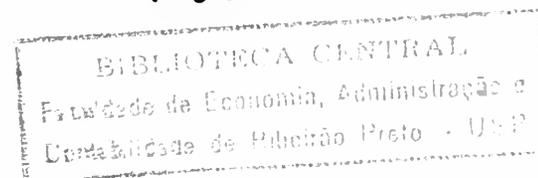


# **ECONOMIA APLICADA**

1999, 3(3)



P20



## Sumário

### ARTIGOS

#### **Sobre as Metas Inflacionárias**

Antonio Delfim Netto ..... 357

#### **A Evolução da Pobreza e da Desigualdade Brasileiras ao Longo da Década de 90**

Marcelo Neri, Cláudio Considera, Alexandre Pinto ..... 383

#### **Desemprego Regional no Brasil: Uma Abordagem Empírica**

Carlos Henrique Corseuil, Gustavo Gonzaga, João Victor Issler ..... 407

#### **Inflação e Dispersão de Preços Relativos: Qual a Direção de Causalidade?**

Vera Lucia Fava, Denise Cavallini Cyrillo ..... 437

#### **Decomposição da Taxa de Variação dos Multiplicadores Monetários no Brasil**

José W. Rossi ..... 459

---

### COMO EU PESQUISEI

#### **Anotações Sobre Ser Bem-Sucedido**

Robert M. Solow ..... 481

#### **Influências Intelectuais**

Fernando Homem de Melo ..... 487

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. 3, n. 3 (1999)-

--São Paulo: FEA/USP-FIPE, 1999-

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**

## Sobre as metas inflacionárias\*

Antonio Delfim Netto<sup>§</sup>

### RESUMO

O presente artigo procura dar uma visão geral do regime monetário atualmente conhecido como metas inflacionárias. Será analisado o contexto histórico no qual tal regime surgiu, assim como as suas hipóteses teóricas fundamentais e as suas diferenças com o regime clássico de metas monetárias. Em seguida, discutiremos alguns aspectos práticos relacionados à implementação e operação das metas inflacionárias, como, por exemplo, as várias formas de medida de inflação utilizadas pelos países que a adotaram. Especial atenção será dada ao modelo utilizado pelo governo inglês. Para finalizar, faremos algumas observações sobre alguns dos principais problemas metodológicos enfrentados pelos bancos centrais que estabeleceram metas inflacionárias, como a incerteza de suas previsões econômicas e as complexas relações de causa e efeito que existem entre as variáveis econômicas. No caso brasileiro em particular, será esboçado um simples modelo de inflação com câmbio flutuante e movimento de capitais para sublinhar essas últimas dificuldades.

**Palavras-chave:** metas inflacionárias, incerteza, política monetária.

### ABSTRACT

The present paper aims at giving an overview of the monetary framework presently known as inflation targets. It will be analyzed the historical context in which this framework first appeared, as well as its basic theoretical hypotheses as its differences from the classical regime of monetary targets. Next, we will discuss some practical aspects linked to the implementation and working of inflation targets; for instance, the various forms of inflation measurements employed by the countries that adopt inflation targets. Special attention will be given to the model used by the English government. Finally, we will comment on some of the methodological problems faced by central banks that set targets on inflation, such as the uncertainty of their economic forecasts and the complex cause-effect relationships that hold among the economic variables. In the Brazilian case, a simple model of inflation under floating exchange rate and capital mobility will be outlined in order to stress the latter difficulties.

**Key words:** inflation targeting, uncertain, monetary policy.

---

\* Conferência realizada em São Paulo, 7/6/99, com texto ampliado. O autor agradece as observações e comentários de Paulo Yokota, Marcelo Tsuji, Julio Cesar Calegari, Cassiana Y. Hayashi Fenandez, James Habe, Fabio Giambiagi e de um parecerista anônimo.

§ Professor Titular aposentado da FEA-USP.

*“Uma longa e penosa experiência ensinou-me um grande princípio de administração dos negócios dos outros: se deseja inspirar confiança, forneça-lhes montanhas de estatísticas. Não importa que sejam ou não corretas ou mesmo ininteligíveis, basta que sejam suficientes para impressioná-los.”*

(Lewis Carroll - *Three Years in a Curatorship*)

Um dos subprodutos mais interessantes da discussão que se estabeleceu em torno da introdução das famosas “metas inflacionárias” é a curiosidade dos agentes econômicos sobre como reagirá o Banco Central aos choques de demanda (um aumento dos gastos do governo, por exemplo, ou das exportações) e aos choques de oferta (um aumento de impostos, uma quebra de safra ou dos preços dos produtos importados). Esse interesse é muito saudável porque coloca em “fase” a ação do Banco Central com o que dela esperam os agentes econômicos. Eles passam a entendê-la e a antecipá-la, o que facilita e dá maior eficácia à política monetária.

Trata-se de uma mudança metodológica na condução da política econômica que talvez seja a mais importante lição que nos deixarão os anos 90. Até os anos 80 a política econômica era basicamente entendida como um problema mecânico de controle: existiam os objetivos da política econômica (crescimento econômico, estabilidade dos preços, equilíbrio externo, etc.) e a autoridade manjava discricionariamente os instrumentos (política fiscal, monetária, cambial, etc.) de forma a atingi-los. Era uma cópia do mundo físico. O surrado exemplo dos economistas refere-se à colocação de um satélite em órbita da Terra em determinada altura: era preciso obedecer às leis da física, escolher o combustível, a posição, a velocidade de partida e pronto, lá estava ele!

Hoje a política econômica mudou (e o plano Real nos ensinou isso claramente): trata-se de um jogo entre a autoridade e os agentes, em que a primeira deve dizer clara e honestamente o que pretende e como pretende, e os segundos, se acreditarem nela, aceitam o objetivo e entendem como se vai atingi-lo. A seriedade de propósito e a eliminação de medidas oportunistas são fundamentais para a credibilidade da política econômica. É por isso que a formação das “expectativas” é um ingrediente básico da política bem-sucedida. E, no caso da inflação, ela é decisiva.

A taxa de inflação é limitada por uma identidade:

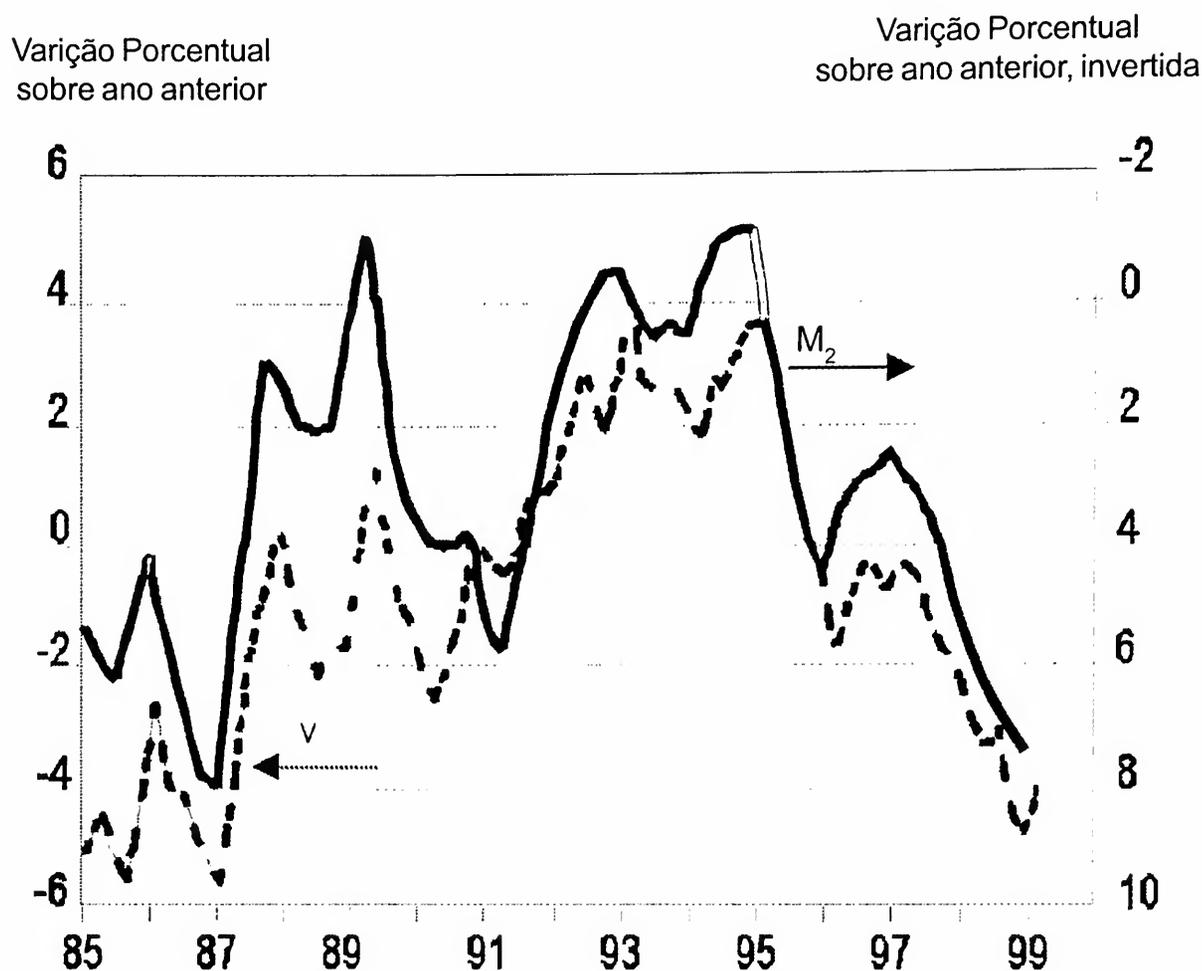
$$\begin{array}{ccccccc} \text{taxa} & & \text{Taxa de} & & \text{taxa de crescimento da} & & \text{taxa de crescimento} \\ \text{de} & = & \text{crescimento} & + & \text{velocidade do uso} & - & \text{do} \\ \text{inflação} & & \text{da moeda} & & \text{da moeda} & & \text{do} \\ & & & & & & \text{PIB} \end{array}$$

No passado (até o fim dos anos 80), a velocidade da moeda costumava ser relativamente estável e tinha uma alta correlação com a taxa de juros nominal de curto prazo. Bastava, portanto, produzir um aumento da oferta de moeda (corrigida pela pequena variação estimada da velocidade) e subtrair dela a taxa de crescimento do PIB esperado para obter uma aproximação razoável da inflação desejada. Houve, entretanto (e há muitos suspeitos do crime), um assassinato daquela correlação, que os economistas atribuem à instabilidade da demanda de moeda, o que, obviamente, não explica nada, pois é apenas outro nome para o mesmo fenômeno.

A adoção do sistema de metas inflacionárias pelo Banco Central do Brasil torna conveniente uma discussão das hipóteses subjacentes à sua metodologia. A economia brasileira optou, recentemente, por um sistema de câmbio flutuante, num cenário de crescente liberdade do movimento internacional de capitais. Era preciso, portanto, escolher uma nova sistemática operacional para a política monetária capaz de produzir uma âncora nominal que coordenasse a formação dos preços. Ela recaiu no sistema de “meta inflacionária”, que é extremamente visível e facilmente compreensível pela população e que, assim, forma sua “expectativa” de preços e salários.

B. Friedmann e K. Kuttner (1992) mostraram que de 1975 até meados de 1980 a variação da quantidade de moeda era de fato um bom indicador do comportamento futuro da economia americana. A partir de 1985, contudo, isso deixou de ser verdadeiro. Nas condições atuais é provável que o regime de metas inflacionárias produza melhores resultados que o regime de metas monetárias devido à fragilização das bases deste último. Como dissemos, havia uma razoável estabilidade da velocidade-renda da circulação da moeda, o que permitia às autoridades concentrar-se no controle dos agregados monetários visando a uma certa administração da inflação. Uma constatação de que a partir de meados dos anos 80 esta hipótese não corresponde mais à realidade pode ser vista no Gráfico 1, que mostra a significativa flutuação daquela velocidade.

**Gráfico 1**  
**Pequena Ligação entre Moeda e PIB**  
**Produto Doméstico Bruto Nominal/ $M_2$  vs.  $M_2$  - EUA**

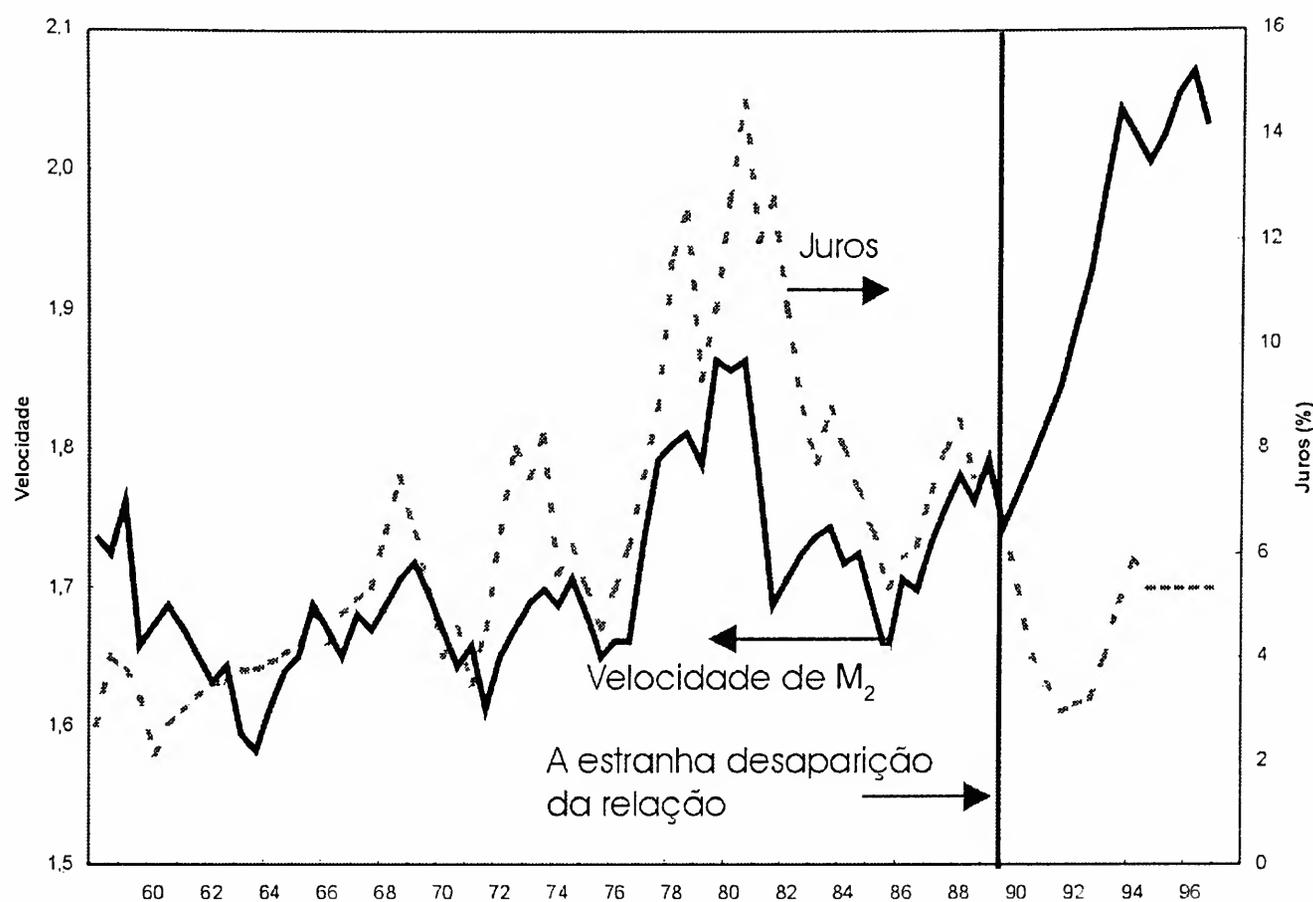


Fonte: Federal Reserve Board, Merrill Linch.

Nos anos 90 houve, também, uma brutal separação entre a velocidade de circulação e a taxa de juros, o que tornou ainda mais problemático o uso de um agregado monetário como o  $M_2$ , por exemplo, para manter sob controle a inflação. Como consequência, os países que abandonaram a âncora monetária ou cambial tiveram de procurar outra âncora nominal para servir de coordenadora da formação dos preços e das “expectativas” dos agentes. Essa é a origem de “metas inflacionárias”

O Gráfico 2 mostra a estranha desapareção (a partir dos anos 90) da estreita correlação entre a velocidade de circulação do agregado  $M_2$  (moeda, depósitos à vista e papéis extremamente líquidos) nos EUA, definida pela relação PIB/ $M_2$ , e a taxa de juros dos Bônus do Tesouro americano de vencimento em 90 dias.

**Gráfico 2**  
**Estados Unidos: Velocidade de  $M_2$  e Juros Nominais\***



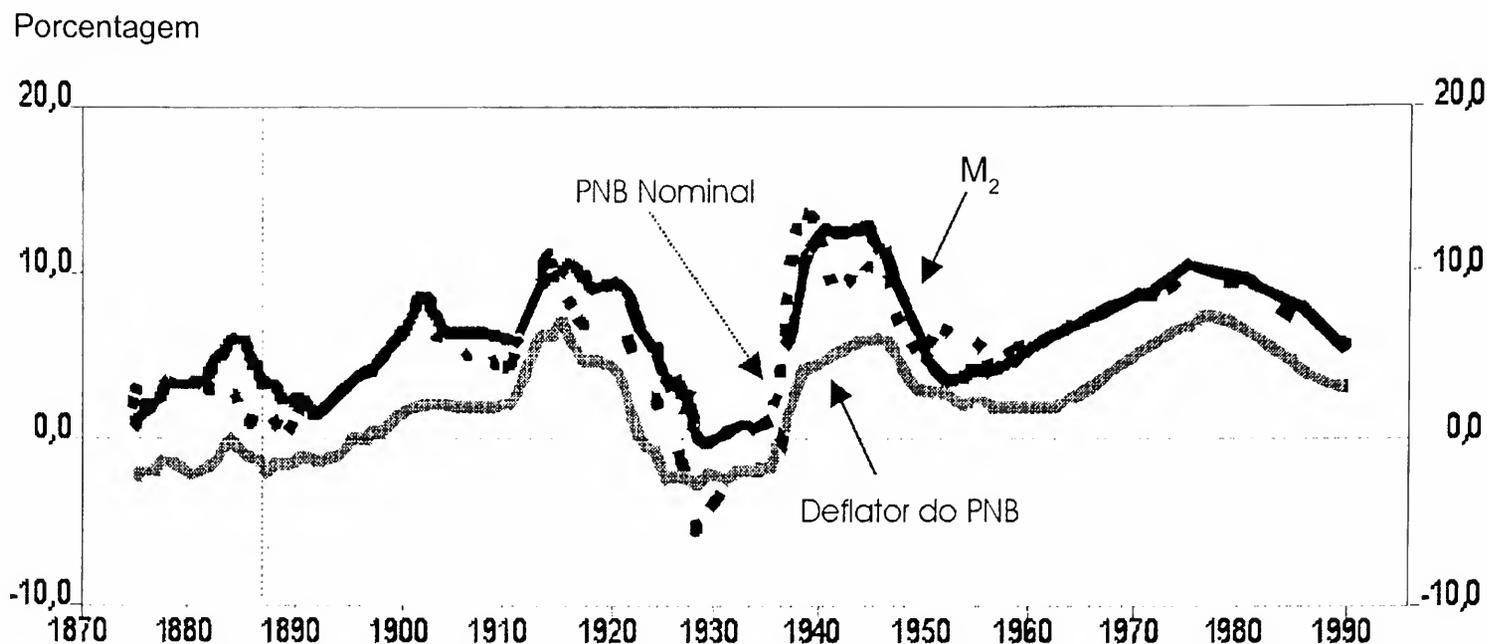
\* Média móvel de 2 meses dos bônus do tesouro de 3 meses.

Fonte: Federal Reserve Bank of Philadelphia, Business Review, May/June 1999.

É mais ou menos evidente que a velocidade de circulação da moeda deveria ser correlacionada com a taxa de juros: quando a taxa de juros é alta, as pessoas tendem a economizar no uso dos ativos que rendem menos (exatamente os ativos mais líquidos, cujo limite é a moeda). O mesmo estoque de moeda com o aumento da velocidade de seu uso pode satisfazer a um volume maior de transações.

As séries de dados de longo prazo, entretanto, continuam a não deixar dúvidas de que a inflação é um fenômeno monetário, como pode ser observado no Gráfico 3.

**Gráfico 3**  
**Inflação, Crescimento de  $M_2$  e Crescimento do PNB**  
**Médias Móveis Centradas de 10 Anos**



Fonte: Federal Reserve Bank of St. Louis, Monetary Trends.

Reconhecido o aumento da instabilidade da demanda de moeda, os formuladores da política econômica transferiram a sua atenção para o controle das taxas de juros nominais de curto prazo. A razão disso é que os economistas sempre aceitaram que os choques da política monetária são transmitidos à economia principalmente via taxa de juros, que exerce influência - por múltiplos caminhos - sobre a oferta e a procura globais.

## 1 As hipóteses subjacentes

A sistemática das metas inflacionárias para controlar a inflação foi introduzida na Nova Zelândia em março de 1990. O Canadá adotou-a em fevereiro de 1991. A sua utilização está se generalizando, e hoje temos 9 países (inclusive o Brasil) com metas inflacionárias explícitas. Os EUA (e talvez a Alemanha antes do Euro) parece que têm metas inflacionárias “implícitas”

Ela ganhou maior destaque internacional quando adotada pela Inglaterra, que abandonou o *Exchange Rate Mechanism* em setembro de 1992, deixando flutuar a Libra. No ano seguinte introduziu a “*target inflation*”, com os seguintes resultados entre 1993 e 1998:

- a. a inflação anual manteve-se entre 2 e 3,5%, quando o “*target*” era de 2,5%;

- b. o crescimento médio do PIB foi da ordem de 3% ao ano, bem acima de sua tendência histórica; e
- c. o desemprego caiu de 10% para pouco mais de 6%, chamando a atenção mundial para o método.

