crenças compartilhadas (ou convenções), na coordenação das decisões econômicas.

A função normalizadora dos comportamentos exercida pelas instituições (aí incluídos costumes e rotinas) é uma noção reconhecida e exaltada pelos institucionalistas de velha estirpe - um Veblen, por exemplo. O entendimento das condutas econômicas associadas a esta visão foi desenvolvido, de diferentes maneiras, por autores como Simon, Penrose e, digamos, Nelson. Quanto às convenções, cuja importância foi entrevista por vários autores (inclusive Keynes), só recentemente vêm sendo convertidas em objeto privilegiado de análise.

No meu caso, e a partir, essencialmente, de certas páginas de Keynes sobre a moeda como uma convenção, passei a explorar livremente este conceito em minhas aulas de Política Econômica. Comecei a suspeitar que duas convenções haviam pautado ou parametrizado a tomada de decisões econômicas (nas esferas pública e privada) durante a fase de rápida expansão liderada pela indústria: a convenção do crescimento e a da estabilidade simulada.

No primeiro caso, trata-se da convicção amplamente difundida - pelo menos desde JK - de que a economia brasileira era dotada de forte vocação para o crescimento. Vista por este prisma, qualquer parada do crescimento deveria ser entendida como um desvio ou aberração - e ninguém deveria, portanto, agir na suposição de que a economia permaneceria estancada. Evidentemente, esta convenção, na medida em que amplamente adotada, gera os resultados por ela mesmo previstos.

Quanto à convenção da estabilidade simulada (ou inflação administrada), refere-se à percepção de que um conjunto de instituições, desenvolvidas no País de 1964 a 1970, havia tornado a inflação praticamente inócua no Brasil. A caracterização deste fato, suas conseqüências - e, em alguma medida, os seus limites - foram brilhantemente realizadas por Simonsen.

À medida que percebia a força das novas idéias, comecei a conceber o projeto de um livro que reinterpretasse a história econômica moderna deste País. Infelizmente, repetidas vezes tentei desenvolver a proposta (ou abordagem), mas faltou-me fôlego ou, talvez,

amadurecimento das novas hipóteses. Apenas um rascunho desse projeto (tosco e bastante desequilibrado) chegou a ser publicado, por pressão dos organizadores de um seminário realizado em Buenos Aires em março de 1992. Ele pode ser encontrado sob o título *Renegade Development: Rise and Demise of State-Led Development in Brazil*, incluído no volume *Democracy, Markets, and Structural Reform in Latin America*, Transaction Publishers, 1993.

Para finalizar, quero acrescentar algumas observações ao que acaba de ser dito.

Primeiramente, a importância que passei a atribuir às instituições e convenções não me levou a romper propriamente com o método que prioriza as estruturas. Antes de mais nada, porque tanto as instituições formais quanto as visões compartilhadas de mundo são matrizes de comportamento e, neste sentido, estruturas intangíveis. Há fortes indícios, aliás, de que elas só passam a condicionar comportamentos e, desta forma, a estruturar a vida econômica e social, à medida que sejam efetivamente respaldadas por crenças amplamente compartilhadas. Por outro lado, ainda quando faça sentido admitir que as instituições operam como condicionantes (coordenadores e estabilizadores) do comportamento, estamos aqui a grande distância da abordagem que pretendia explicar funcionamento - e até mesmo evolução - a partir de tecno-estruturas como o engenho de açúcar, a moderna indústria, ou a base energética. Quando mais não seja, porque, desmaterializada a determinação, estão abertas as portas para a flexibilização dos comportamentos - e para a admissão de que as respostas das empresas podem diferir substancialmente ante circunstâncias essencialmente semelhantes. Estamos aqui no limiar da aceitação da centralidade do conceito de estratégia - e o artigo de Nelson intitulado "Porque as firmas diferem" (1991) torna-se uma referência obrigatória.

Admitida a capacidade das instituições e convenções de regularizar ou mesmo formatar comportamentos individuais, cabe indagar como elas surgem, se substituem umas por outras (tema central de Gerschenkron), caducam, ou são superadas. Não tenho pretensões a responder com clareza a este tipo de questão. Acrescento, no entanto, umas poucas observações.

No surgimento, substituição, ou morte de instituições podem estar presentes iniciativas individuais e de grupos particularmente criativos. Um marcante exemplo pode ser encontrado no chamado regime fordista, que tem como um de seus pilares uma iniciativa a um só tempo espetacular e altamente idiossincrática: o inusitado salto do salário básico (para cinco dólares ao dia), subitamente anunciado por Henry Ford em janeiro de 1914.