Recentemente o FMI tem recomendado a sua utilização também nas economias emergentes que adotam o câmbio flutuante e permitem a liberdade do movimento de capitais. A decisão brasileira foi tomada com a posse do Sr. Armínio Fraga no Banco Central e, certamente, antecedeu à sugestão do FMI que, ao que parece, foi surpreendido com o abandono da âncora cambial no Brasil.

Um dos poucos resultados robustos obtidos pela análise empírica nos últimos anos foi a confirmação de que no longo prazo a política monetária é neutra com relação ao desenvolvimento: não há possibilidade de acelerar o crescimento econômico de forma consistente, por meio de surpresas inflacionárias. Não existe um “*trade off*” entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento do PIB no longo prazo. Essas análises indicam, também, que taxas de inflação inferiores a 8% têm efeito imperceptível sobre a taxa de crescimento de longo prazo do PIB. Assim sendo, o único objetivo razoável da política monetária é obter uma relativa estabilidade dos preços, reduzindo a taxa de inflação e a sua volatilidade, o que deveria estimular o crescimento do PIB. O objetivo desejável é obter uma taxa de inflação próxima da dos principais parceiros internacionais.

No curto prazo, entretanto, existe um “*trade-off*” entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento da economia. E existe um “*trade-off*” permanente entre a volatilidade da taxa de inflação e a volatilidade da taxa de crescimento do PIB.

Possivelmente, o mais simples modelo estilizado que mostre como a manipulação da taxa de juros controla a taxa de inflação e o crescimento do PIB é o de Taylor (1994),<sup>1</sup> composto de duas equações que definem:

1. as variações do PIB com relação do PIB potencial ( $y_t$ ) em função da taxa de juros de curto prazo ( $i_t$ ), da taxa de inflação ( $\Pi_t$ ) e da taxa de juros real de equilíbrio da economia ( $r^*$ ), que quando é igual à taxa de juros real praticada ( $i_t - \Pi_t$ ), mantém a economia em pleno emprego

---

1 Para simplificar ainda mais, a taxa de juros real é definida com relação à taxa de inflação ( $P_t$ ) e não com relação à expectativa de inflação ( $\Pi_t^*$ ).

$$y_t = -\beta(i_t - \Pi_t - r^*) + u_t \quad (1)$$

onde  $u_t$  representa choques independentes que se anulam no longo prazo;

2. as variações da taxa de inflação em função das variações do PIB com relação ao potencial do ano anterior ( $y_{t-1}$ ) devido à inércia dos preços

$$\Pi_t - \Pi_{t-1} = a(y_{t-1}) + e_t \quad (2)$$

onde  $e_t$  representa choques independentes que se anulam no longo prazo.

Ele se completa com uma função de reação do Banco Central, que fixa a taxa de juros de curto prazo ( $i_t$ ) em função da taxa de inflação  $\Pi_t$ , do desvio do PIB com relação ao seu potencial ( $y_t$ ), do desvio da taxa de inflação com relação à meta inflacionária ( $\Pi^*$ ) e da taxa de juros real considerada conveniente pelo Banco Central ( $r^f$ )

$$i_t = \Pi_t + g y_t + h(\Pi_t - \Pi^*) + r^f + v_t \quad (3)$$

onde  $v_t$  representa choques independentes que se anulam no longo prazo.

No equilíbrio de longo prazo do modelo, o PIB se mantém no seu nível potencial, a taxa de inflação se estabiliza e todos os choques ( $u_t$ ,  $e_t$ ,  $v_t$ ) são nulos. Temos então:

$$y = 0 \quad (4)$$

$$i = r^* + \Pi \quad (5)$$

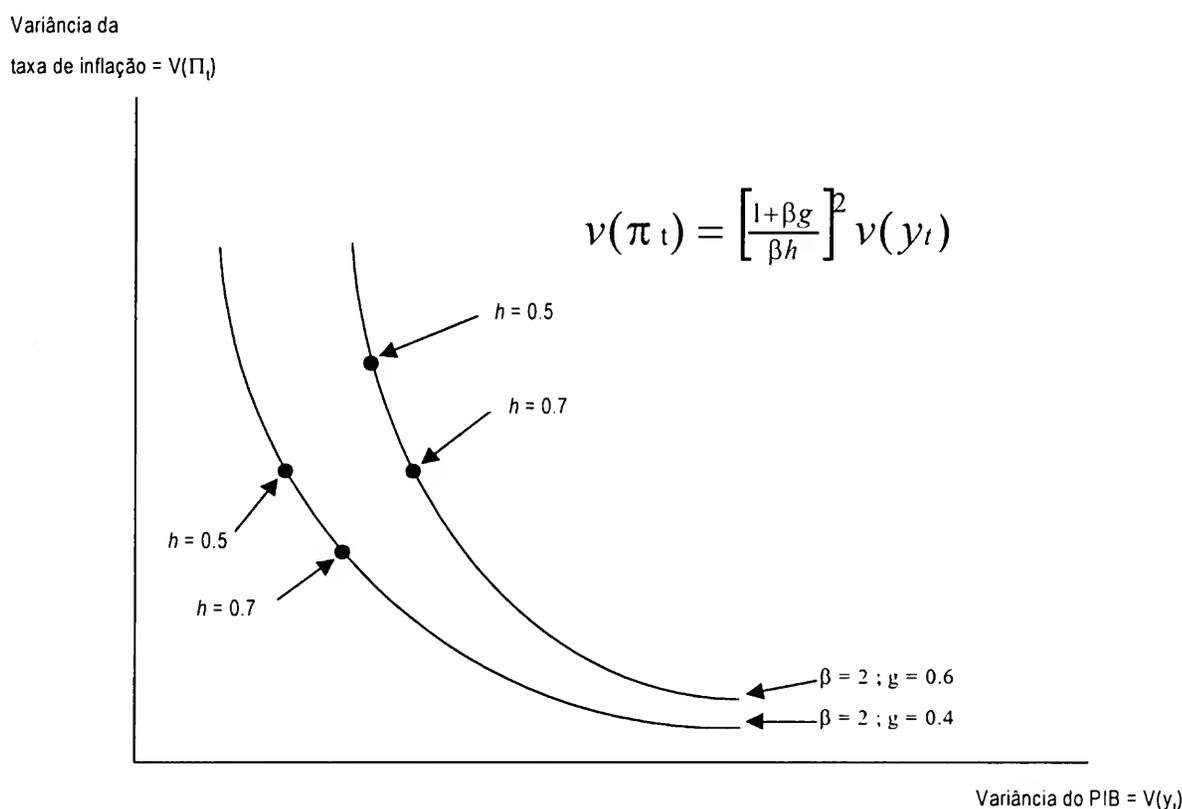
$$\Pi = \Pi^* + (r^* - r^f)/h \quad (6)$$

O resultado mais interessante é o revelado pela equação (6). Ela mostra que a taxa de inflação estabilizada será igual à meta inflacionária somente se o Banco Central estimar a taxa de juros real da economia na sua função de reação ( $r^f$ ), igual à taxa de juros real da economia ( $r^*$ ) que mantém o PIB real no seu potencial, com a taxa de inflação igual à meta inflacionária. Reminiscência de um velho resultado tipicamente wickselliano!

Se supusermos choques restritos à taxa de inflação (isto é,  $e_t$  independentes com média 0, mas  $u_t$  e  $v_t$  nulos), uma exploração algébrica desse modelo mostra a relação inversa

entre a volatilidade (variância) das flutuações do PIB e a volatilidade (variância) da taxa de inflação. Isso pode ser apreciado no Gráfico 4, onde se vê, de forma estilizada, a relação entre a variância de  $y_t$  e a variância de  $\pi_t$  quando fazemos variar o parâmetro  $\beta$  (que mede a reação do desvio do PIB com relação à taxa de juros), o parâmetro  $g$  (que mede o mesmo na função de reação do Banco Central) e o parâmetro  $h$  (que mede a velocidade com que o Banco Central pretende a convergência da taxa de inflação à meta inflacionária).

Gráfico 4



A posição e a inclinação da curva depende dos três parâmetros ( $\beta$ ,  $g$ ,  $h$ ). Quando aumenta a velocidade do ajustamento da taxa de inflação ( $h$ ) cresce a volatilidade do PIB, mesmo que o seu peso ( $g$ ) seja mantido constante na função de reação do Banco Central.

## 2 As metas inflacionárias

O que se espera de um sistema de metas inflacionárias é que uma inflação baixa e de pequena volatilidade ajude a acelerar o crescimento econômico, por permitir uma melhor alocação dos fatores de produção, uma escolha mais adequada dos investimentos e, conseqüentemente, um aumento da produtividade.

**Quando se utiliza a âncora cambial para a estabilização monetária a volatilidade concentra-se na taxa de juros. Produz-se, também, uma inflação parecida com a dos parceiros internacionais, mas introduz-se uma grande volatilidade na taxa de crescimento do PIB, que pode ter graves conseqüências no longo prazo.** Era o que acontecia até recentemente na economia brasileira.

Com câmbio flutuante e liberdade de movimento de capitais, a volatilidade se transfere da taxa de juros para a taxa de câmbio, o que influi nas taxas de inflação. O Banco Central deve evitar a tentação de intervir no mercado cambial, a não ser para reduzir flutuações bruscas produzidas pelo descompasso eventual e momentâneo entre os fluxos de oferta e procura de divisas. Mesmo no sistema de metas inflacionárias, se o mercado tiver a percepção de que ele está defendendo a taxa de câmbio com intervenções sistemáticas, restabelece-se o velho jogo: ou se volta à volatilidade da taxa de juros com todos os seus inconvenientes ou perde-se reservas. É preciso aceitar o fato de que **a taxa de câmbio real não pode desviar-se por muito tempo e, por significativa magnitude, daquela determinada pelos “fundamentais” da economia.** Defendê-la fora do ponto de equilíbrio pelo uso da taxa de juros é suicídio, como já devíamos ter aprendido.

Na política monetária que persegue a **meta inflacionária** especifica-se a **resposta do Banco Central aos choques que afetam a taxa da inflação no horizonte da meta e considera-se suas conseqüências sobre a taxa de crescimento do PIB.** A diferença entre o antigo regime de meta monetária e a meta inflacionária pode ser resumida da forma abaixo:

**Quadro 1**

	Meta Monetária	Meta Inflacionária
Objetivo inflacionário	sim (às vezes implícito)	sim
Mecanismos de transmissão		
<i>Lags</i>	sim	sim
<i>Forward</i>	sim	sim
Quantidade e qualidade da informação		
Só moeda	sim	NÃO
Tudo o que for possível	NÃO	sim
Velocidade da moeda previsível	sim	NÃO
Modelagem		
Taxa de inflação depende só da taxa de crescimento do agregado monetário conveniente	sim	NÃO

Para que o Banco Central tome uma decisão acerca da meta inflacionária a ser perseguida ele deve construir cenários com a avaliação sobre o estado atual da economia e previsões a respeito do seu comportamento no horizonte fixado. Esses cenários e previsões são condicionados pela quantidade e qualidade dos indicadores utilizados pelo Banco Central para informar-se e pela qualidade da sua modelagem do funcionamento da economia. Assim, se chamarmos de  $A$  a avaliação global da conjuntura econômica atual e futura traçada pelo Banco Central, poderemos resumir esse conjunto de relações da seguinte forma:

$$A = F(a[\text{variação da quantidade de moeda}] + (1-a)[\text{todas as outras informações disponíveis e relevantes}])$$

Em outras palavras,  $A$  é uma função do conjunto de informações utilizadas pelo Banco Central na montagem de seus cenários e previsões. Na fórmula acima, se  $a=1$ ,  $A$  torna-se função apenas da variação da quantidade de moeda, constituindo-se, assim, no regime de metas monetárias. Por outro lado, se  $0 < a < 1$ , então  $A$  será obtido a partir de todas as outras informações disponíveis, como, por exemplo, o preço de certas *commodities*, nível de desemprego da economia, o quadro econômico mundial, etc. Nessa situação temos o regime de metas inflacionárias.

Um dos aspectos mais importantes na manutenção do controle da taxa de inflação é a compreensão de que ela não é uma tarefa exclusivamente do Banco Central. Colocar todo o peso da política antiinflacionária sobre os ombros do Banco Central, quando há irresponsabilidade fiscal, costuma exigir políticas monetária e cambial que corroem o sistema produtivo e, portanto, são autodestrutivas. Seus elevados custos sociais eliminam, ao longo do tempo, o suporte político da ação do Banco Central.

### 3 Alguns resultados

Um estudo efetuado por M. King (1997) sobre os resultados obtidos pela implementação da sistemática das metas inflacionárias na Austrália, Canadá, Finlândia, Suécia, Nova Zelândia e Reino Unido, em períodos diferentes, sugere uma certa superioridade com relação aos revelados por alguns países utilizados como testemunhas: Alemanha, Estados Unidos, França, Itália e Japão, que não utilizam (pelo menos explicitamente) tal sistema, em parte em consequência da inclusão da Itália como “testemunha”. Uma síntese dos seus números estão na Tabela 1.

**Tabela 1**

Taxa de		Década Anterior			Período posterior à introdução da meta		
		Média	Desvio Padrão	CV	Média	Desvio Padrão	CV
INFLAÇÃO	Países com meta	6,8	3,0	0,44	2,2	1,3	0,57
	Testemunhas	5,9	3,9	0,67	3,1	1,1	0,37
CRESCIMENTO	Países com meta	2,2	3,0	1,38	2,8	2,0	0,72
	Testemunhas	2,6	1,8	0,69	1,8	1,7	0,96

Fonte: King, M. *The Inflation Target Five Years On*.

CV = coeficiente de variação.

Eles mostram que os países que introduziram o sistema tiveram uma inflação média de 6,8% anual na década anterior, que caiu para 2,2% no período de uso do método. Ao mesmo tempo, a variação do PIB anual cresceu de 2,2% para 2,8%. Nos países utilizados como testemunha os resultados não foram tão brilhantes: a inflação média caiu de 5,9% para 3,1% e o crescimento do PIB reduziu-se de 2,6% para 1,8%.

Isto sugere as seguintes conclusões: a) houve uma substancial redução da taxa de inflação, maior do que nas testemunhas; b) não houve redução na taxa de crescimento do PIB; e c) a volatilidade do PIB foi reduzida, como mostra o coeficiente de variação. Esses resultados suportam o fato de que as “metas inflacionárias” não são, necessariamente (e nem poderiam ser), indiferentes ao crescimento do PIB e conseqüentemente do emprego.

No final, a sustentação da estabilidade monetária é resultado de um relativo equilíbrio entre a oferta e a procura globais. Uma vez atingida uma elevada utilização da capacidade produtiva, é preciso que a expansão da demanda global seja acompanhada por crescimento semelhante da oferta via aumento dos investimentos e da produtividade. Quando isso ocorre, há um relativo equilíbrio no mercado de trabalho. A sustentação de um alto nível de emprego sem pressões inflacionárias depende, também, do funcionamento adequado daquele mercado. Se, por exemplo, a recuperação dos salários for rápida e persistente e acima dos aumentos de produtividade, alterando a distribuição de renda, as tensões sobre os preços serão importantes e o uso apenas da política monetária para controlá-las será delicado e oneroso.

#### 4 Os problemas

No novo sistema a política monetária do Banco Central perseguirá uma meta inflacionária de longo prazo (usualmente de 12 a 24 meses), dirigindo a sua atuação em

resposta aos choques atuais e antecipados que se espera atingirão a economia naquele horizonte.

Estes choques podem ser **de demanda**. Neste caso, a taxa de inflação e a de crescimento do PIB tendem a variar no mesmo sentido, não havendo dificuldade na escolha da ação do Banco Central. Se há um excesso de demanda, a elevação da taxa de juros de curto prazo tende a valorizar o câmbio real e a aumentar a taxa de juros de longo prazo, o que produz um corte da demanda interna e externa (como pode ser apreciado no Gráfico 7). Se há deficiência de demanda, a redução dos juros de curto prazo tende a desvalorizar o câmbio real e há um aumento da demanda interna e externa. O problema é “calibrar” com cuidado o movimento dos juros para não reduzir ou aumentar excessivamente a demanda global e aumentar a volatilidade do PIB.

No caso dos choques **de oferta**, a taxa de inflação e a de crescimento do PIB movem-se em direção oposta, como são os casos de modificação dos tributos ou queda nas relações de troca. A correção do aumento da inflação exige um aumento da taxa de juros, o que tenderá a valorizar a taxa de câmbio com um movimento de corte de demanda que aprofundará ainda mais a queda do produto. É preciso, portanto, que o Banco Central estabeleça **a velocidade** com que reduzirá a taxa de inflação em função da queda do produto. Nos casos de choque de oferta produzidos pelo desenvolvimento tecnológico, a curva de oferta se desloca para direita e temos, simultaneamente, uma redução dos preços e um aumento do produto. Trata-se do melhor dos mundos, e qualquer ação precipitada do Banco Central apoiada em teorias duvidosas pode abortar o crescimento. Talvez seja isso que explique o cuidadoso comportamento do Sr. Alan Greenspan nos últimos três anos.

O dilema que se apresenta (como no modelo de Taylor) é: **reduzir a taxa de inflação rapidamente**, sacrificando ainda mais a taxa de crescimento do PIB, ou **acomodar, reduzindo a taxa de inflação para a meta inflacionária mais lentamente**, minimizando a redução da taxa de crescimento do produto. É o “*trade-off*” de curto prazo entre a volatilidade da taxa de inflação e a volatilidade da taxa de crescimento do PIB, que vimos anteriormente.

Esses problemas mostram que o mecanismo de metas inflacionária se acomoda mal na dicotomia da política monetária de ou seguir regras rígidas ou realizar movimentos discricionários (“*rules versus discretion*”). Mais ainda, ele está longe de concentrar-se exclusivamente sobre a taxa de inflação, porque tem de considerar, também, os seus efeitos sobre a flutuação do PIB, o que certamente é uma vantagem.

No caso dos choques, alguns cuidados são essenciais: a) aumentos de preços que são causados por ação ou sugestão do próprio Banco Central, como o aumento de juros, aumento dos depósitos compulsórios, aumento de impostos como o IOF, CPMF e Imposto de Renda sobre operações financeiras não devem ser levados em conta, porque acentuariam um processo cumulativo; e b) aumentos de preços causados pela política fiscal do governo, como elevação de tributos e aumentos de impostos disfarçados como tarifas públicas de serviços em regime de monopólio, que podem ter como objetivo cortar a demanda, têm que ser considerados como “choques transitórios” e relevados.

A fundamental exceção a esse comportamento é quando a insistência no aumento das tarifas ou dos impostos ou um descontrole fiscal ameaça a estabilidade da EXPECTATIVA INFLACIONÁRIA. Nesse caso, mesmo os choques “transitórios” têm de ser enfrentados com firmeza pelo Banco Central, pois a sua credibilidade estará ameaçada. Se os agentes suspeitarem que uma elevação da taxa de juros nominal de curto prazo tem um custo político insuportável para a autoridade monetária, criar-se-á um “viés” inflacionário semelhante aos descritos na literatura do “*rules versus discretion*” Nesse caso, mesmo com o inconveniente de elevar a volatilidade do PIB, não restará outra alternativa ao Banco Central que não a de uma ação enérgica, elevando a velocidade de convergência da taxa de inflação para a meta.

É importante enfatizar que o Banco Central não responde às variações contemporâneas da taxa de inflação, mas aos indicadores antecedentes daquela taxa, principalmente a EXPECTATIVA INFLACIONÁRIA, para tentar manter (ou trazer) a taxa contemporânea dentro do intervalo especificado.

A questão da velocidade de ação do Banco Central para fazer a taxa de inflação retornar à faixa prevista antes do choque deve ser cuidadosamente considerada. Provavelmente um Banco Central que tenha consolidado a sua reputação poderá fazê-lo num prazo maior do que o que ainda não a tem, reduzindo, assim, a volatilidade do PIB.

**A reação aos choques de oferta é que demonstra a qualidade da administração monetária do Banco Central.** Autoridades que dão peso exagerado à rápida volta da inflação à meta estabelecida e peso nulo ao crescimento do PIB podem trazer danos irreparáveis à taxa de crescimento de longo prazo da economia.

Há muitas questões que devem ser consideradas na fixação da meta inflacionária e na manipulação dos mecanismos de reação do Banco Central: a) existem “*lags*” variáveis entre a modificação da taxa de juros de curto prazo e seus efeitos sobre a inflação; b) não

se conhece, na realidade, como funciona o sistema econômico e uma modelagem complexa é difícil de ser utilizada; c) freqüentemente faltam estatísticas confiáveis, o que é mais grave em países como o Brasil.

Essa distinção entre choques de demanda e de oferta pode parecer evidente, mas quando há incertezas e “lags” existe a possibilidade de graves erros. Por exemplo, uma variação no crescimento do PIB considerada exagerada pode ser resultado de um novo choque de demanda, ou apenas consequência de estímulos monetários gerados no passado cujos efeitos retardados estão se dissipando. Se o Banco Central considerar a primeira causa e não a segunda como verdadeira, porque eventualmente o “lag” se alterou, ele pensará estar diante de novo choque de demanda e sua tendência será aumentar os juros, gerando nova flutuação do PIB.

A **incerteza**, tanto no sentido **probabilístico** como no sentido de **opacidade do futuro**, domina todos os modelos e previsões e exige cuidado e precaução especiais antes da manipulação da taxa de juros. Por conta de todos os “lags” existentes, a política monetária tem que ser formulada “olhando para frente”, isto é, para as taxas de inflação que estão por acontecer no horizonte da meta inflacionária. Se a reação do Banco Central for tardia e vier quando a taxa de inflação já estiver crescendo, será difícil prevenir novos aumentos de preços e a reação terá que ser mais enérgica, fazendo crescer ao mesmo tempo a volatilidade da inflação e da taxa de crescimento, porque a curva que liga as duas se desloca para a direita. Há mais de trinta anos Brainard (1967) mostrou, num trabalho hoje clássico, a dificuldade da autoridade em formular a política econômica quando enfrenta a incerteza e os parâmetros são sujeitos a uma distribuição de probabilidade mesmo quando ela é conhecida. A sua conclusão é que o “*policy-maker*” deve tentar chegar ao objetivo por aproximações sucessivas, o que justifica uma política monetária gradualista, principalmente tendo em vista o “*trade-off*” entre a variância da inflação e do PIB.

Outra discussão que tem perturbado a ação de alguns Bancos Centrais é qual deve ser o papel dos preços dos ativos na formulação da política monetária. A conclusão básica até agora é a de que esses preços são de difícil interpretação e, freqüentemente, muito incertos para servirem de orientação àquela política, a não ser marginalmente.

## 5 O modelo inglês

O Brasil ensaia seus primeiros passos na direção do estabelecimento das metas inflacionárias inspirando-se no modelo inglês. Ele pode ser conhecido pela publicação

“*Economic Models at the Bank of England*”, Bank of England, 1999. O maior desses modelos, chamado MM (*macroeconometric model*), “está em contínuo aperfeiçoamento” Segundo o Banco, o modelo MM contém cerca de 20 equações estimadas econometricamente, suplementadas por identidades, etc. Incluindo-se as variáveis exógenas (determinadas fora do modelo), temos cerca de 150 variáveis. Usando as definições do Banco, chegamos à conclusão de que MM contém:

- a. 17 relações técnicas
- b. 50 identidades
- c. 22 equações de comportamento
- d. 39 variáveis exógenas
- e. duas regras de política econômica,

o que dá uma idéia da sua complexidade.

O modelo gera um equilíbrio de longo prazo e os “choques” que produzem desequilíbrios vão sendo absorvidos gradualmente **com velocidades variáveis**. De acordo com o Bank of England (BoE), “*os raciocínios teóricos têm muito pouco a dizer sobre essas velocidades*” de forma que “*as propriedades dinâmicas de curto prazo são estimadas empiricamente para reproduzir o comportamento passado.*”

No modelo do BoE, a taxa de inflação e o PIB divergem de suas trajetórias de equilíbrio porque a resposta aos choques tem dois tipos de inércia: a **real**, que restringe o movimento das variáveis reais pelo custo do seu ajustamento, e a **nominal**, que restringe o ajuste nominal devido à lentidão das respostas das variáveis nominais: salários e preços.

Um aspecto interessante do trabalho do BoE é o seu reconhecimento de que “*duas medidas de desequilíbrio real são particularmente informativas na caracterização da evolução das pressões inflacionárias*”:

1. **a taxa de desequilíbrio do desemprego:**  $(U_t - U^*)$ , onde  $U^*$  é a taxa de equilíbrio de longo prazo do desemprego; e
2. **o “gap” do PIB:**  $(Y_t - Y^*)$ , onde  $Y^*$  é o PIB potencial (esse é o  $y_t$  do modelo de Taylor).

Como diz o Banco, uma forma simples de pensar esses desequilíbrios e as variações da inflação é por meio da equação:

$$\Pi_t = a\Pi_{t-1} + (1-a)\Pi_{t+1}^e + b_1(Y_t - Y^*) + b_2(U_t - U^*)$$

onde  $\Pi_t$  = taxa de inflação em t e  $\Pi_{t+1}^e$  taxa de expectativa de inflação para (t+1). Essa equação, curiosamente, “*não pode ser deduzida analiticamente a partir de complexa dinâmica salário-preço do modelo MM*”! A natureza da ligação entre a taxa de juros nominal de curto prazo e os desequilíbrios acima mencionados acaba sendo parecida com a do modelo estilizado de Taylor que vimos anteriormente.

O Banco tem **outros modelos** mais simples, um dos quais chamado de *Small-scale macroeconomics models* (SsMMs), que tem um elevado grau de agregação e que numa economia aberta, contém:

1. uma equação de demanda agregada
2. uma equação de demanda de moeda
3. uma curva de oferta de curto prazo
4. uma equação da dinâmica da taxa de câmbio
5. uma regra de política monetária

que, quando acompanhadas das variáveis exógenas, produzem os caminhos do **PIB, dos preços, da moeda, da taxa de juros e da taxa de câmbio**. Isso mostra que não é uma tarefa fácil mimetizar o “modelo inglês”

Talvez seja um pouco prematuro saudar o enorme sucesso da “*inflation targeting*” na Inglaterra, pois até agora o sistema não foi realmente testado diante de um choque radical de oferta. De qualquer forma, representa um grande avanço na formulação da política monetária.

## 6 Algumas questões metodológicas

Não há nada que tenha desmoralizado mais a profissão dos economistas do que os erros de previsão. As séries econômicas tendem a ser não-ergódicas, isto é, não têm uma estrutura interna bem definida, sendo permanentemente perturbadas por choques que destroem a possibilidade de se encontrarem em equilíbrio estável. Não há, sequer, a garantia de que elas tendam para algum equilíbrio...

A estimativa de um determinado número para a taxa de inflação num horizonte longo estaria, pois, sujeita ao mais completo insucesso. É por isso que alguns Bancos Centrais

que utilizam o sistema de metas inflacionárias tentam apresentar uma distribuição de probabilidades que definiria a qualidade e a precisão de suas estimativas.

Um dos problemas que se colocam para acompanhar o desenrolar da inflação é estabelecer um “*core*”, ou seja, um “âmago da inflação” que seja relativamente estável e capaz de distinguir as perturbações produzidas por efeitos transitórios sobre os preços (quebra de safra, choque de preços da energia, aumento de impostos, de tarifas alfandegárias ou públicas) daquelas que resultam de pressões estruturais de oferta e procura que podem ser influenciadas pela política monetária. As primeiras são passageiras e ocorrem uma vez. São mudanças de preços relativos que aumentam (ou diminuem) o nível de preços, mas não produzem um processo inflacionário. As segundas são cumulativas e sua persistência tende inicialmente a elevar alguns preços, depois criar uma “expectativa” de inflação, em seguida contagiar todos os preços e, finalmente, iniciar reivindicações de correção dos salários nominais.

É por isso que, normalmente, os índices de preços que controlam a “meta inflacionária” são “expurgados” dos itens mais voláteis e dos aumentos produzidos pelo governo ou pelo próprio Banco Central. Hoje existem nove países (inclusive o Brasil) em regime de metas inflacionárias. Talvez devêssemos incluir o Chile como um caso especial de metas inflacionárias bem-sucedidas. O Quadro 2 fornece as correções que estes países fazem no índice que mede o chamado “*core inflation*”:

**Quadro 2**  
**Cálculo da Core Inflation Utilizado por Determinados**  
**Bancos Centrais (Bryan, 1999)**

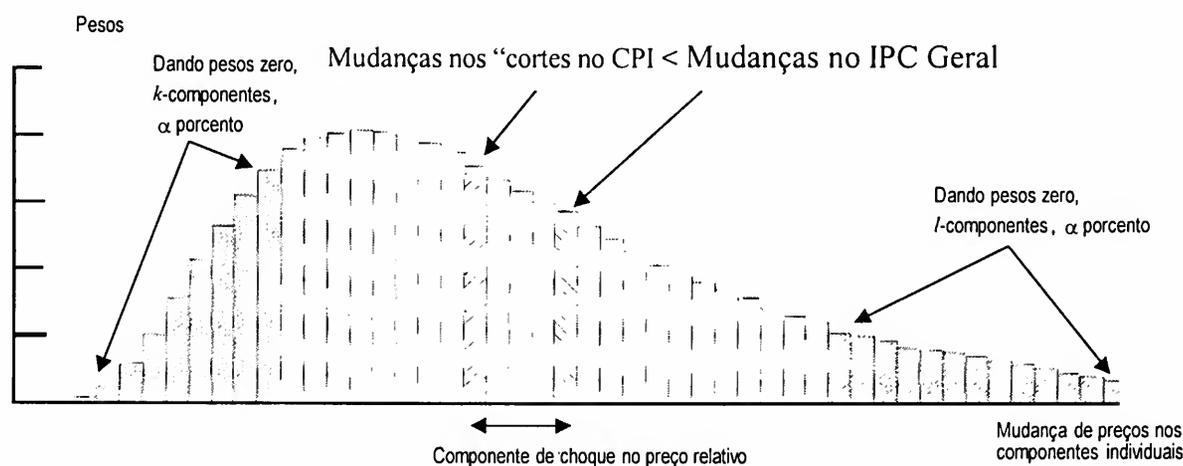
País	Método de Cálculo da Core Inflation
Áustria	IPC menos pagamentos de juros imobiliários, preços controlados pelo governo e itens de energia
Brasil	IPCA puro
Canadá	IPC menos impostos indiretos, alimentos e itens de energia
Espanha	IPC menos pagamentos de juros imobiliários
Finlândia	IPC menos gastos de construção civil, impostos indiretos e subsídios
Israel	IPC menos bens públicos, construção civil, frutas e vegetais
Nova Zelândia	IPC menos preços de <i>commodities</i> , controlados pelo governo, juros e custos de crédito
Reino Unido	Índice de vendas a varejo menos pagamentos de juros imobiliários (RPIX)
Suécia	IPC menos juros imobiliários, efeitos de impostos e subsídios (excluindo derivados de petróleo e bens importados)

IPC = Índice de Preços ao Consumidor.

Outro caminho que está sendo explorado para a determinação do “core” é um sistema de “poda” dos extremos da distribuição dos preços (“*trimmed-mean indices*”), que dá peso zero para as variações de preços de menor e de maior amplitude, como se vê no Gráfico 6:

**Gráfico 5**

**Distribuição na Mudança de Preços para Componentes Individuais e “Corte” no IPC**



Fonte: Mio, H, Higo, M. Underlying Inflation and the distribution of price changes: evidence from the Japanese trimmed-mean CPI. In: *Monetary and Economic Studies*, v. 17, n. 1, May 1999.

Alguns Bancos Centrais, da mesma forma que o BoE, divulgam uma espécie de intervalo de confiança probabilizados das futuras taxas de inflação, a que chamam de “leque” (“*fan charter*”). Esses intervalos são, em geral, construídos a partir de uma distribuição de probabilidade que acomoda duas curvas normais com a mesma **moda** (o valor mais provável) por meio de engenhosas modificações da distribuição conhecida como “*two-piece normal*” (Gibbons e Mylroie, 1973)<sup>2</sup> As estimativas dos três parâmetros dessa distribuição costumam combinar ingredientes estatísticos objetivos que incorporam o passado, somados a altíssimas doses de probabilidade subjetiva.

No caso inglês, os modelos a que nos referimos dão indicações iniciais de alternativas das estimativas futuras de inflação, que são escrutinadas pelo “*Monetary Policy Committee*” (MPC). Depois de várias interações entre o departamento econômico do BoE e o MPC chega-se a uma estimativa da **moda da inflação** (isto é, do seu valor mais provável no horizonte do programa) dentro de vários cenários e das informações subjetivas a eles incorporados. O cálculo do grau de incertezas (as variâncias das duas

2 O modelo inglês pode ser visto em Britton, E. *et alii* (1998).

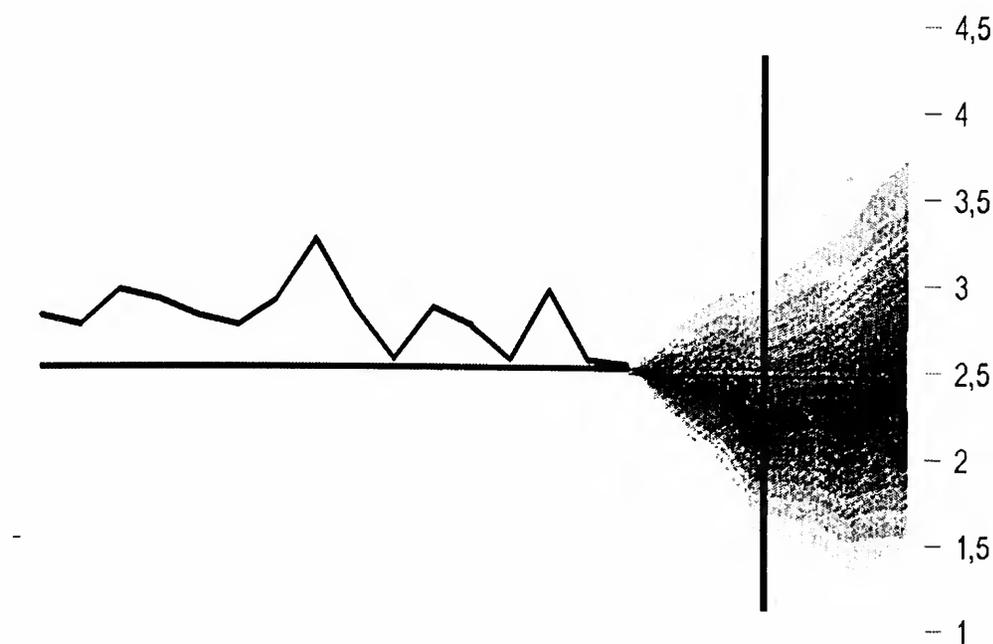
distribuições normais) leva em conta a história anterior. Finalmente chega-se a um acordo sobre a **probabilidade subjetiva** do balanço dos riscos, isto é, qual é a probabilidade de uma taxa de inflação superior (ou inferior) à meta estimada. Os resultados são, depois, elegantemente apresentados como um “leque de probabilidades” das estimativas das futuras taxas de inflação em torno do valor mais provável.

Quando se descreve a metodologia e os gráficos que dela emergem é difícil deixar de impressionar-se com a aparência “científica” dos resultados. Mas um exame um pouco mais cuidadoso e medianamente cético mostra que o difícil é recusar a hipótese de que eles têm, mesmo, é um importante papel impressionista. É preciso muita fé para levar a sério as probabilidades envolvidas. O teste definitivo será quando houver um importante choque de oferta. Como nos ensinou Henri Theil, “*os modelos são para serem usados, não para serem adorados!*”

O último “*Inflation Report*” do *Bank of England*, May de 1999, apresenta o leque de probabilidades de suas estimativas para o comportamento da taxa de inflação até o primeiro trimestre de 2001, sob a hipótese de que a taxa de juros de curto prazo manter-se-á em 5,25%, o que se vê no Gráfico 7:

**Gráfico 7**

**Inflação de RPIX Projetada com a Taxa Nominal Constante e Juros Igual a 5,25%  
(% s/ano anterior)**



Fonte: *Inflation Report*. Bank of England, May 1999.

O gráfico mostra, por exemplo, que a probabilidade do RPIX (índice de preços no varejo expurgado dos juros de hipotecas) ficar entre 1,9% e 3,2% no primeiro trimestre de

2001 é da ordem de 50% e que a probabilidade de ficar no intervalo de 1% a 4% é de 90%. A meta da inflação para o período é de 2,5% ao ano.

Em 10 de junho deste ano o BoE reduziu sua taxa de juros em 0,25%, ou seja, para 5%. Pouco antes a taxa de juros havia sido reduzida de 5,5% para 5,25%, taxa que foi usada no relatório. Isso mostra como as perspectivas se alteram rapidamente.

## 7 O problema no Brasil

No caso brasileiro o Banco Central escolheu o Índice de Custo de Vida Ampliado (IPCA), construído mensalmente pelo IBGE, sem nenhuma correção. O IPCA é, certamente, o de maior cobertura geográfica e de renda. Talvez tenha sido a melhor solução para a credibilidade do processo de metas inflacionárias. Há uma enorme desconfiança e muita incompreensão sobre a necessidade dos “expurgos” tentados anteriormente e sobre o custo de não terem sido adotados. Quando se ganhar credibilidade, o processo pode ser aperfeiçoado. Nada impede, aliás, que o Banco Central tenha seu próprio indicador para uso interno. Ele também deverá calcular sistematicamente o “leque” das probabilidades das suas estimativas.

Cumprindo o que havia prometido, o Banco Central divulgou recentemente, usando como referência a taxa de juros nominal de 21% ao ano, as metas inflacionárias de 8%, com um intervalo de variação de +/- 2%, ou seja, entre 6% e 10% para 1999; de 6% +/- 2% para 2000 e 4% +/- 2% para 2001. Elas parecem apropriadas e já incorporam alguns choques como o dos aumentos do tarifaço, o de uma possível modificação da taxa de juros americana e *“as incertezas associadas à percepção do desempenho econômico ao longo de 1999 que tem efeito sobre o risco Brasil.”*<sup>3</sup>

Os números parecem cuidadosos nas atuais condições de pressão e temperatura vislumbradas no horizonte de projeção, desde que sejam aprovadas as leis necessárias: a reforma tributária, a reforma previdenciária, a da responsabilidade fiscal e a flexibilização do mercado de trabalho.<sup>4</sup>

O relatório registra também alguns intervalos de confiança numa forma talvez até mais interessante e inteligível do que o sistema de “leque” que são também apresentados. Assim, por exemplo, somos informados que, em 1999, a taxa de inflação tem uma probabilidade de 10% de ficar no intervalo 7,9% e 8,6%, e de 50% de situar-se entre 6,6% e 10,2%.

---

3 Estes parágrafos foram acrescentados depois da publicação do relatório do Banco Central do Brasil.

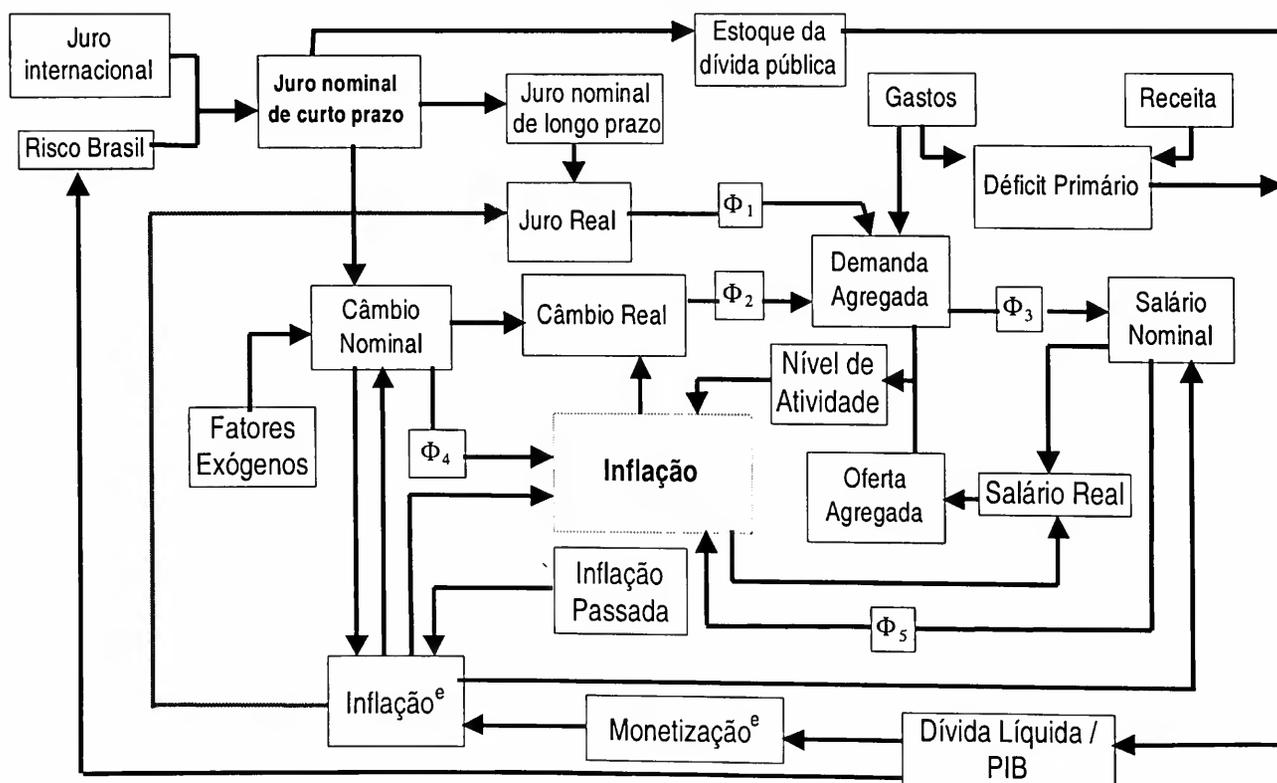
4 *Idem* nota 3.

O que não se conhece é como foram calculadas tais probabilidades e quanto elas contêm de probabilidade **objetiva**, produto de uma estimação gerada pelo “modelo” e quanto de probabilidade **subjativa**.<sup>5</sup>

A inflação é, sem dúvida, um fenômeno monetário, mas, como temos insistido ao longo deste trabalho, ela não pode ser mantida permanentemente sob controle (mesmo com um Banco Central autônomo) sem um regime fiscal adequado que estabilize a relação dívida pública líquida/PIB e possibilite a construção de um perfil adequado ao seu financiamento.

O Gráfico 7 procura dar uma idéia de um modelo simplificado da inflação com liberdade de movimento de capitais e câmbio flexível no Brasil. O que se procura mediante a manipulação da taxa de juros de curto prazo é estimular os mecanismos de transmissão entre as variáveis do modelo, de forma a obter uma dada taxa de inflação. O caminho é longo e espinhoso. Esse gráfico explicita os mecanismos de transmissão expostos no documento do BoE (p. 14).