Além disto, e até onde alcança o meu entendimento, não vejo razões para supor (com os neo-institucionalistas, North e Williamson) que as instituições existem para corrigir falhas de

mercado, constituindo uma espécie de remendo restaurador da lógica plena dos mercados. O funcionalismo e o teleologismo implícitos na hipótese são evidentes, e parecem ter sido aí colocados com o intuito de defender a visão centrada no mercado.

Finalizando, gostaria de deixar aqui uma provocação. Estruturas produtivas percebidas como deficientes e incompletas favorecem a formulação e implementação de grandes políticas transformadoras - como as do passado no Brasil, no Japão e na Coréia. Assim sendo, em face do desafio colocado pelo primeiro choque do petróleo, foi possível, no Brasil, levar adiante uma experiência única e excepcional na América Latina, o II PND.

À medida que esteja certo o que acaba de ser dito, o regime militar teria definido, antes, a maneira de atuar do que os objetivos da política de transformações que o II PND buscou introduzir no País. E, ao fazê-lo, talvez tenha sido eficaz tecnocraticamente mas inábil politicamente - complicando e encarecendo, com isto, as necessárias alianças. Ou seja, o sentido ou direção de diversas escolhas teria a ver antes com a visão histórica (de uma obra incompleta e ameaçada) do que com o regime político. Aliás, outros regimes latino-americanos - imersos em contextos não possuídos pela convenção do crescimento e pela noção de que a industrialização era uma obra inacabada - fizeram escolhas (no plano econômico) radicalmente diferentes e, em vários sentidos, opostas. A minha interpretação do II PND está inegavelmente embebida desta visão ...

Hoje, no entanto, dados a diversificação alcançada pela economia brasileira, a liderança alcançada em tantos domínios pelas multinacionais e, **sobretudo**, o desaparecimento de uma visão do que deveria ser o futuro da estrutura produtiva do País, seria um anacronismo supor ou alegar que o contexto “pede ou clama” (como se supunha no passado) por tais ou quais transformações. Aliás, ali onde se consegue colocar a questão do futuro - em certos estados e municípios - há pequenas marchas forçadas sendo tentadas. Por outros meios, certamente, e sem a decisiva ajuda possivelmente prestada por fenômenos como o estrangulamento do balanço de pagamentos.

Mas há uma outra importante dimensão a ser destacada. É que já existe no País uma vasta população de empresas ... Isto altera, necessariamente, a própria natureza das possíveis políticas voltadas para a atividades produtivas - que devem tornar-se muito mais leves, fundadas na persuasão e no estímulo às empresas para que adotem estratégias mais ousadas e assumam mais riscos. Este é o terreno em que estou trabalhando neste momento. Tantas mudanças de tema deixam um certo gosto de solidão. Por vezes me sinto um corredor de longa distância.

## Relação de Pareceristas do Ano – 2000

Ajax Reynaldo Bello Moreira	Lauro Roberto Albrecht Ramos
Amaury Patrik Gremaud	Luiz Martins Lopes
André de Medici	Marcelo Savino Portugal
André Portela Souza	Márcio Nakane
André Rossi de Oliveira	Márcio Pochmann
Antônio Cláudio Paiva	Marco Antônio Tourinho Furtado
Antônio Gledson de Carvalho	Marcos Eugênio da Silva
Carlos Henrique Leite Corseuil	Márcio Gomes Pinto Garcia
Carlos José Caetano Bacha	Maria Cristina Cacciamali
Cicely Moutinho do Amaral	Maria Dolores Montoya Dias
Décio K. Kadota	Maria Sylvia Saes
Denisard Cnéio de Oliveira Alves	Martim Ramos Cavalcanti
Denise C. Cyrillo	Maurício S. Bugarin
Eduardo Amaral Haddad	Milton Barossi Filho
Eleutério F. S. Prado	Mirta N.S. Bugarin
Elizabeth M. M. Querido Farina	Naércio Aquino de Menezes Filho
Fabiana F. Rocha	Nali de Jesus Souza
Fábio Erber	Paulo Furquim de Azevedo
Fábio Giambiagi	Paulo Picchetti
Fábio Kanczuk	Raul Cristovão dos Santos
Fernando Bento Homem de Melo	Raul da Motta Silveira Neto
Fernando de Holanda Barbosa	Regina Célia Cati
Fernando Naves Blumenschein	Roberto Guena de Oliveira
Francisco Anuatti Neto	Rodolfo Hoffmann
Francisco E. Pires de Souza	Ronald Otto Hillbrecht
Germano Mendes de Paula	Ronaldo Serôa da Motta
Helder Ferreira de Mendonça	Rosane Silva P. de Mendonça
Hélio Nogueira da Cruz	Rozane Bezerra de Siqueira
Jacques Schechtman	Ruben D. Almonacid
João Ricardo Faria	Samuel de Abreu Pessôa
Joaquim Bento de Souza Ferreira Filho	Sérgio Kannebley Júnior
Joe Yoshino	Solon Magalhães Viana
Jorge Eduardo de Castro Soromenho	Tatiane Almeida de Menezes
Jorge Saba Arbache Filho	Vera Lucia Fava
José Alexandre Scheinkman	Walter Belluzzo Júnior
José Juliano de Carvalho	Werner Baer
José Roberto R. Afonso	William Gordon Tyler
José W. Rossi	Zeina Abdel Latif