**Gráfico 7**  
**Modelo Simplificado de Inflação com Liberdade de Movimentação de Capitais e Câmbio Flutuantes**



Variável com o índice superior<sup>e</sup> = expectativa.

Fonte: Idéias Consultoria.

5 *Idem* nota 3.

As metas inflacionárias objetivam a estabilização das expectativas inflacionárias e a construção de um mecanismo de coordenação dos preços. Com a manipulação da taxa de juros nominal de curto prazo (que é a variável sob controle do Banco Central) espera-se influenciar a taxa de juros real de longo prazo e a taxa de câmbio real, para controlar a demanda.

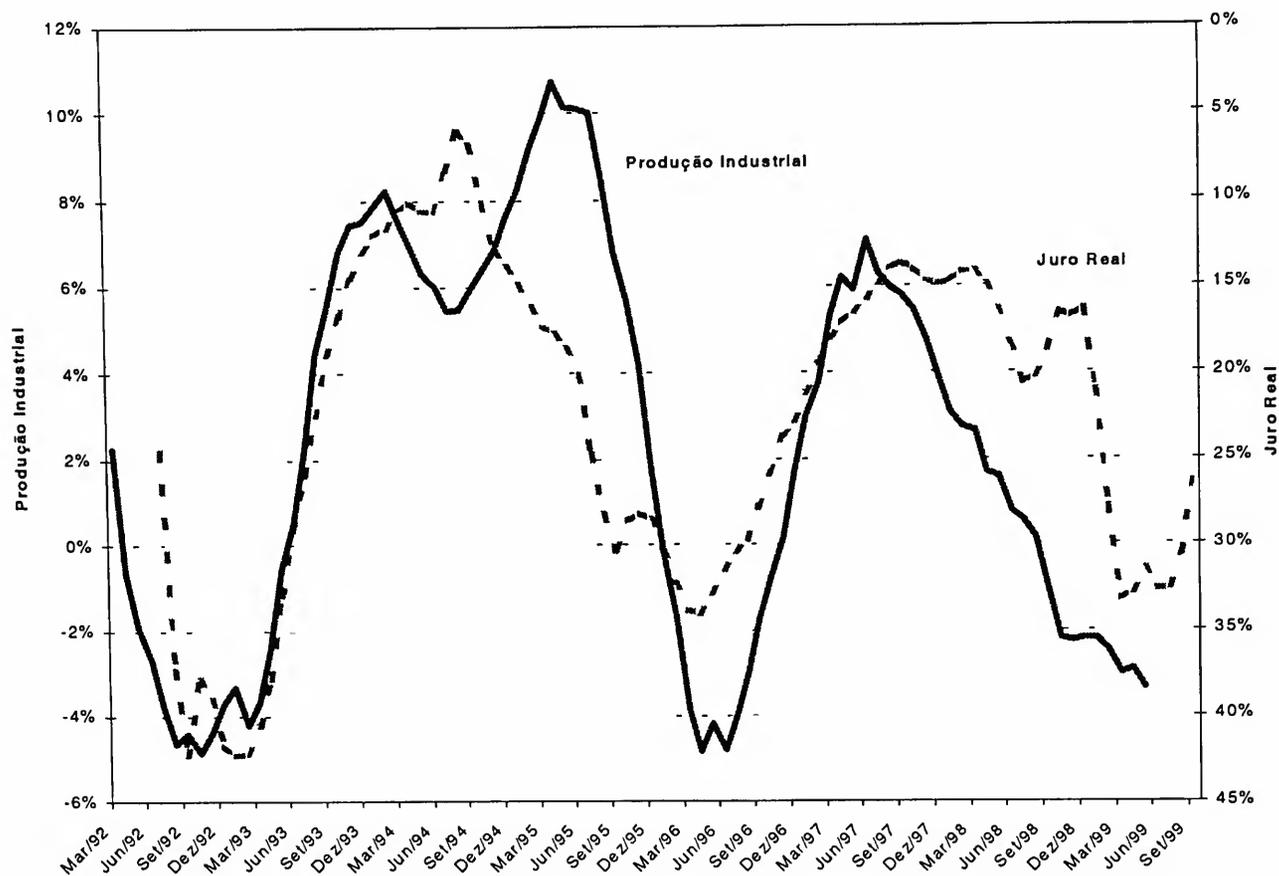
Tomemos um exemplo para explicar o gráfico: o juro nominal de curto prazo deve ser igual ao juro internacional somado ao risco Brasil. Logo, uma das formas de reduzir o juro é reduzir o risco Brasil. O problema é que o juro nominal incidindo sobre o estoque da dívida, somado ao déficit primário ou deduzido do superávit primário, vai modificar a relação dívida líquida/PIB. Se os agentes perceberem que essa relação está crescendo sem limite, intuirão que a dívida pública acabará sendo monetizada no futuro (monetização  $e$  = expectativa de monetização). Isso altera, de um lado, a expectativa da inflação e, de outro, aumenta a percepção do risco Brasil. O sistema fecha-se sobre si mesmo: a única forma de reduzir o risco Brasil (e a taxa de juro nominal) é produzindo superávits primários adequados.

O gráfico contém as equações de um modelo simples: a demanda agregada é produzida pelo efeito do juro real de longo prazo sobre o investimento e o consumo (não representado) com um “lag” de tempo igual a  $\phi_1$ , somados ao gasto do governo e à exportação líquida (exportação menos importação), controlada pela taxa de câmbio real com um “lag” de tempo igual a  $\phi_2$ . A demanda agregada determina, com o “lag”  $\phi_3$ , o nível de desemprego (não representado no gráfico) e o salário nominal. A taxa de inflação esperada (e sua expectativa) juntamente com o salário nominal estabelece o salário real que controla a oferta. E assim por diante...

Analisando as relações do gráfico vemos que a taxa de inflação é determinada por quatro fatores (as quatro flechinhas que atingem a sua caixa): 1) pelo nível de atividade (o  $Y_t - Y^* = y_t$  que já vimos); 2) pela expectativa da inflação; 3) pelas variações do câmbio nominal com um atraso de tempo  $\phi_4$ ; e 4) pelas variações do salário nominal com um atraso de tempo  $\phi_5$ . Essa relação é muito parecida com a de alguns dos modelos ingleses que exploramos anteriormente.

A observação mais cuidadosa do Gráfico 7 mostra que quase todas as variáveis são, direta ou indiretamente, influenciadas pela taxa de juros nominal e real. O Gráfico 8 dá apenas um exemplo dessas ligações. Ele mostra a relação, no Brasil, entre a variação da produção industrial (média de 12 meses) sobre o seu homólogo do ano anterior da produção industrial e a da taxa de juros real (média de 12 meses) defasada de 4 meses.

**Gráfico 8**  
**Produção Industrial x Taxa de Juros Real**  
**(defasado 4 meses)**  
**(média 12 meses sobre média 12 meses do mesmo período do ano anterior)**



Fonte: IBGE, Banco Central do Brasil, FGV.

Elaboração: Idéias Consultoria.

A relação, como se vê, é bastante estreita e deixa pouca dúvida sobre o fato de que as flutuações da taxa de juros real comandam, com uma defasagem de aproximadamente 4 meses, as flutuações da produção industrial. Ele revela, também, uma perspectiva de melhora de produção industrial nos próximos meses devido à redução da taxa de juros real.

A existência de todos os “lags” vistos no Gráfico 7, de retro-reações (*feedbacks*) e da incerteza essencial que cerca o processo econômico, sugere que o Banco Central deve mover-se com cautela e antecipadamente, diagnosticando com cuidado e paciência a natureza dos choques que estão atingindo a economia. O atraso ou a precipitação na ação geram consequências graves e perturbadoras na economia real. O problema é que o futuro é opaco: os grandes choques são, em geral, imprevisíveis. Por mais delicada que seja a execução da política de metas inflacionárias e o ceticismo moderado que ela ainda sugere,

é preciso reconhecer que não existe hoje nenhuma outra alternativa, nem teórica nem prática, para construir uma âncora de coordenação das expectativas inflacionárias e dos preços. O sistema será, de fato, testado no primeiro grande choque de oferta.

## 8 Independência do Banco Central

As decisões que definem a ação do Banco Central devem ser:

- a) discretamente discricionárias: a discussão “*Rules versus Discretion*” é sofisticada, interessante, mas inconclusiva;
- b) passíveis de serem antecipadas pelo mercado, que se habituará à “racionalidade” do Banco Central e “incorporará” o modelo que ele está utilizando;
- c) transparentes, e suas justificativas publicadas depois de um curto período; e
- d) sujeitas à prestação de contas às autoridades políticas, no caso o Ministério da Fazenda e o Congresso Nacional.

As múltiplas relações empíricas encontradas por muitos entusiastas entre uma maldefinida “maior independência do Banco Central” e uma “menor taxa de inflação” pode ser, numa larga medida, espúria: governos fiscalmente responsáveis e com instituições consolidadas podem dar maior grau de liberdade aos seus bancos centrais e obter menores taxas de inflação. O que se deixa de considerar é que aparentemente existe, também, uma relação positiva (que parece menos espúria) entre aqueles índices de independência e os custos de sua ação em termos de perda do PIB com relação ao seu potencial. Os bancos centrais “independentes” (e que mantêm a taxa de inflação mais baixa) tendem a ser também aqueles que dissipam mais recursos potenciais provavelmente devido à afoiteza de reduzir rapidamente a taxa de inflação quando a economia sofre um choque. A relação não é muito estreita (como não é, também, a relação entre “independência” e “baixa inflação”), mas é nítida e sugestiva, como se vê no trabalho de Grilli, V. *et alii* (1991).

A independência ou autonomia do Banco Central não deveria, em princípio, incluir o poder dele mesmo fixar suas metas inflacionárias. Ele deve dispor dos instrumentos para cumpri-las, mas as metas deveriam ser fixadas em séria discussão com o poder político eleito, que também teria de comprometer-se com as condições que o seu cumprimento exige. A independência refere-se apenas aos instrumentos sobre os quais ele terá plena

liberdade de uso sem consulta prévia. Mas deverá prestar contas sobre os custos da sua ação e das alternativas, não utilizadas, pois sabemos que operações malconduzidas têm custo social e político muito elevado. O Banco Central deve, rotineiramente, explicar e defender publicamente a sua política.

Em alguns países, e essa não parece ser uma má idéia, a tarefa do Banco Central é estipulada por um contrato entre ele e o Ministério da Fazenda ou o Congresso Nacional, no qual se compromete, por escrito, com a meta inflacionária negociada e com os requisitos necessários para atingi-la, e explicará, também por escrito, os eventuais desvios e o tempo que julga conveniente e necessário para recuperá-la.

## **Bibliografia**

- Brainard, W. Uncertainty and the effectiveness of policy. *American Economic Review*, May 1967.
- Britton, E. *et alii*. The inflation report projections. *BoE Quartely Review*, Feb. 1998.
- Bryan, M. F. & Cecchetti, S. G. The monthly measurement of inflation in Japan. *Monetary and Economic Studies*, May 1999.
- Friedman, B. M. & Kuttner K. N. Money, income, prices and interest rates. *American Economic Review*, June 1992.
- Gibbons, J. F. & Mylroie, S. Estimation... using joined half-Gaussian distribution. *Applied Physics Letters*, 1973.
- Grilli, V. *et alii*. Political and monetary institutions and public financial policies in the industrial countries. *Economic Policy*, Oct. 1991.
- King, M. The inflation target five yerars on. *BoE Quarterly Bulletin*, Nov. 1997.
- Taylor, J. B. The inflation output variability trade-off revisited. *Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policy Makers*. Federal Bank of Boston, 1994.

# A evolução da pobreza e da desigualdade brasileiras ao longo da década de 90

Marcelo Neri<sup>§</sup>  
Cláudio Considera<sup>§</sup>  
Alexandre Pinto<sup>†</sup>

## RESUMO

O presente artigo realiza um balanço das mudanças da pobreza e da desigualdade de renda brasileiras durante a década de 90. Em particular, qualificamos os efeitos do Plano Real sobre o nível de bem-estar social. As principais contribuições metodológicas do artigo estão relacionadas à aferição de alguns aspectos dinâmicos da distribuição de renda a partir de informações longitudinais. Uma primeira contribuição consiste na aplicação do conceito de dominância estocástica à análise das distribuições das **variações** da renda familiar *per capita*. Este procedimento nos permite relaxar a hipótese de anonimato (ou, alternativamente, de que não há inversões de *ranking*) na comparação entre distribuições de renda pré e pós-estabilização. O artigo avalia também, a partir de informações longitudinais de renda, os efeitos de mudanças da variabilidade temporal da renda sobre o nível de bem-estar social e a mensuração da desigualdade de renda.

**Palavras-chave:** pobreza, distribuição de renda, estabilização.

## ABSTRACT

This paper describes the evolution of poverty and inequality in Brazil during the 1990s. In particular, it qualifies the effects of the Real plan on social welfare. The main methodological contributions of the paper refers to the use of longitudinal information. First, we present a dynamic comparison of changes of income distribution that allow us to relax the hypothesis of anonymity (or alternatively a constant ranking). Second, the fall of inequality of current monthly income during the post stabilization period overestimates the fall of inequality of permanent income. The difference between these two inequality measures can be explained in terms of the fall of the temporal variability of individual income. As its name suggests one key implication of a successful stabilization program is to make actual earnings more stable.

**Key words:** poverty, income distribution, stabilization.

---

§ Do IPEA.

† Assistente de Pesquisa no IPEA.

Recebido em novembro de 1998. Aceito em março de 1999.

## 1 Introdução

Em publicação anterior apresentamos alguns efeitos positivos do Plano Real sobre a pobreza e a desigualdade de renda. (Neri e Considera, 1996) Nesse artigo qualificamos a natureza destas transformações mediante avaliação da extensão da regressividade na incidência do imposto inflacionário e do papel de redutor de pobreza do salário mínimo em um ambiente de preços estáveis. Previamente, foi necessário precisar questões relativas ao deflacionamento das rendas no período de transição inflacionária do Real. A realização de um balanço das mudanças recentes do nível de bem-estar social que incorporasse informações atualizadas para toda a década de 90 motiva-nos a volta ao tema.

Inicialmente, é interessante esclarecer algumas vantagens dos resultados atuais em relação aos anteriores: dispõe-se agora de um período maior de tempo de estabilidade da moeda, que permite testar a durabilidade de seus efeitos. Por outro lado, a disponibilidade de informações mensais construídas a partir da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) nos permite trabalhar com médias anuais, o que evita problemas de mudanças de sazonalidade e uma análise detalhada da dinâmica do processo.

As principais restrições da PME estão na abrangência geográfica e na abrangência do conceito de renda utilizado: trabalhamos apenas com a renda proveniente do trabalho nas seis principais regiões metropolitanas brasileiras. Em função destas limitações estenderemos a nossa análise tomando como base a Pesquisa Nacional de Amostra a Domicílios (PNAD). A primeira tarefa do presente trabalho consiste em mapear a pobreza a partir de características do chefe do domicílio, isto é, gênero, idade, escolaridade, cor, setor de atividade, região e densidade populacional.

O passo seguinte consiste na descrição das mudanças da pobreza, da desigualdade e do nível de renda ocorridas ao longo da década de 90. Essa análise será calcada em médias anuais de indicadores sociais baseados em renda do trabalho gerados a partir da PME.

As principais contribuições metodológicas do artigo estão relacionadas à aferição de alguns aspectos dinâmicos da distribuição de renda a partir de informações longitudinais. Uma primeira contribuição consiste na aplicação do conceito de dominância estocástica à análise das distribuições das **variações** da renda familiar *per capita*. Este procedimento nos permite relaxar a hipótese de anonimato (ou, alternativamente, de que não há inversões de *ranking*) na comparação entre distribuições de renda.

O artigo avalia também, a partir de informações longitudinais de renda, os efeitos de mudanças da variabilidade temporal da renda sobre o bem-estar social e a mensuração da desigualdade de renda.

O artigo está organizado de forma a conferir autonomia a cada seção, que pode ser lida de forma independente das outras seções: a seção 2 traça um perfil da pobreza a partir de atributos dos chefes do domicílio. A seção seguinte descreve a evolução de índices de pobreza ano a ano ao longo da década de 90. A seção 4 analisa alguns aspectos dinâmicos da distribuição de renda a partir de dados longitudinais. A última seção apresenta as principais conclusões.

## 2 Um perfil dos pobreza brasileira com base na PNAD

A nossa opção será trabalhar com os índices de pobreza pertencentes à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1984), utilizando graus de aversão à pobreza iguais a 0, 1 e 2. A fórmula abaixo apresenta o índice FGT:

$$p^\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left( \frac{Z - Y_i}{Z} \right)^\alpha$$

onde:

$n$  = número de indivíduos na população,

$q$  = número de indivíduos abaixo da linha de pobreza

$Z$  = linha de pobreza

$Y_i$  renda do indivíduo  $i$

$\alpha$  = grau de aversão à pobreza

Note que se  $\alpha$  é igual a 0, a expressão acima torna-se a proporção de pobres (*head-count ratio*), isto é,  $P^0 = q/n$ . Neste caso não se capta a intensidade da pobreza. Se o grau de aversão ao risco ( $\alpha$ ) é 1, a formula do índice FGT, dada pela expressão acima, torna-se:

$$p^1 = \frac{q}{n} \frac{(Z - \bar{Y}_p)}{Z}$$

$P^1$  é um aperfeiçoamento de  $P^0$  desde que este consegue distinguir o indivíduo muito pobre do não tão pobre. O fato é que  $P^1$  é conhecido como o **hiato de pobreza**, que corresponde ao valor médio da distância dos pobres em relação à linha de pobreza. O inconveniente de  $P^1$  é não considerar os efeitos na mudança da distribuição entre os pobres se o valor esperado da renda deste grupo não é afetado.  $P^2$  resolve este problema

atribuindo mais peso para os muito pobres na medida de pobreza agregada calculada. Este último índice corresponde à distância média quadrática dos pobres com respeito à linha de pobreza.

À medida que caminhamos dos índices  $P^0$  ao  $P^2$ , estamos atribuindo um maior peso aos indivíduos mais pobres da população, o que reflete uma mudança de juízo de valor. No índice  $P^0$  referente à proporção dos pobres todos os indivíduos situados abaixo da linha de pobreza entram com pesos idênticos. No caso de  $P^1$  e  $P^2$ , os indivíduos são ponderados de forma proporcional, respectivamente, à distância e ao quadrado da distância, de suas rendas *per capita* em relação à linha de pobreza.

Em termos do critério de separação entre as populações pobres e não pobres, a nossa opção será trabalhar com duas linhas de pobreza, a fim de testar a robustez das conclusões tiradas a partir de cada um dos três índices de pobreza citados anteriormente. A linha de pobreza mais alta corresponde a cerca de 135 reais *per capita* para São Paulo a partir de maio de 1996. As linhas de pobreza das outras regiões metropolitanas foram ajustadas de acordo com o custo de vida local segundo as estimativas de Rocha (1993). A linha de pobreza mais baixa corresponde a um terço do valor da linha de pobreza mais alta para cada região.

A metodologia adotada procura fornecer uma fotografia desagregada do *statu quo* da pobreza brasileira. A Tabela 1 apresenta um perfil de pobreza em 1995 segundo as características principais do chefe de domicílio (isto é, gênero, idade, escolaridade, cor, setor de atividade, posição na ocupação, densidade populacional, e região).

Cada um dos três índices de pobreza discutidos acima,  $P^0$ ,  $P^1$  e  $P^2$ , foram calculados de acordo com as três linhas de pobreza correspondentes a 0,5, 1 e 1,5 do valor proposto por Rocha (1993). A análise do comportamento dessas nove medidas de pobreza será centrada na proporção de pobres de acordo com a linha de pobreza proposta por Rocha (isto é, segunda coluna da Tabela 1, a seguir).

A proporção de pobres total ( $P^0$ ) em 1995 era 28%. Conforme se esperava, observamos que o grupo de pobres são chefiados por mulheres (33%), jovens [15 a 45 anos (43%)], analfabetos (43%), indígenas e negros (53% e 38%, respectivamente), moradores da área rural (34%), das regiões Norte e Nordeste do Brasil (44% e 43%, respectivamente), trabalhadores da agricultura (40%) e construção civil (27%), desempregados (74%) e empregados sem carteira assinada (40%).

A Tabela 2 apresenta a contribuição de cada uma dessas células para os índices de pobreza agregada.