## Orientação para Apresentação de Artigos

A revista *ECONOMIA APLICADA* é publicada trimestralmente nos meses de março, junho, setembro e dezembro. A revista considera de interesse textos inéditos cuja análise envolva originalidade e reflexão. Os artigos enviados para a revista *ECONOMIA APLICADA* serão submetidos ao seu corpo de pareceristas por meio do sistema *double blind review*, ou seja, durante o processo de avaliação não é(são) revelado(s) o(s) nome(s) do(s) autor(es) aos *referees*, nem os nomes destes ao(s) autor(es). O corpo de pareceristas é constituído por professores e pesquisadores da FEA-USP e de outras instituições, brasileiras e estrangeiras.

A revista, além de artigos, terá seções reservadas a *surveys*, comunicações, resenhas e à divulgação de pesquisas, dissertações, teses, palestras e resultados de encontros que sejam relevantes para uma melhor compreensão da economia. A revista terá, ademais, uma seção denominada *Como Eu Pesquiso*, em que serão apresentados depoimentos de professores e pesquisadores sobre suas atividades de pesquisa. Serão aceitos para publicação artigos em português, inglês, espanhol e francês.

Os artigos deverão obedecer ao seguinte padrão:

- Extensão máxima de 25 páginas (página de 33 linhas e linha de 70 toques);
- Apresentação de um resumo de, no máximo, 150 palavras e de 3 a 5 palavras-chave, ambos em inglês e português, JEL Classification em dois dígitos;
- Notas colocadas no rodapé de cada página;
- Simples referência de autoria colocada entre parênteses no próprio texto;
- Especificação do(s) nome(s) completo(s) do autor(es) e de sua qualificação(ões) acadêmica(s) e profissional(is);
- Referências da bibliografia efetivamente citada ao longo do artigo listadas no final do texto, de acordo com a norma NBR-6023 da ABNT;

As comunicações deverão ter, no máximo, 10 páginas, e as resenhas de livros não deverão exceder 3 páginas.

O autor deverá fornecer uma cópia impressa e uma cópia em disquete do texto em WORD 6.0 e das tabelas e dos gráficos em EXCEL.

Os arquivos de gráficos, tabelas e mapas deverão ser entregues nos formatos originais e separados do texto.

O autor receberá gratuitamente 5 exemplares do número da revista em que for publicado o seu trabalho, além de 10 separatas.



# BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Department of Economics and of Fipe - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Economic Research Institute Foundation) of the School of Economics, Business Administration and Accounting of the University of São Paulo, Brazil.

## EDITOR:

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@usp.br)

## EDITORIAL BOARD:

Affonso Celso Pastore (USP),  
 Antônio Barros de Castro (UFRJ), Cássio F. Camargo Rolim (UFPR),  
 Cláudio Monteiro Considera (UFF), Clélio Campolina Diniz (CEDEPLAR),  
 Denisard C. de Oliveira Alves (USP), Eleutério F. S. Prado (USP),  
 Fernando de Holanda Barbosa (FGV-UFF), Geoffrey J. D. Hewings (University of Illinois),  
 Geraldo Sant'ana de Camargo Barros (ESALQ/USP), Gustavo Maia Gomes (IPEA),  
 José Marcelino da Costa (NAEA/PA), José A. Scheinkman (Princeton University),  
 Juan Hersztajn Moldau (USP), Marcelo Portugal (UFRGS), Maria José Willumsen (Flórida International University),  
 Márcio Gomes Pinto Garcia (PUC/RJ), Mário Luiz Possas (UFRJ), Paulo César Coutinho (UnB),  
 Paulo Nogueira Batista Júnior (FGV/SP), Pierre Perron (Boston University),  
 Pedro Cezar Dutra Fonseca (UFRGS), Ricardo R. Araújo Lima (UnB),  
 Robert E. Evenson (Yale University), Roberto Smith (UFCE), Rodolfo Hoffmann (ESALQ/USP),  
 Rogério Studart (UFRJ), Russell E. Smith (Washburn University), Sérgio Werlang (FGV/RJ),  
 Tomás Málaga (FGV/SP), Victor Bulmer-Thomas (University of London),  
 Werner Baer (University of Illinois), Wilson Suzigan (Unicamp).