**Tabela 1**  
**Perfil da Pobreza Brasileira – 1995**  
**Universo: Todos os Chefes de Domicílio - Linha de Pobreza Rocha (1993)**

Chefe do Domicílio	Indicador de Pobreza Linha de Pobreza	P0	P0	P0	P1	P1	P1	P2	P2	P2	População Total
		0.5 (%)	1 (%)	1.5 (%)	0.5 (%)	1 (%)	1.5 (%)	0.5 (%)	1 (%)	1.5 (%)	
<b>Total</b>		11.05	27.68	42.71	5.73	12.45	20.10	4.42	8.07	12.78	100.00
<b>Sexo</b>	<b>Homens</b>	9.96	26.53	41.58	4.79	11.40	19.01	3.52	7.09	11.75	82.79
	<b>Mulheres</b>	16.33	33.22	48.14	10.27	17.47	25.34	8.75	12.81	17.76	17.21
<b>Idade</b>	<b>menos de 15</b>	31.55	36.99	41.90	28.79	31.40	34.50	28.21	29.63	31.55	0.02
	<b>15 a 25</b>	22.67	42.95	58.67	16.66	24.71	33.63	15.25	19.49	25.08	5.73
	<b>25 a 45</b>	13.04	31.71	47.25	6.62	14.49	22.89	5.00	9.38	14.74	51.24
	<b>45 a 60</b>	8.87	23.88	38.25	4.00	10.02	17.08	2.79	6.08	10.36	27.87
	<b>mais de 60</b>	3.93	15.25	29.49	1.73	5.32	11.05	1.29	2.95	5.93	15.13
<b>Escolaridade</b>	<b>0 anos</b>	17.35	43.06	62.13	7.88	19.18	30.55	5.41	11.84	19.36	21.04
	<b>0 a 4 anos</b>	14.46	36.16	54.17	6.95	16.19	26.00	5.08	10.20	16.47	21.56
	<b>4 a 8 anos</b>	9.59	25.09	41.06	5.26	10.96	18.36	4.29	7.23	11.48	31.13
	<b>8 a 12 anos</b>	5.70	14.10	24.74	3.91	6.71	10.85	3.48	4.86	7.08	19.51
	<b>mais de 12 anos</b>	2.79	3.85	5.11	2.60	2.94	3.48	2.55	2.72	3.00	6.76
<b>Cor</b>	<b>Indígena</b>	23.82	53.17	66.82	12.94	27.64	39.08	9.53	18.23	27.00	0.11
	<b>Branca</b>	6.74	18.07	30.36	3.88	7.89	13.31	3.23	5.26	8.30	53.03
	<b>Preta</b>	16.01	38.82	57.11	7.83	17.68	27.96	5.76	11.29	17.94	46.31
	<b>Amarela</b>	7.36	10.86	15.70	5.31	7.24	9.12	4.85	5.99	7.23	0.54
	<b>Ignorada</b>	6.99	26.63	33.53	2.27	8.74	15.04	0.74	3.93	8.60	0.02
<b>Setor de Atividade</b>	<b>Agricultura</b>	16.63	39.81	57.01	7.60	17.99	28.35	5.14	11.20	18.12	24.69
	<b>Indústria</b>	6.11	21.25	36.23	2.39	7.83	14.76	1.52	4.26	8.28	15.89
	<b>Construção</b>	7.28	27.36	46.39	2.70	9.75	18.84	1.78	5.17	10.40	9.96
	<b>Setor Público</b>	4.61	15.80	27.62	1.61	5.85	11.19	0.89	3.09	6.19	10.18
	<b>Comércio</b>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<b>Posição na Ocupação</b>	<b>Serviço</b>	6.78	21.38	35.92	2.48	8.17	15.02	1.54	4.49	8.55	39.28
	<b>Desempregado</b>	54.95	74.02	82.25	42.27	53.43	61.76	38.57	46.14	52.82	3.18
	<b>Inativo</b>	14.25	28.42	42.52	10.00	15.45	22.22	8.97	11.90	15.88	17.17
	<b>Empreg. com carteira</b>	4.40	19.74	36.66	1.42	6.36	13.58	0.84	3.11	7.01	27.16
	<b>Empreg. sem carteira</b>	13.20	40.09	59.81	4.30	15.57	27.33	2.22	8.30	15.90	15.43
	<b>Conta-Própria</b>	12.33	30.75	46.02	5.20	13.40	21.78	3.29	8.05	13.54	31.12
	<b>Empregador</b>	2.41	5.37	10.68	1.66	2.73	4.46	1.51	2.03	2.89	5.95
<b>Densidade Populacional</b>	<b>Pública</b>	4.52	15.44	27.45	1.64	5.81	11.12	0.97	3.10	6.15	10.04
	<b>Não - Remunerados</b>	24.32	38.20	50.98	19.51	25.61	32.18	18.11	21.60	25.79	2.27
	<b>Rural</b>	13.84	33.70	49.98	7.40	15.61	24.51	5.65	10.23	15.89	21.10
<b>Região</b>	<b>Urbano</b>	9.94	25.36	39.95	5.06	11.36	18.60	3.87	7.26	11.69	49.25
	<b>Metropolitano</b>	10.92	27.24	42.11	5.65	12.00	19.45	4.46	7.88	12.38	29.65
<b>Região</b>	<b>Norte</b>	19.90	44.23	61.54	8.69	20.67	31.59	5.95	12.96	20.57	4.47
	<b>Nordeste</b>	18.25	43.12	61.25	9.05	20.32	31.34	6.57	13.01	20.43	29.56
	<b>Sudeste</b>	7.62	20.94	35.70	4.25	8.94	15.31	3.50	5.87	9.43	43.39
	<b>Sul</b>	4.97	13.49	23.18	2.95	5.80	9.94	2.55	3.92	6.16	15.16
	<b>Centro</b>	9.56	24.61	38.39	5.04	10.19	17.15	4.11	6.82	10.76	7.41

Fonte: PNAD – IBGE.

**Tabela 2**  
**Decomposição dos Índices de Pobreza por Característica dos**  
**Chefes de Domicílio - Brasil 1995**  
**Universo: Todos os Chefes de Domicílio - Linha de Pobreza Rocha (1993)**

Chefe do Domicílio	P <sup>0</sup>	P <sup>1</sup>	P <sup>2</sup>	População Total	Contribuição para a Pobreza total		
					P <sup>0</sup>	P <sup>1</sup>	P <sup>2</sup>
<b>Sexo</b>							
Homens	26.53	11.40	7.09	82.79	79.35	75.84	72.69
Mulheres	33.22	17.47	12.81	17.21	20.65	24.16	27.32
<b>Idade</b>							
menos de 15	36.99	31.40	29.63	0.02	0.03	0.06	0.09
15 a 25	42.95	24.71	19.49	5.73	8.89	11.38	13.84
25 a 45	31.71	14.49	9.38	51.24	58.70	59.66	59.55
45 a 60	23.88	10.02	6.08	27.87	24.04	22.43	21.00
mais de 60	15.25	5.32	2.95	15.13	8.33	6.47	5.53
<b>Escolaridade</b>							
0 anos	43.06	19.18	11.84	21.04	32.74	32.43	30.86
0 a 4 anos	36.16	16.19	10.20	21.56	28.17	28.05	27.25
4 a 8 anos	25.09	10.96	7.23	31.13	28.21	27.40	27.88
8 a 12 anos	14.10	6.71	4.86	19.51	9.94	10.52	11.75
mais de 12 anos	3.85	2.94	2.72	6.76	0.94	1.60	2.27
<b>Cor</b>							
Indígena	53.17	27.64	18.23	0.11	0.22	0.25	0.26
Branca	18.07	7.89	5.26	53.03	34.62	33.63	34.58
Preta	38.82	17.68	11.29	46.31	64.94	65.80	64.76
Amarela	10.86	7.24	5.99	0.54	0.21	0.31	0.40
Ignorada	26.63	8.74	3.93	0.02	0.01	0.01	0.01
<b>Setor de Atividade</b>							
Agricultura	39.81	17.99	11.20	24.69	35.51	35.68	34.27
Indústria	21.25	7.83	4.26	15.89	12.20	10.00	8.39
Construção	27.36	9.75	5.17	9.96	9.85	7.81	6.38
Setor Público	15.80	5.85	3.09	10.18	5.81	4.79	3.90
Serviço	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Outros	21.38	8.17	4.49	39.28	30.33	25.80	21.86
<b>Posição na Ocupação</b>							
Desempregado	74.02	53.43	46.14	3.18	8.50	13.64	18.16
Inativo	28.42	15.45	11.90	17.17	17.64	21.32	25.32
Empreg. com carteira	19.74	6.36	3.11	27.16	19.37	13.87	10.46
Empreg. sem carteira	40.09	15.57	8.30	15.43	22.35	19.30	15.87
Conta-Própria	30.75	13.40	8.05	31.12	34.57	33.50	31.02
Empregador	5.37	2.73	2.03	5.95	1.15	1.30	1.49
Pública	15.44	5.81	3.10	10.04	5.60	4.68	3.86
Não - Remunerados	38.20	25.61	21.60	2.27	3.13	4.66	6.07
<b>Densidade Populacional</b>							
Rural	33.70	15.61	10.23	21.10	25.70	26.47	26.74
Urbano	25.36	11.36	7.26	49.25	45.12	44.94	44.32
Metropolitano	27.24	12.00	7.88	29.65	29.18	28.59	28.94
<b>Região</b>							
Norte	44.23	20.67	12.96	4.47	7.14	7.42	7.18
Nordeste	43.12	20.32	13.01	29.56	46.06	48.26	47.66
Sudeste	20.94	8.94	5.87	43.39	32.82	31.18	31.53
Sul	13.49	5.80	3.92	15.16	7.39	7.07	7.37
Centro	24.61	10.19	6.82	7.41	6.59	6.07	6.27

Fonte: PNAD- IBGE.

### 3 A evolução da pobreza na década de 90

A PNAD apresenta diversas vantagens em relação à PME para a análise de pobreza, como a sua abrangência geográfica e a abrangência dos conceitos de renda pesquisados. A PNAD pesquisa, em nível da quase totalidade do território nacional, além dos rendimentos do trabalho, elementos como pensões, aluguéis e, em menor medida, a renda financeira. Infelizmente, a PNAD não foi a campo em 1991 e 1994, o que nos impede de captar, respectivamente, os efeitos iniciais do Governo Collor e do Plano Real sobre a pobreza.

Por outro lado, a disponibilidade de informações mensais construídas a partir da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) permite-nos trabalhar com médias anuais, o que evita problemas de mudanças de sazonalidade além de permitir uma análise detalhada da dinâmica do processo. A principal restrição da PME está na abrangência do conceito de renda utilizado: trabalhamos apenas com a renda proveniente do trabalho. Por outro lado, como a nossa unidade básica de análise é a renda domiciliar *per capita* (isto é, a soma das rendas de todas as pessoas da família dividida pelo número de membros da família), os nossos resultados refletem as mudanças ocorridas tanto no desemprego como no trabalho precário.

O índice de proporção de pobres será utilizado aqui como uma forma reduzida de representar algumas extensões e qualificações sobre a evolução recente da distribuição de renda. Em primeiro lugar, como a análise se restringe à renda do trabalho, deixamos de considerar o efeito da estabilização sobre as perdas incorridas entre os momentos de recebimento e de gasto dos salários. Estimativas conservadoras deste efeito apontam para um ganho de renda nas camadas mais pobres da população desprovidas de mecanismos defensivos contra a incidência do imposto inflacionário de cerca de 10% no momento da estabilização. Este efeito geraria uma redução adicional da proporção de pobres em cerca de 6% em relação às estimativas de pobreza apresentadas na Tabela 1. Tendo em vista que as camadas mais abastadas da população possuíam um sofisticado sistema de fuga da moeda, as estimativas de melhora da desigualdade de renda no período pós-Real, anteriormente citadas, também estariam subestimadas.

Os indicadores de pobreza da Tabela 3 evidenciam um contínuo aumento da proporção de pobres entre 1990 e 1994, seguido de uma melhora nos dois últimos anos. Entre 1995 e 1996, a proporção de pobres passa de aproximadamente um terço para um quarto da população. Em particular, observamos uma queda de 2,7 pontos percentuais do número de pobres metropolitanos em 1996, que foi parcialmente revertida em 1997 depois da “chegada” da crise asiática ao País.

A Tabela 3 apresenta a evolução de médias anuais de índices de pobreza no Brasil metropolitano. Ela combina as três medidas de pobreza calculadas para as duas linhas de pobreza mencionadas acima, perfazendo um total de seis indicadores. Observamos um aumento substantivo dos seis indicadores de pobreza cariocas entre 1990 e 1992 a despeito da redução da desigualdade observada no período. Durante este período observamos a maior recessão da história brasileira estatisticamente documentada, como a Tabela 2 ilustrou.

No período compreendido entre 1992 e 1994, os diversos índices de pobreza apresentam uma tendência a um aumento moderado como resultado da interação entre um aumento brutal da desigualdade combinado com um processo de crescimento da renda *per capita* moderado. A partir de 1994 observamos uma melhora substantiva na pobreza como resultado do forte crescimento econômico e do movimento de redistribuição de renda observados. À semelhança dos índices de desigualdade, a recuperação observada na proporção de pobres foi suficiente para compensar a deterioração observada a partir do começo desta década. No que tange aos indicadores que captam a intensidade da pobreza,  $P^1$  e  $P^2$ , a melhora observada nos dois últimos anos não foi suficiente para compensar a deterioração observada desde o começo da década.

Entretanto, cabe mais uma vez ressaltar que o movimento de alívio da pobreza observado a partir de 1994 foi insuficiente para recompor os níveis de pobreza observados no começo da década de 90.

**Tabela 3**  
**A Evolução de Diversos Indicadores de Pobreza no Brasil Metropolitano**

Índice de Pobreza Linha de Pobreza	P <sup>0</sup>		P <sup>1</sup>		P <sup>2</sup>	
	Baixa	Alta	Baixa	Alta	Baixa	Alta
1990	0.226134	0.583775	0.136729	0.327229	0.112117	0.234312
1991	0.255293	0.647951	0.151281	0.368967	0.122986	0.264101
1992	0.322147	0.715981	0.190838	0.432598	0.152695	0.318847
1993	0.323156	0.704514	0.197397	0.430433	0.161765	0.320828
1994	0.33432	0.695603	0.203482	0.432666	0.164926	0.325701
1995	0.278233	0.637876	0.176421	0.378824	0.148003	0.281450
1996	0.251494	0.609555	0.163621	0.353081	0.139919	0.260430
1997	0.254337	0.608296	0.170934	0.356551	0.148194	0.265740

Fonte: PME / IBGE.

#### 4 A evolução recente do nível e da desigualdade de renda

A primeira linha da Tabela 4 resume a evolução durante a década de 1990 da desigualdade da renda medida pela proporção da renda apropriada pelos 20% mais ricos e pelos 50% mais pobres: após aumentar consistentemente desde 1960, a desigualdade registra forte declínio em 1990 e 1991, e eleva-se em 1992, 1993 e 1994 como fruto da aceleração inflacionária observada. Com o advento da estabilização, a desigualdade volta a declinar em 1995. Em 1996, observamos a manutenção do *statu quo* da desigualdade de renda. Apesar desta melhora recente, a renda do trabalho brasileira apresenta-se ainda mais concentrada hoje do que em 1993. O ano de 1997 apresentava uma tendência à reconcentração de renda, que foi potencializada pela “chegada” da crise asiática ao País e ao conseqüente aumento da taxa de desemprego observada. Note-se que estamos trabalhando com conceito de renda domiciliar *per capita*, portanto, incorporamos à análise tanto os efeitos do desemprego como trabalho precário.

**Tabela 4**  
**Evolução da Desigualdade, do Crescimento e da Pobreza 1990/97 (em %)**

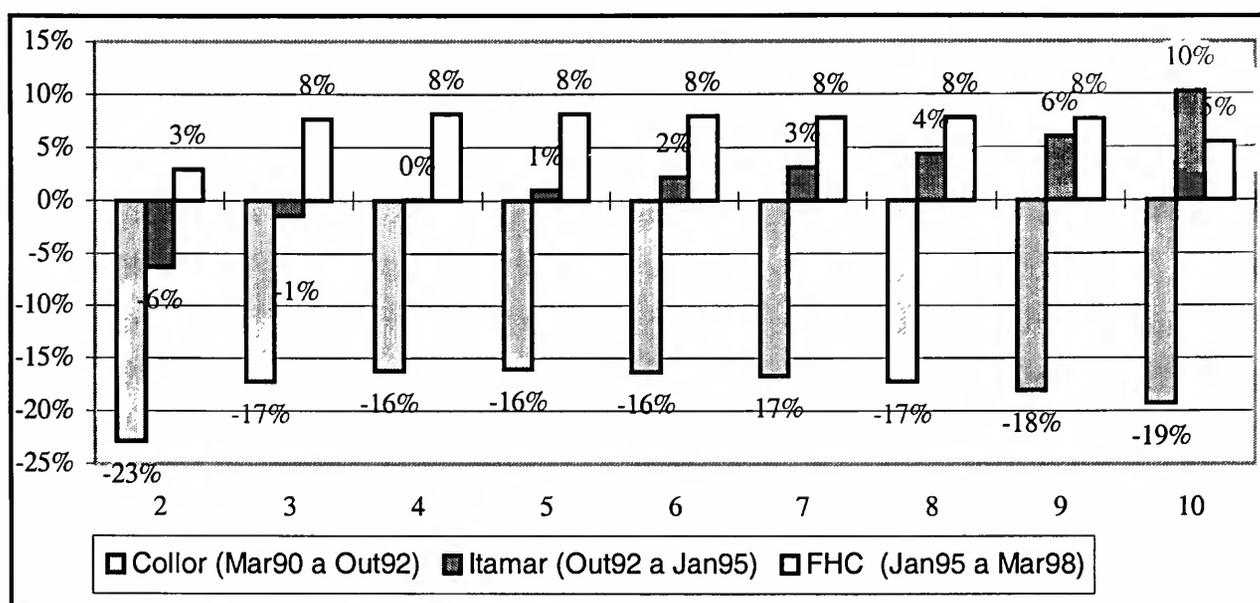
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Parcela da Renda dos 50% Mais Pobres	12.75	13.63	13.13	12.50	11.28	12.22	12.26	11.95	11.26
Parcela da Renda dos 20% Mais Ricos	62.86	60.88	61.13	62.14	64.66	62.60	62.48	62.75	63.87
Índice de Gini	0.443	0.431	0.423	0.443	0.459	0.450	0.444	0.441	0.458
Crescimento do PIB Per capita <sup>a</sup>	-5.9	-1.3	-2.4	2.6	4.4	2.8	1.7	2.3	0.2
Proporção de Pobres	22.6	25.5	32.2	32.1	33.4	27.8	25.1	25.4	27.4

Fonte: PME - IBGE.

<sup>a</sup> Elaboração IPEA-DIPES. Série ajustada pelo novo sistema de Contas nacionais (dezembro, 1997) do IBGE.

A desigualdade de renda é, entretanto, apenas um dos determinantes do nível de bem-estar social. A ela devemos adicionar informações sobre o ritmo de crescimento da economia. O Gráfico 1 complementa a análise por meio da evolução da taxa de crescimento anual da renda *per capita* de diferentes décimos da distribuição de renda nos períodos dos últimos três presidentes da república: Fernando Collor (mar/90 a out/92), Itamar Franco (out/92 a jan/95) e Fernando Henrique Cardoso (jan/95 a mar/98).

Gráfico 1

Taxa de Crescimento Anual da Renda Domiciliar *Per Capita* por Décimo

Fonte: PME – IBGE.

Obs.: o primeiro décimo apresenta renda sempre nula.

No primeiro período, correspondente ao Governo Collor, observamos uma espécie de milagre econômico dos anos 60 às avessas - perda para todos os décimos da distribuição - de forma que, a despeito da mencionada melhora da desigualdade de renda, podemos inequivocamente afirmar que houve uma deterioração do nível de bem-estar social.

No período compreendido entre 1992 a 1994, correspondente ao governo Itamar Franco, observamos o caráter concentrador de renda que a alta inflação é capaz de ter. Apesar do crescimento econômico observado nestes anos, as camadas mais pobres da população experimentaram reduções de renda absolutas. À medida que caminhamos da cauda inferior para a cauda superior da distribuição de renda, observamos incrementos do nível de renda familiar paulatinamente maiores, o que parece indicar a capacidade das camadas mais abastadas da população de se defenderem da alta inflação e se apropriarem dos frutos do processo de crescimento econômico mesmo que a variável renda reflita apenas a renda do trabalho.

O período compreendido de 1994 a 1996, equivalente às mudanças observadas nos três primeiros anos do governo Fernando Henrique Cardoso, reverteu a direção do processo cumulativo de concentração de renda até então observado: os décimos mais baixos da distribuição de renda que experimentaram as maiores quedas de renda no período de inflação ascendente passam a apresentar os maiores ganhos de renda, e à medida que caminhamos em direção à cauda superior da distribuição os incrementos de renda vão paulatinamente se reduzindo. Como todos os décimos da distribuição apresentam ganhos

absolutos de renda, podemos afirmar que houve uma melhora inequívoca do bem-estar social.

Os dois últimos anos registram uma fase mais ou menos inédita da história estatisticamente documentada brasileira, pois observamos um processo de crescimento econômico com redistribuição de renda. Este período se comporta como a imagem do espelho da década “perdida” de 80, quando perdemos nas duas frentes. Estas observações nos remetem ao debate sobre distribuição de renda ocorridas nos anos 70: a conjugação de um processo de crescimento econômico com concentração de renda que caracterizou o chamado milagre econômico brasileiro gerou controvérsias sobre a evolução do nível de bem-estar social.

Essa questão foi recentemente revistada no já clássico texto de Barros e Mendonça (1995). O artigo demonstra, utilizando o conceito de dominância estocástica, que apesar do movimento antagônico do nível e da desigualdade de renda durante a fase do milagre houve uma melhora do bem-estar social. Em outras palavras, como o nível absoluto de renda subiu em todos os décimos da distribuição, pode-se afirmar que houve ganho de bem-estar.

No caso do período pós-Real, como vimos, tanto critérios mais tênues, como o de melhora absoluta de renda de todos os décimos da distribuição de renda (condição de dominância estocástica), quanto condições mais restritivas, como a simultaneidade de aumento da renda *per capita* e de redução da desigualdade de renda,<sup>1</sup> permite-nos afirmar que ocorreu uma melhora inequívoca do nível de bem-estar social no período. Entretanto, a melhora dos indicadores sociais começa a apresentar uma reversão após o episódio da “chegada da crise asiática ao País” em outubro de 1997, retomando a tendência de piora anterior.

## 5 Comparações dinâmicas de distribuição de renda

A PME nos permite acompanhar a trajetória da renda de uma mesma família por curtos intervalos de tempo.<sup>2</sup> Este caráter longitudinal permite-nos analisar de forma desagregada

---

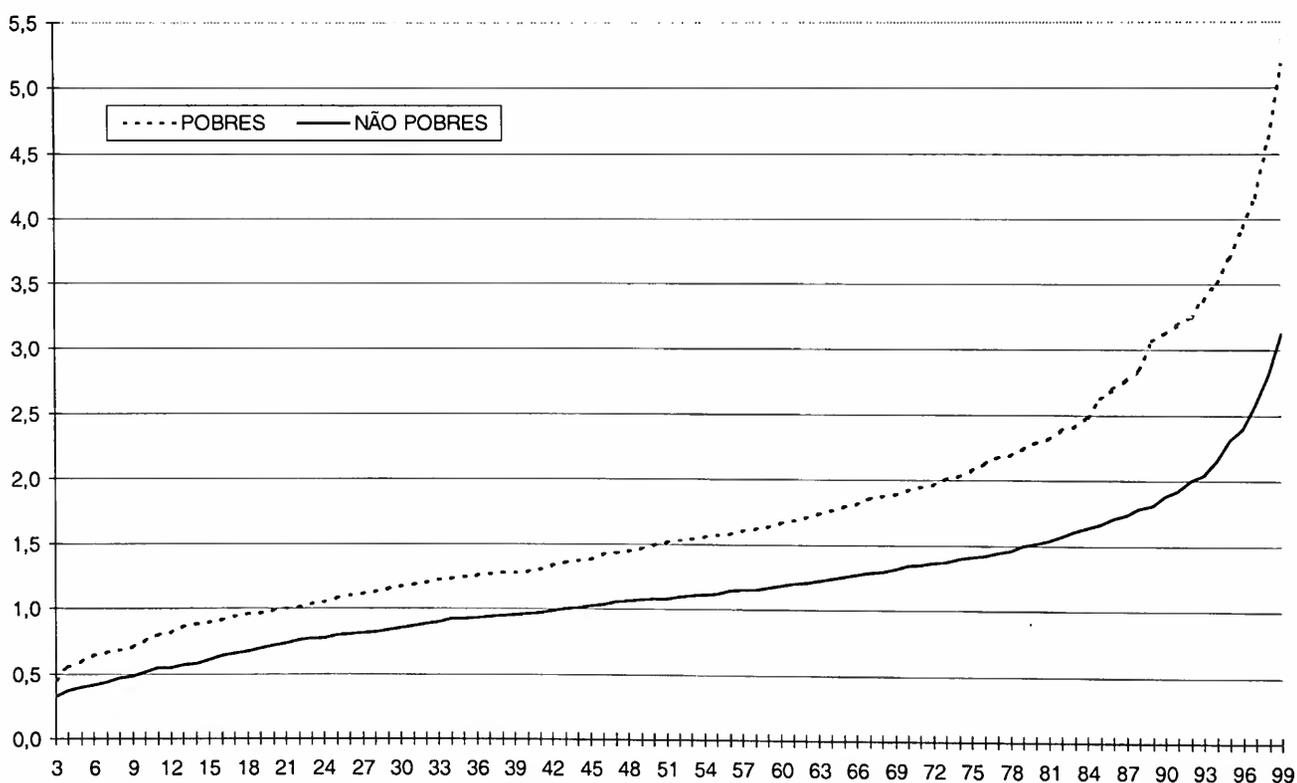
1 Em termos nacionais, o melhor que se pode fazer é comparar os resultados das últimas duas PNADs (1993 e 1995). Em primeiro lugar, a desigualdade se reduziu de 1993 para 1995: os índices de Theil e de Gini caíram de 0,88 e 0,65 para 0,84 e 0,64, respectivamente.

2 O processo de geração da base de dados longitudinais aqui utilizado bem como a avaliação de vieses de seletividade e erros de mensuração de renda são empreendidos em Neri (1996).

as mudanças de renda de um mesmo indivíduo entre dois pontos no tempo. Nesse contexto, a ampliação do critério de melhora de Pareto pode ser aplicada diretamente sem lançarmos mão de hipóteses com anonimato ou de não-ocorrência de inversões de *ranking*.

A opção adotada aqui foi plotar a distribuição cumulativa das mudanças de renda domiciliar *per capita* real da população pobre e da população não pobre. Mais especificamente, plotamos a razão entre rendas domiciliares *per capita* reais (isto é, um mais a taxa de variação das rendas)<sup>3</sup> observadas em setembro de 1995 e setembro de 1994, conforme o Gráfico 2. Este gráfico evidencia que a distribuição das variações de renda real dos pobres domina estocasticamente em primeira ordem a distribuição correspondente à dos não pobres, ou seja, qualquer percentil da distribuição de variantes da renda real dos pobres é sempre superior ao correspondente percentil da distribuição de variantes da renda real dos não pobres.<sup>4</sup>

**Gráfico 2**  
**Distribuição Cumulativa - Fator de Variação da Renda Domiciliar**  
***Per Capita* entre Setembro de 94 e Setembro de 95**



Fonte: PME - As Seis Principais Regiões Metropolitanas.

- 3 A aplicação de taxas de variação ou logaritmos obriga-nos a restringir a amostra aos indivíduos com renda positiva. Essa limitação é particularmente problemática na PME, pois o primeiro decil de renda *per capita* apresenta renda nula.
- 4 Vale anotar que a distribuição cumulativa do Gráfico 2 está com o eixo invertido em relação à representação usual de funções distributivas cumulativas.

Um outro resultado básico do Gráfico 2 é que enquanto 80% das famílias pobres obtiveram aumentos de renda real no período posterior ao lançamento do Plano Real (isto é, a razão de rendas superior à unidade), esta cifra cai para 55% no caso das famílias não pobres. Esta estatística pode ser interpretada como a distância em termos de proporção de famílias em relação à ocorrência de uma melhora de Pareto da distribuição de renda em setembro de 1995 em relação a setembro de 1994, ou seja, estamos medindo diretamente quantos indivíduos faltam para atingirmos a situação, até certo ponto utópica, de que todos os membros de um determinado grupo melhoraram. Note-se que a natureza longitudinal dos dados de renda utilizados nos permite relaxar a hipótese de anonimato (ou, alternativamente, de que não há inversões de *ranking*) na comparação entre distribuições de renda.<sup>5</sup>

Um problema intrínseco das medidas de mobilidade de renda é que elas são afetadas por erros de mensuração de renda com média zero. Ao contrário de medidas como a média ou mediana, no caso de medidas de mobilidade realizações de erros de medida com sinais opostos em geral não se cancelam. Somente quando o coeficiente de correlação dos erros de reportagem individuais ao longo do tempo é unitário (ou seja, os erros são permanentes), as medidas de mobilidade não são afetadas. Dado que erros de reportagem de renda são, em geral, dominados por componentes transitórios, a medida de mobilidade de renda tende, em geral, a estar superestimada. Em outras palavras, erros de mensuração de renda são geralmente seguidos por correções do valor da renda do período seguinte.

É importante notar que no caso de erros de medida transitórios a taxa de variação da renda se move na direção oposta do erro de medida no período subsequente: indivíduos com subestimativas de renda tenderiam a reportar altas taxas de variação de renda no período seguinte, e vice-versa. No caso da nossa aplicação específica, como o critério de seleção de grupos pobres e não pobres também depende do quesito renda, esse problema pode não só superestimar a medida de mobilidade como pode também introduzir um viés na taxa de variação da renda. As famílias cujos indivíduos reportassem rendas subestimadas num dado momento tenderiam a apresentar altas taxas de variação de renda no período seguinte. Similarmente, indivíduos que reportassem rendas superestimadas tenderiam a apresentar baixas taxas de variação de renda no período subsequente. Dessa forma, o uso de medidas de classificação de grupos correlacionadas com o erro de mensuração de renda tende a criar um viés de seletividade, onde o grupo classificado como pobre contém uma parcela desproporcional de indivíduos com rendas subestimadas (i.e., “falsos pobres”) em relação à população total, enquanto o grupo classificado como não pobre tenderia a apresentar uma parcela desproporcional de indivíduos com rendas superestimadas.

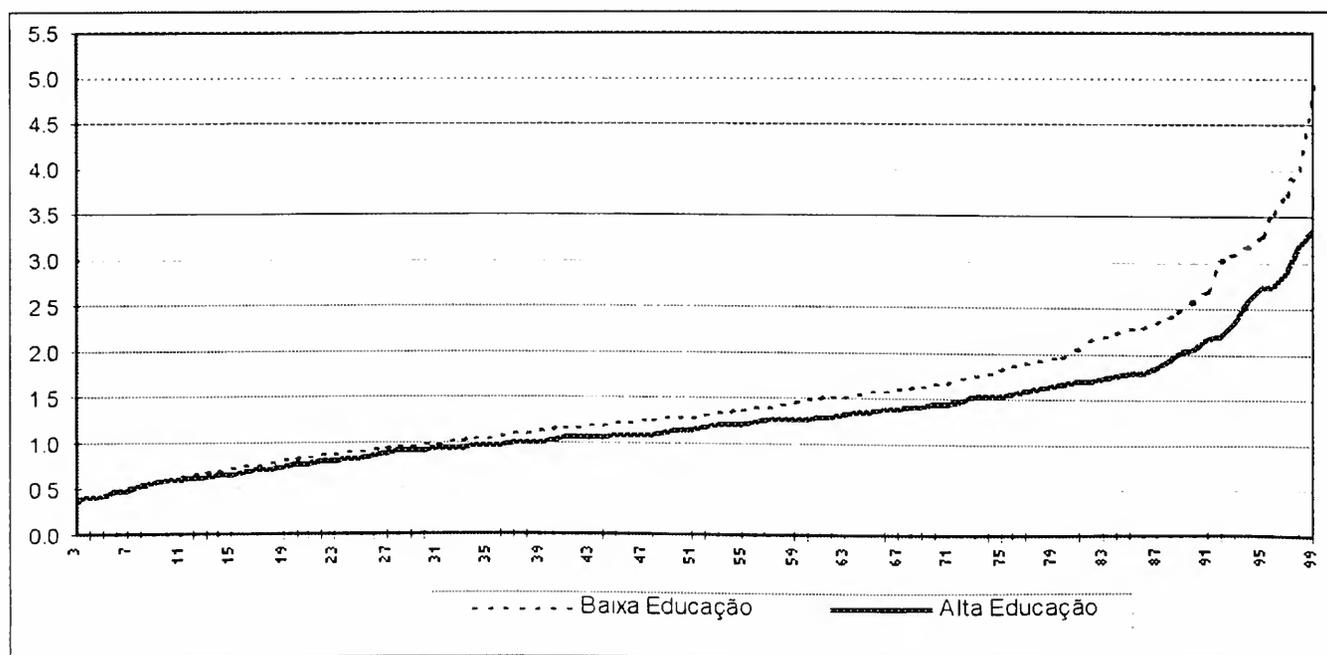
---

5 Shorrocks (1983) e Barros e Mendonça (1995) oferecem boas discussões sobre o conceito de dominância estocástica.

A fim de eliminar esse possível viés para cima das taxas de variação de renda dos pobres (e vice-versa) é necessário utilizar uma aproximação para famílias pobres que seja independente dos erros de reportagem da renda. Seguindo a vasta evidência empírica brasileira sobre o papel da educação formal na determinação da distribuição de renda, a nossa opção foi utilizar a variável escolaridade do chefe do domicílio como divisor de águas (i.e., variável instrumental para renda) entre os segmentos pobre e não pobre da população.

O Gráfico 3 replica o Gráfico 2, exceto que o critério de separação da população pobre da população não pobre deixa de ser o fato de a renda *per capita* estar acima ou não da linha de pobreza, e passa a ser o fato de o nível de escolaridade do chefe da família estar acima ou não de seis anos de estudo. O resultado deste novo critério de classificação é que a distância média entre as distribuições de taxas de variação de renda dos pobres e dos não pobres diminui no Gráfico 3 em relação ao Gráfico 2, o que pode indicar a relevância do viés citado acima. Entretanto, apesar da maior proximidade entre as distribuições, qualquer percentil da distribuição das taxas de variação de renda das famílias mais pobres (isto é, aproximadas pelo nível de escolaridade do chefe) nunca está abaixo do correspondente percentil da distribuição das famílias não pobres. Em outras palavras, o resultado de dominância estocástica de primeira ordem da distribuição dos aumentos de renda dos indivíduos situados na cauda inferior da distribuição em relação à dos demais se mantém.

**Gráfico 3**  
**Distribuição Cumulativa - Fator de Variação da Renda Domiciliar**  
***Per Capita* entre Setembro de 94 e Setembro de 95**



Fonte: PME - As Seis Principais Regiões Metropolitanas.

## 6 Variabilidade temporal e desigualdade de renda

Ganhos de bem-estar social podem ser obtidos pelas vias do crescimento econômico e pela transferência de recursos em direção às camadas mais pobres da população. Transferências de renda entre diferentes indivíduos são desejáveis no Brasil, dados o altíssimo grau de desigualdade e o razoável nível de renda *per capita* observados. A existência de imperfeições no mercado de capitais (inclusos os segmentos de crédito, de seguro e os ativos reais e financeiros), abre também a possibilidade de ganhos de bem-estar social por meio da redistribuição do consumo de cada indivíduo entre diferentes instantes do tempo e estados da natureza. O objetivo dessa seção é analisar a importância desses três componentes na evolução recente do bem-estar social no Brasil.

A tradução da distribuição de renda do trabalho em medidas de bem-estar social envolve, necessariamente, a imposição de hipóteses quanto ao funcionamento do mercado de capitais pois, em última instância, os agentes extraem bem-estar do consumo realizado e não das rendas recebidas. A operação do mercado de capitais permite a suavização do efeito de flutuações da renda sobre o consumo. Num contexto de mercados completos, o conceito de renda relevante corresponderia a uma média da renda esperada durante o horizonte de planejamento dos agentes. Por sua vez, a existência de falhas nos mercados de capitais implica a utilização de uma janela de mensuração de renda mais restrita. Tudo se passa como se as falhas do mercado de capitais truncassem o horizonte de atuação dos agentes.

Dados longitudinais de até quatro meses consecutivos podem ser obtidos a partir da PME. A análise da evolução recente da distribuição da renda familiar *per capita* será feita por meio de três componentes, a saber: a) média de quatro meses do log da renda; b) variância transversal da média de quatro meses do log da renda; c) média da variância temporal do log da renda de cada família em torno da respectiva média de quatro meses do log da renda.<sup>6</sup>

### 6.1 Análise da média

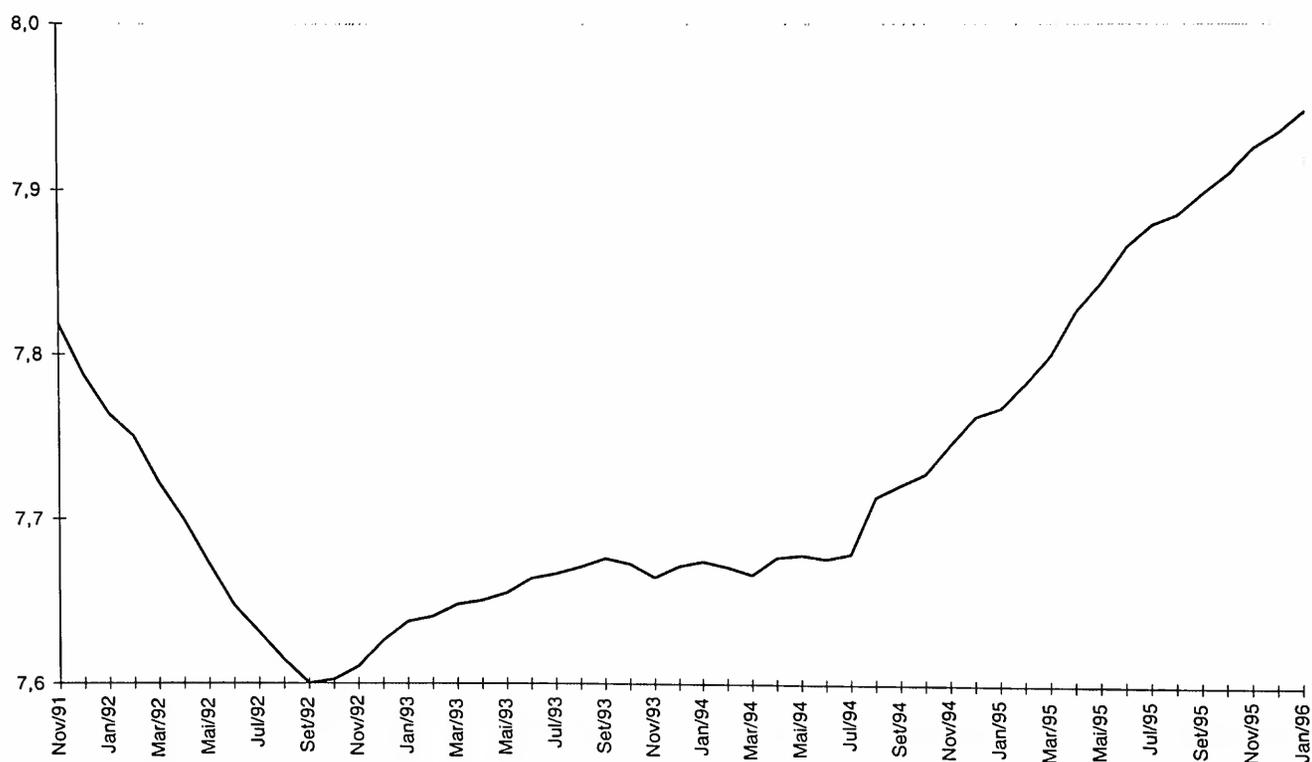
A análise da média de renda familiar *per capita* auferida ao longo de quatro meses nos permite eliminar a sazonalidade das séries mensais apresentadas nas medidas de pobreza e

---

6 Barros e Mendonça (1994) encontraram uma diferença de cerca de 10% entre os Índices de Theil da renda de um e de quatro meses dos chefes de domicílio para a região metropolitana de São Paulo em setembro de 1987.

de desigualdade. À medida que trabalhamos com médias móveis de 12 meses dos três indicadores propostos acima, a média do log da renda não é afetada, de maneira significativa, pelas diferentes janelas de mensuração da renda de cada família possíveis de serem utilizadas. Em outras palavras, como a sazonalidade da série é suprimida, a média do log da renda de quatro meses se situa em níveis bem próximos da média do log da renda computada mês a mês. O Gráfico 4 revela que a evolução da média móvel de 12 meses da média do log da renda de quatro meses apresenta três momentos distintos: a) queda de renda até o final do Governo Collor (outubro de 1992); b) crescimento moderado da renda média até o lançamento do Plano Real (julho de 1994); c) forte crescimento da renda até dezembro de 1995.

**Gráfico 4**  
**Média do LOG da Renda Domiciliar *Per Capita* de 4 Meses**



Fonte PME: São Paulo.

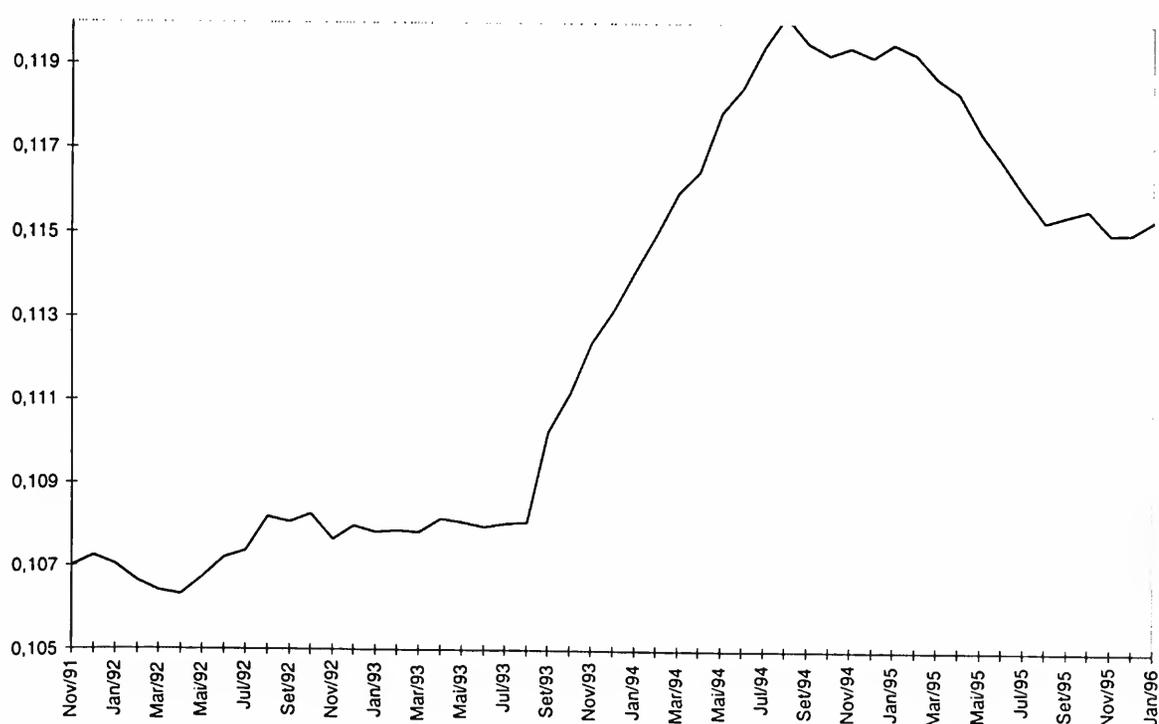
## 6.2 Análise de variância

Os outros dois indicadores mencionados, referentes à variância transversal da média do log das rendas de quatro meses e a variância temporal do log da renda familiar *per capita* ao longo dos quatro meses, são medidas de desigualdade complementares entre si. Analogamente a uma análise de decomposição ANOVA, a soma desses dois componentes perfazem a variância total do log das rendas observadas durante cada período de quatro

meses. Colocando de outra forma, a variância transversal do log da renda para um conjunto de quatro meses, quando os dados de renda de uma mesma família são tratadas de forma independente, pode ser decomposto num termo de dispersão do log da renda de cada família em relação à média de quatro meses e num termo de dispersão transversal da média do log das rendas de quatro meses.