**Secretary:** Rute Neves

**Sales and Delivery:** Maria de Jesus Antunes Soares

**Editing:** Eny Elza Ceotto (Portuguese)

**Editorial Design:** Sandra Vilas Boas

### Mailing Address:

Revista de Economia Aplicada  
 Depto. de Economia FEA/USP • FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas  
 Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 • FEA II - Depart. de Publicações Fipe • Cidade Universitária • São Paulo • SP • CEP 05508-900  
 Phone: (55-11) 3818-5867 e 3818-6072 • Fax (55-11) 3818-6073 • E-mail: revicap@usp.br • www.fipe.com/revicap

### Subscriptions for Delivery Outside Brazil:

• Individuals US\$ 80,00 • Institutions US\$ 100,00 (air mail included)

Annual subscription: 4 numbers

Individual issues can also be purchased at the above address.

# Contents

## PAPERS

- Consumption, Liquidity Constraint and Welfare In Brazil ..... 637**  
João Victor Issler, Fernando de Paula Rocha
- A Note on the Optimum Composition of Public Debt:  
Reflections on the Brazilian Case ..... 667**  
Ilan Goldfajn, Áureo de Paula
- How Much to Trim? A Methodology for Calculating Core Inflation,  
With an Application for Brazil ..... 683**  
Paulo Picchetti, Celso Toledo
- Are Consumption Taxes in Brazil Regressive? ..... 705**  
Rozane Bezerra de Siqueira, José Ricardo Nogueira, Evaldo Santana de Souza
- Weighted Monetary Aggregation: A Causality Analysis ..... 723**  
José Angelo Costa A. Divino
- Poverty, Inequality and Macroeconomic Instability ..... 743**  
Ricardo Paes de Barros, Carlos Corseuil, Rosane Mendonça, Maurício Cortez Reis
- 

## DEBATE

- Wealth Conditions and Wealth Policy in Brazil: An Assessment of Recent Decades .... 763**  
Werner Baer, Antonio Carlos Campino, Tiago Cavalcanti
- 

## RESEARCH

- The Performance of Brazilian Economic Journals and Departments  
According to Publications and Citations Received in Brazil ..... 787**  
Carlos Roberto Azzoni
- 

## HOW I DO RESEARCH

- The Loneliness of the Long Distance Runner ..... 823**  
Antonio Barros de Castro

**PAPERS**

**Consumption, Liquidity Constraint and Welfare In Brazil**

João Victor Issler, Fernando de Paula Rocha

**A Note on the Optimum Composition of Public Debt:  
Reflections on the Brazilian Case**

Ilan Goldfajn, Áureo de Paula

**How Much to Trim? A Methodology for Calculating Core Inflation,  
With an Application for Brazil**

Paulo Picchetti, Celso Toledo

**Are Consumption Taxes in Brazil Regressive?**

Rozane Bezerra de Siqueira, José Ricardo Nogueira, Evaldo Santana de Souza

**Weighted Monetary Aggregation: A Causality Analysis**

José Angelo Costa A. Divino

**Poverty, Inequality and Macroeconomic Instability**

Ricardo Paes de Barros, Carlos Corseuil, Rosane Mendonça, Maurício Cortez Reis

**DEBATE**

**Wealth Conditions and Wealth Policy in Brazil: An Assessment of Recent Decades**

Werner Baer, Antonio Carlos Campino, Tiago Cavalcanti

**RESEARCH**

**The Performance of Brazilian Economic Journals and Departments  
According to Publications and Citations Received in Brazil**

Carlos Roberto Azzoni

**HOW I DO RESEARCH**

**The Loneliness of the Long Distance Runner**

Antonio Barros de Castro