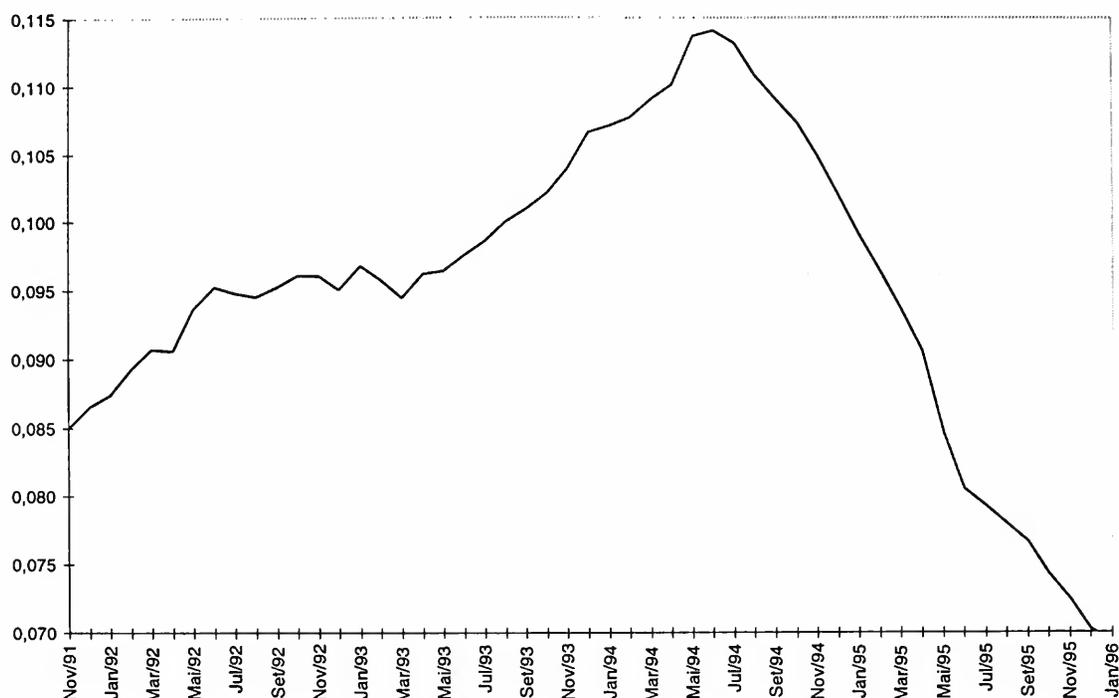
Os Gráficos 5 a 7 ilustram a evolução, ao longo do tempo, de cada um dos componentes da desigualdade e da soma deles. A evolução da média móvel de doze meses da variância transversal do log da renda média de quatro meses (Gráfico 5) revela três fases distintas: a) crescimento bastante moderado até agosto de 1993; b) crescimento explosivo até o lançamento do Plano Real (julho de 1994), quando o efeito da desigualdade de renda observada após o referido plano passa a dominar o aumento da desigualdade observado na época de inflação ascendente; c) queda moderada até o final da série (abril de 1996). No que tange à variabilidade temporal da renda (Gráfico 6), observamos duas fases distintas: a) crescimento contínuo até o lançamento do Plano Real (julho de 1994); b) queda acentuada até o final da série (janeiro de 1996). Entre junho de 1994 a abril de 1996 a variância temporal do log das rendas ao longo de quatro meses consecutivos cai cerca de 40%.

**Gráfico 5**  
**Variância Transversal do LOG da Renda (rdpc) de 4 Meses**



Fonte PME: São Paulo.

**Gráfico 6**  
**Variabilidade Temporal do LOG da Renda Domiciliar *Per Capita***



Fonte PME: São Paulo.

A soma dos dois componentes de desigualdade apresenta uma evolução semelhante à apresentada pela desigualdade da renda média mostrada no Gráfico 5, com uma redução superior no período posterior ao Real. A semelhança dessas duas séries decorre da importância relativa da desigualdade de renda transversal (i.e., entre indivíduos) em relação à desigualdade de renda total (i.e., entre indivíduos e ao longo do tempo). A maior queda dessa última medida no período pós-Real é puxada pela queda de 40% na medida de dispersão temporal das rendas. Em particular, a participação da desigualdade de rendas médias (ou seja, entre indivíduos na desigualdade total) sobe 3,5%. Este resultado evidencia uma superestimativa na queda recente observada na desigualdade *stricto sensu* da renda do trabalho, segundo as principais pesquisas domiciliares brasileiras (e.g., PNAD, PME, etc.).

O grau de interesse sobre cada uma das medidas de dispersão colocadas acima vai depender da extensão das falhas observadas no mercado de capitais. Sob mercados de capitais perfeitos, o único conceito de desigualdade relevante seria a dispersão transversal das rendas médias de quatro meses, pois as famílias seriam capazes de suavizar o consumo ao longo do tempo. Neste cenário a melhora da desigualdade e de bem-estar proporcionada pelo Plano Real estaria superestimada pelas medidas de dispersão transversal das rendas tomadas mês a mês, pois estaríamos erroneamente imputando na medida de desigualdade a brutal queda observada na medida de variabilidade temporal das rendas.

No outro caso polar, se assumirmos a ausência de mercados de capitais as duas medidas vão desempenhar um papel importante, pois o bem-estar das família vai estar inversamente

relacionado com a variabilidade temporal das rendas. Neste cenário, o uso de dados mensais de renda tomados isoladamente seria uma medida mais precisa. Tudo se passa como se a família fosse obrigada a consumir, período a período, toda a renda auferida.<sup>7</sup>

Note-se que a diferença existente entre esses dois componentes de dispersão das rendas não é apenas semântica. É fundamental diferenciar esses dois componentes no desenho de políticas sociais. A redução da desigualdade entre indivíduos requer, necessariamente, transferência de renda entre pessoas ou famílias, como, por exemplo, o programa de renda mínima, o salário mínimo ou um sistema de tributação progressivo. Por outro lado, para minorar os efeitos da variabilidade temporal de renda precisamos dar acesso a melhores mecanismos de transferência de recursos ao longo do tempo (i.e., ativos financeiros, ativos reais, empréstimos, seguros, etc.) ou combater diretamente esse componente de incerteza de renda como, por exemplo, por meio do seguro-desemprego.

Em suma, a análise desenvolvida nessa subseção revela que a melhora verificada nas medidas de bem-estar social observadas a partir do lançamento do Plano Real não se restringiu ao binômio média/desigualdade de renda. Observamos, em particular, uma queda de aproximadamente 40% na variância temporal do log das rendas familiares auferidas ao longo de quatro meses consecutivos. Desenvolvemos ao longo dessa subseção um arcabouço simples para incorporar à análise de bem-estar o efeito dessa mudança na variabilidade temporal das rendas. A principal lição dessa análise é que a extensão da redução da desigualdade transversal da renda observada vai depender do grau de sofisticação e de difusão dos instrumentos financeiros disponíveis na economia brasileira.

## 7 Variabilidade temporal e desigualdade de renda

Dados mensais de rendas de até quatro meses consecutivos, obtidos a partir da Pesquisa Mensal do Emprego (PME), podem ser agregados por diferentes intervalos de tempo na obtenção de medidas de bem-estar social.

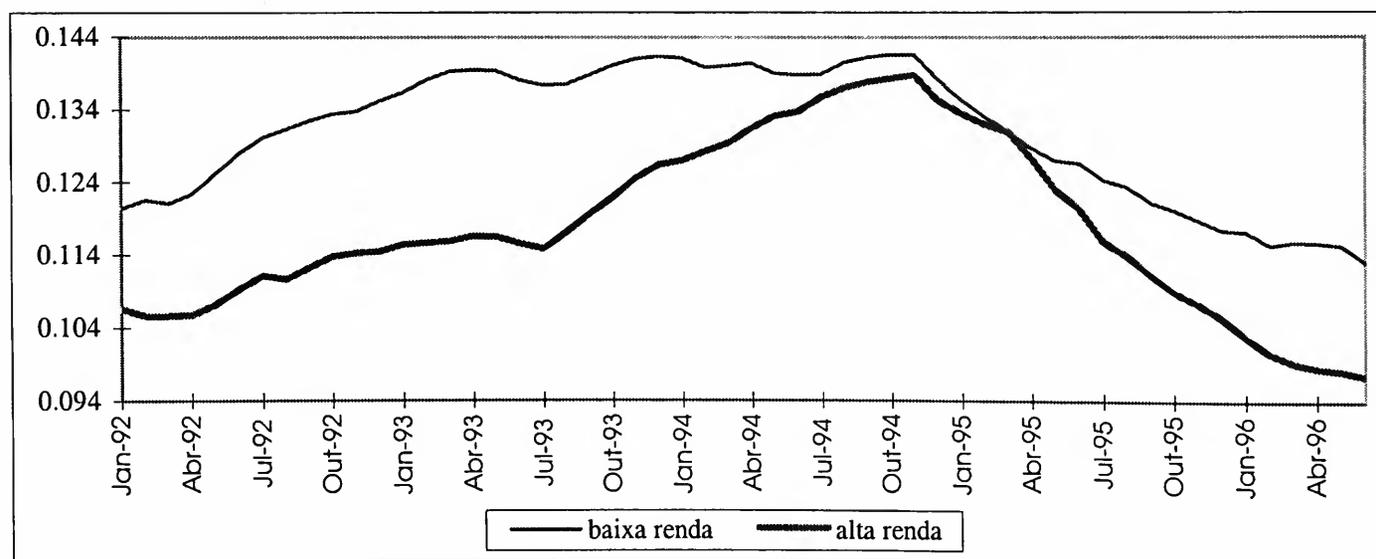
Barros *et alii* (1993) revelaram uma alta variabilidade das rendas na cauda inferior da distribuição. A cada mês cerca de 15% das famílias estão saindo ou entrando na condição de pobreza. Cerca de 40% dos estados de pobreza duram um mês e 60% duram mais de dois meses. Esses dados não permitem analisar o efeito da transição Plano Real sobre a variabilidade de renda, pois eles se referem a uma média para todo o período 1982/1992.

---

7 O mercado de capitais também influencia na escolha de fatores de desconto utilizados nos cálculos das rendas. Este elemento ganha importância no Brasil dados a instabilidade inflacionária e o acesso diferenciado ao mercado de capitais (ver Neri, 1995).

O Gráfico 7 apresenta a média móvel de 12 meses da variância do log da renda *per capita* para dois grupos de indivíduos. À semelhança das séries de variabilidade de renda para a população como um todo, apresentada no Gráfico 5, as séries de variabilidade de renda real para esses dois grupos de renda apresentam um formato de U-invertido, que atinge o ápice na época de lançamento do Plano Real. O grupo de baixa renda apresenta, durante todo o período sob análise, um risco de renda não inferior ao observado para o grupo de alta renda. A razão entre a média da nossa medida de variabilidade de renda para os dois grupos de renda cai de 14,3% no período de alta inflação (de janeiro de 1992 a junho de 1994) para 7,9% no período de baixa inflação (de julho de 1994 a maio de 1996). Este resultado indica que a variabilidade de renda caiu mais para os indivíduos mais pobres da população. Entretanto, como argumentamos na seção 8, a existência de um possível viés de seletividade sugere cuidados na análise de estatísticas de mobilidade de renda cujo critério de classificação se baseia diretamente num corte de renda.

**Gráfico 7**  
**Variabilidade Temporal - Alta Renda versus Baixa Renda**



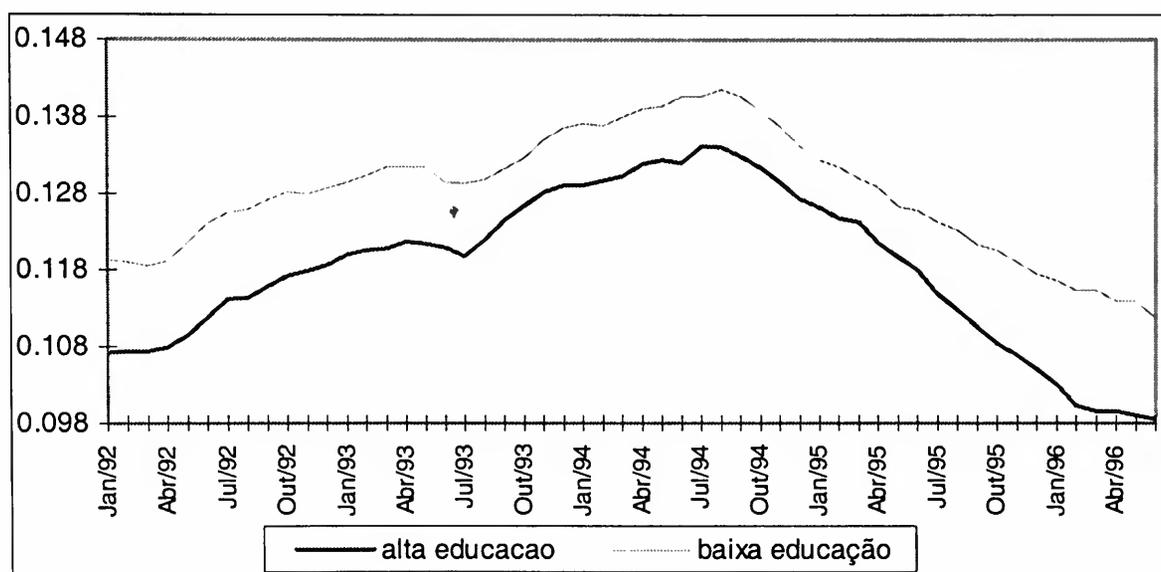
Fonte: PME/IBGE.

O Gráfico 8 replica o Gráfico 7, mas o critério de separação dos grupos de alta renda é instrumentalizado pela mediana dos anos de estudo dos chefes de domicílio. Os movimentos das séries do Gráfico 8 apresentam uma maior conformidade entre si e com a série da população como um todo. A razão entre a média da nossa medida de variabilidade de renda para os dois grupos de renda sobe de 7,6 % no período de alta inflação (de janeiro de 1992 a junho de 1994) para 9,3 % no período de baixa inflação (de julho de 1994 a maio de 1996). Tal resultado indica que as camadas mais ricas foram mais beneficiadas pela maior estabilidade de renda proporcionada pela maior estabilidade dos preços, o que

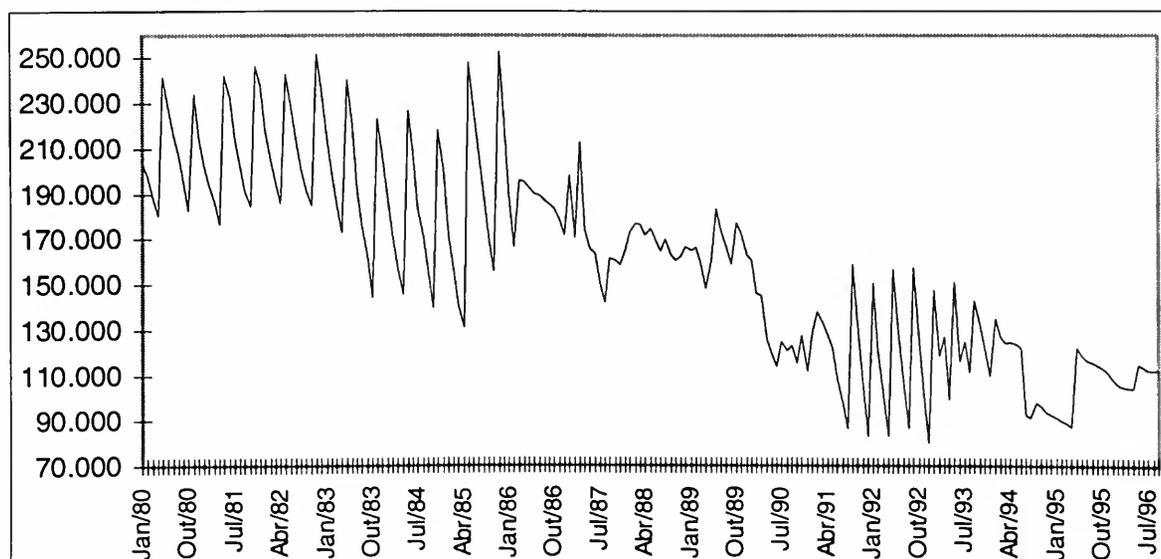
contradiz a análise baseada em cortes diretos por nível de renda. Entretanto, o ponto fundamental que não deve ser perdido de vista é que o Plano Real trouxe consigo uma menor variabilidade de renda para todas as camadas da população.

Como vimos, rendas mais instáveis elevam a importância do mercado de capitais na determinação do bem-estar social. Portanto, para analisar os benesses da estabilização devemos levar em conta como indivíduos de diferentes níveis de renda lidavam com as suas respectivas variabilidades de renda.

**Gráfico 8**  
**Variabilidade Temporal - Alta Educação Versus Baixa Educação**



**Valor Real do Salário Mínimo (a preços de setembro de 96)**



Fonte: PME/IBGE.

## 8 Conclusões

O primeiro passo deste trabalho consistiu em traçar um perfil da pobreza em 1995 utilizando dados da Pesquisa Nacional de Domicílios (PNAD) de 1995. O objetivo final deste exercício foi mapear a incidência da pobreza de acordo com as características do chefe de domicílio (isto é, idade, escolaridade, cor, setor de atividade, região e densidade populacional).

O passo seguinte consistiu na descrição das mudanças da pobreza, da desigualdade e do nível de renda ocorridas ao longo da década de 90. Tal análise apoiou-se em médias anuais de indicadores sociais baseados em renda do trabalho gerados a partir da Pesquisa Mensal do Emprego (PME). Analisou-se a evolução do crescimento, da desigualdade e da pobreza na experiência brasileira recente. A análise empírica centrou-se no conceito de renda familiar *per capita* do trabalho por incorporar e sintetizar uma série de elementos como desemprego e o grau de precariedade das relações de trabalho vigentes na economia. A análise da variação da renda domiciliar *per capita* por décimo de renda revelou que as camadas mais pobres da população experimentaram as maiores reduções de renda nos 12 meses de inflação ascendente que antecederam o lançamento do Plano Real. À medida que caminhamos da cauda inferior para a cauda superior da distribuição de renda, observamos incrementos do nível de renda familiar crescentes. Neste período, o segundo décimo da distribuição apresentou quedas de renda real da ordem de 25%, enquanto o último decil apresentou incrementos de renda da ordem de 10%.

A introdução do Plano Real reverteu a direção do processo cumulativo de concentração de renda até então observado: entre setembro de 1994 e setembro de 1995, os décimos mais baixos da distribuição de renda que experimentavam as maiores quedas de renda no período de inflação ascendente passam a apresentar os maiores ganhos de renda. O segundo décimo da distribuição apresenta ganhos de renda de 30%, e à medida que caminhamos em direção à cauda superior da distribuição os incrementos vão se reduzindo até atingir 8% para o décimo da distribuição. A análise dos períodos anterior e posterior ao lançamento do Real revela o caráter concentrador de renda que o processo inflacionário parece exercer.

Os diversos indicadores de pobreza analisados apresentam uma melhora mais expressiva que os indicadores de desigualdade no período pós-Real, à medida que o plano foi seguido de forte crescimento econômico. No período compreendido entre junho de 1994 e setembro de 1995 o número de pobres caiu entre 12% e 31% dependendo do valor da linha de pobreza assumido e do cômputo ou não das perdas associadas à incidência do

efeito imposto inflacionário. Cabe ainda ressaltar que uma significativa queda da pobreza observada neste período (e.g., 60% de acordo com o *head-count ratio* ( $P^0$ ) usando a linha de pobreza mais baixa) foi contemporânea aos aumentos reais conferidos ao salário mínimo em setembro de 1994 e maio de 1995.

Analizamos em detalhe alguns aspectos dinâmicos do bem-estar social a partir da dimensão longitudinal fornecida pela PME. Em primeiro lugar, a seção 6 aplicou o conceito de dominância estocástica à análise das distribuições das variações da renda familiar *per capita*. Este procedimento nos permitiu relaxar a hipótese de anonimato (ou, alternativamente, que não há inversão de *ranking*) na aplicação do conceito de melhora de Pareto na comparação entre distribuições de renda. A análise do período posterior ao Real revelou que cada percentil da distribuição das variações de renda dos mais pobres esteve sempre acima do correspondente percentil da distribuição das variações de renda do segmento não pobre da população.

A seção 7 desenvolveu um arcabouço simples para incorporar à análise de bem-estar o efeito da variabilidade temporal das rendas condicionado às imperfeições do mercado de capitais. Dada a ocorrência de uma queda de aproximadamente 40% na nossa medida de variabilidade temporal da renda no período pós-Real, a melhora observada na desigualdade vai depender, de forma substantiva, do grau de sofisticação e de difusão dos mercados de capitais brasileiros. Em particular, a participação da desigualdade de rendas médias (ou seja, entre indivíduos) na desigualdade total sobe 3,5%. Este resultado evidencia uma superestimava na queda recente observada na desigualdade *stricto sensu* da renda do trabalho, segundo as principais pesquisas domiciliares brasileiras (PNAD, PME etc.).

Finalmente, a seção 8 avaliou como a variabilidade da renda por nível de renda foi afetada pela estabilização e como a queda da variabilidade de renda causou impacto sobre o bem-estar desses diferentes grupos. A análise revelou que apesar da variabilidade de renda ter caído mais para indivíduos de alta renda, a escassez de instrumentos financeiros para indivíduos situados na cauda inferior da distribuição parece indicar que os maiores benefícios da estabilidade se reverteram para esse grupo.

## Bibliografia

Amadeo, Edward e Neri, Marcelo. Política macroeconómica y pobreza en Brasil. In: Enrique Ganuza, Lance Taylor and Samuel Morley (orgs.), *Política macroeconómica y pobreza en América*

- Latina y el Caribe*. Madrid: Mundi Prensa, 1999.
- Barros, Ricardo P. de, Mendonça R. A evolução do bem-estar, pobreza e desigualdade no Brasil ao longo das últimas três décadas 1960/90. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 25, n. 1, abril 1995.
- Barros, R., Mendonça, R. and Neri, M. The duration of poverty spells in Brazil. *Série Seminários de Estudos Sociais e do Trabalho* n. 25, IPEA, 1993.
- Cardoso, E. Inflation and poverty. National Bureau of Economic Research, *Working paper 4006*, 1992.
- Foster, J., Greer, J., e Thorbecke, E. Class of decomposable poverty measures. *Econométrica*, v. 52, 1984.
- Neri, M. Sobre a mensuração dos salários reais em alta inflação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 25, n. 3, abril 1995.
- \_\_\_\_\_. O imposto inflacionário e o poder de compra das unidades familiares: um modelo aplicado aos Planos Cruzado e Verão. *Revista Brasileira de Economia*, v. 44, n. 4, abril 1990.
- \_\_\_\_\_. *Inflação e consumo: modelos teóricos aplicados ao imediato pós-Cruzado*. Rio de Janeiro: BNDES, 1990.
- \_\_\_\_\_. e Considera, C. Crescimento, desigualdade e pobreza: o impacto da estabilização. Rio de Janeiro: IPEA, *Economia Brasileira em Perspectiva*, v. 1, p. 49-82, 1996.
- Reis E., Issler J. *et alii*. Os determinantes macroeconômicos da poupança no Brasil. DIPES/IPEA, junho de 1996, *mimeo*.
- Rocha, S. Poverty lines for Brazil: new estimates from recent empirical evidence. DIPES/IPEA, janeiro 1993, *mimeo*.
- Shorrocks, A. Ranking income distributions. *Econômica*, v. 50, 1983.

# Desemprego regional no Brasil: uma abordagem empírica\*

Carlos Henrique Corseuil<sup>§</sup>

Gustavo Gonzaga<sup>†</sup>

João Victor Issler<sup>α</sup>

## RESUMO

Este trabalho tem como objetivo analisar a evolução das taxas de desemprego regionais no Brasil. A principal motivação é investigar uma possível semelhança nos movimentos, tanto de curto como de longo prazo, das taxas de desemprego regionais. A análise se baseia em observações mensais dos últimos quinze anos referentes às seis principais regiões metropolitanas brasileiras cobertas pela PME. Identificamos que, à exceção de Recife, os fatores agregados relacionados ao desemprego nacional são extremamente relevantes na determinação do desemprego regional. Como consequência, podemos constatar co-movimentos tanto no curto como no longo prazo entre as taxas das demais cinco regiões e a taxa nacional. O artigo faz também uma decomposição das séries regionais em elementos permanentes e transitórios. Os componentes permanentes seguem uma trajetória bastante semelhante às respectivas taxas de desemprego, o que indica que os choques que incidem sobre estas taxas têm efeitos prolongados.

**Palavras-chave:** desemprego regional, tendências e fatores comuns.

## ABSTRACT

The paper analyzes the evolution of Brazilian regional unemployment rates. Our main goal is to investigate how similar are the unemployment movements across regions, both in the short and the long run. The analysis is based on observation over the 1980-1995 period for the six metropolitan regions covered by Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE), a monthly employment survey. We find evidence that aggregate components are extremely relevant for regional unemployment rates, except for the Recife metropolitan area. We identify short and long-run comovements between the other five metropolitan unemployment rates and the national unemployment rate. The paper also decomposes unemployment series on permanent and transitory elements. The permanent components follow very closely the respective unemployment rates, which indicates the high persistence of the shocks that affect the regional unemployment rates.

**Key words:** regional unemployment, tendencies and common factors.

---

\* Os autores agradecem a André Urani e Alexandre Rands Barros pelos comentários e sugestões a este trabalho, ressaltando que todos os erros remanescentes são de nossa inteira responsabilidade. Os autores também agradecem ao CNPq pelo auxílio financeiro.

§ (EPGE/FGV e IPEA).

† (PUC-Rio).

α (EPGE/FGV).

## 1 Introdução

O desemprego está na ordem do dia e foi a tônica da disputa eleitoral predidencal de 1998. O Brasil é um país curioso nesse aspecto. Historicamente, nos caracterizamos por uma nação com baixa taxa de desemprego e baixa produtividade marginal do trabalhador. Além disso, diferenças regionais se tornaram importantes recentemente. Após a abertura comercial, iniciada em princípios dos anos noventa, os Estados mais industrializados foram os que mais sofreram com o desemprego. Notadamente, observa-se uma taxa maior de desemprego em São Paulo do que no resto do País.

Se, por um lado, a característica de baixa educação, treinamento, etc., de um trabalhador médio implica baixos salários, por outro, a baixa taxa de desemprego implica que, uma vez separado do emprego, esse mesmo trabalhador não encontra muita dificuldade em conseguir alguma outra posição. Um dos problemas desse tipo de raciocínio é a ausência de heterogeneidade quando se usa um “trabalhador médio.” Se uma pessoa desempregada tem menor probabilidade de conseguir um novo emprego *vis-à-vis* um trabalhador já empregado, ou *vis-à-vis* um trabalhador fora da força de trabalho, então o desemprego poderia ser um estado experimentado por poucos, durante muito tempo, ao contrário do que a conclusão acima sugere. Modelos de agentes representativos, que usam dados agregados para um determinado país, sofrem exatamente desse tipo de problema.

De forma semelhante, análises agregadas da taxa de desemprego podem esconder diferenças regionais marcantes. No caso brasileiro, como São Paulo concentra grande parte do setor industrial do País, e o setor industrial foi o que mais sentiu os efeitos da abertura comercial, é natural que o desemprego em São Paulo tenha um comportamento diferente do resto da nação. Se o desemprego for um fenômeno endêmico de uma região do País apenas, e não um fenômeno nacional, políticas específicas de combate ao desemprego deveriam ter um caráter regional, pois políticas nacionais poderiam ser extremamente custosas e gerar resultados medíocres.

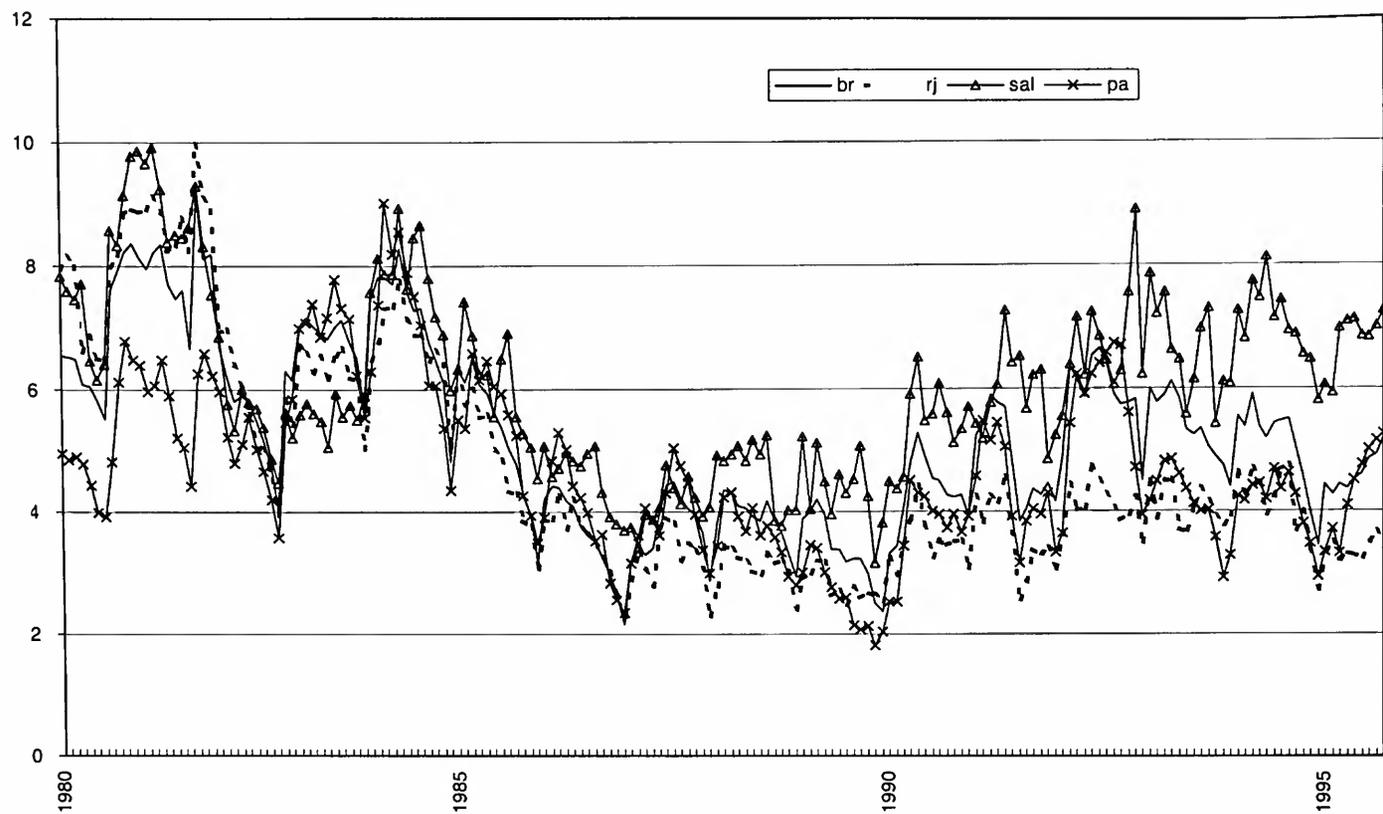
Dada a discussão acima, fica claro que se pode justificar de várias formas o uso de dados desagregados na análise do desemprego. Há vários possíveis níveis de desagregação para estes dados. Pode-se, por exemplo, trabalhar com dados desagregados por domicílio, por setor de atividade ou por região. A carência de estudos regionais em relação aos demais fazem aqueles marginalmente mais valiosos.

Este artigo tem como objetivo analisar a evolução das taxas de desemprego regionais no Brasil, preenchendo uma lacuna nas literaturas de desemprego e de economia regional. Nossa principal motivação é a de investigar uma possível semelhança nos movimentos, tanto de curto como de longo prazo, das taxas de desemprego regionais. Neste tipo de análise admite-se a possibilidade do comportamento de cada região ser determinado por fatores distintos ou comuns. Usam-se observações mensais de junho de 1980 a setembro de 1995 das seis principais regiões metropolitanas brasileiras cobertas pela PME (Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Recife, Salvador e Porto Alegre). As técnicas econométricas de séries de tempo utilizadas modelam conjuntamente os possíveis comovimentos do desemprego tanto no curto quanto no longo prazo, seguindo a literatura de **tendências e ciclos comuns** iniciada por Vahid e Engle (1993); ver Engle e Issler (1995) para um estudo setorial e Carlino e Sill (1998) para um estudo regional.

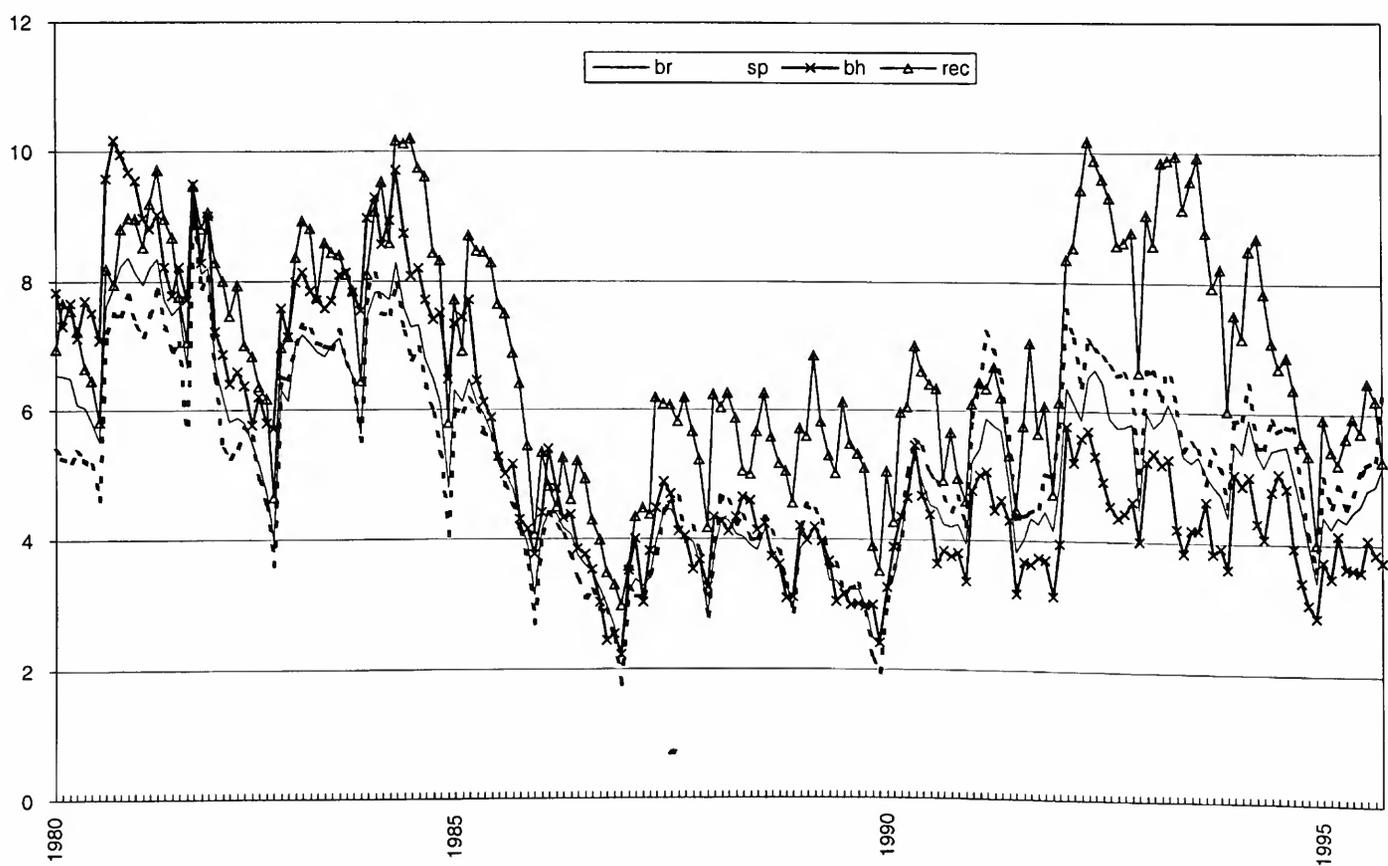
Nossos resultados mostram que, à exceção de Recife, os fatores agregados, relacionados ao desemprego nacional, são extremamente relevantes na determinação do desemprego em cada região, quer no curto, quer no longo prazo. Já fatores regionais são relativamente pouco importantes no Brasil para o período analisado (junho de 1980 a setembro de 1995). Esse resultado básico pouco surpreende. Se compararmos a evolução das taxas de desemprego das seis regiões metropolitanas cobertas pela PME com a taxa de desemprego nacional (Figuras 1 e 2) nota-se que o comportamento destas é muito parecido. Além de permanecerem quase sempre em patamares bem próximos, as oscilações das diversas taxas de desemprego são sincronizadas.

O artigo está organizado da seguinte forma. Nas próximas duas seções são apresentadas uma breve exposição da teoria compensatória e uma resenha dos trabalhos empíricos que investigam a importância dos fatores agregados na determinação do desemprego regional. Em seguida são expostos os resultados da análise empírica, encadeados da seguinte maneira: uma seção descritiva das séries de taxa de desemprego de cada região, abordando com técnicas simples a existência, ou não, de um diferencial persistente entre as taxas; uma seção com os resultados referentes à importância dos fatores agregados na determinação das taxas regionais de desemprego; e uma seção que discute os fatores estruturais das regiões, estimados por meio de um método de decomposição de séries temporais desenvolvido recentemente. A seção 7 apresenta as principais conclusões do trabalho.

**Gráfico 1**  
**Evolução do Desemprego Regional**



**Gráfico 2**  
**Evolução do Desemprego Regional**



## 2 Teoria compensatória

A teoria compensatória é uma teoria de oferta de trabalho baseada no argumento de que existe um equilíbrio entre salário, atratividade e desemprego de uma determinada região. Este equilíbrio seria determinado da seguinte maneira: quanto maior o salário, ou mais atrativa for uma região em relação às demais, mais trabalhadores serão para ela atraídos e, portanto, maior será a taxa de desemprego.

Marston (1985) formaliza este argumento construindo um modelo onde estas três variáveis afetam o nível de utilidade alcançado pelos trabalhadores (ver, também, Hall, 1972). Partindo da hipótese de que os indivíduos de uma economia atribuem o mesmo nível de satisfação a uma cesta representativa dos bens disponíveis para o consumo ( $X$ ) e às características mencionadas ( $A$ ), a função de utilidade indireta dos trabalhadores de uma região pode ser representada da seguinte forma:

$$V(W^+, U^+, A^+) = \max_{\lambda, x} \{ u(X, A) + \lambda [W(1 - U) - X] \}$$

onde  $W$  representa o salário e  $U$  se refere à parcela da força de trabalho desempregada, que é usada aqui como a probabilidade do indivíduo ficar desempregado.<sup>1</sup> O termo da equação multiplicado por  $\lambda$  representa a restrição orçamentária do trabalhador, uma vez que o preço de  $X$  é normalizado para um e  $W(1 - U)$  representa a renda esperada pelo trabalhador naquela região.

As variáveis  $W$ ,  $U$ ,  $A$  são tomadas como dadas para o trabalhador. O resultado do modelo é que, em equilíbrio, o nível de utilidade alcançado pelos trabalhadores deve ser o mesmo em todas as áreas.

$$V(W^*, U^*, A) = K \tag{1}$$

onde  $K$  é uma constante.<sup>2</sup> Note que a igualdade das taxas de desemprego não é uma condição necessária para a igualdade do nível de utilidade indireta. Desta forma, um diferencial persistente entre as taxas regionais de desemprego é um resultado bastante provável do modelo, não devendo, portanto, ser considerado como uma evidência de

1 Os sinais de cada argumento da função  $V$  referem-se ao sinal das derivadas desta função em relação ao argumento.

2 O símbolo “\*” indica o valor de equilíbrio da variável correspondente.

segmentação regional. Este diferencial persistente pode estar sendo causado, por exemplo, por um diferencial (persistente) de atratividade. Diferenciando (1) temos:

$$V_w dw^* + V_u du^* + V_a da = 0$$

Esta equação nos diz que alterações em um dos argumentos da função  $V$  devem ser compensados por alterações em pelo menos um dos outros dois argumentos. No caso de que apenas o desemprego se responsabilize pela compensação, então o seu valor será alterado nas magnitudes indicadas abaixo, dependendo da alteração inicial ter sido observada em  $W$  ou  $A$  respectivamente.

$$\begin{aligned} du^* &= \left| (V_w/V_u) \right| dw^* \\ &\text{ou} \\ du^* &= \left| (V_a/V_u) \right| da \end{aligned} \tag{2}$$

Adota-se esta hipótese com relação à reação das variáveis devido ao fato de que esta teoria foi construída com base nos movimentos migratórios dos trabalhadores. Logo, é razoável supor que a primeira variável a reagir a um desequilíbrio, no que se refere à equação 1, seria a taxa de desemprego da região em questão. Portanto, uma implicação deste modelo é que as taxas de desemprego regionais tendem a ter movimentos muito parecidos dado o mecanismo de propagação de choques via migração.

Vale notar que caso exista alguma barreira para a mobilidade dos trabalhadores entre as regiões, a implicação discutida acima e descrita em (2) não será válida, uma vez que os valores atingidos pela função  $V$  em regiões distintas não necessariamente se igualarão.

Marston mostra evidências, baseadas no censo americano, que corroboram a teoria. Pissarides & McMaster (1990) também testam esta teoria e mostram que no Reino Unido a economia converge para um equilíbrio compensatório no longo prazo.

Savedoff (1992) investiga, de forma alternativa, a validade da teoria compensatória para a economia brasileira. O autor analisa os diferenciais de salários entre as nove principais regiões metropolitanas do Brasil.<sup>3</sup> Seus resultados indicam que, apesar do grau

3 Savedoff usou dados anuais para nove regiões entre 1976 e 1987 (Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Recife, Salvador, Porto Alegre, Curitiba, Fortaleza e Belém), além de dados de três censos demográficos (1960, 1970, 1980) para os Estados correspondentes às regiões.

de integração ter aumentado muito na economia brasileira, inclusive no que diz respeito ao fluxo de trabalhadores entre as regiões, existe um diferencial persistente de salários. Este fato poderia ser explicado por um diferencial compensatório entre graus de atratividade das regiões. No entanto, as regiões com melhores condições de vida (São Paulo e Rio de Janeiro) são exatamente aquelas que apresentam os maiores salários. Savedoff sugere, como provável explicação, o argumento de que as firmas podem resistir a oportunidades de custos de mão-de-obra mais baixos em outra região se a região onde está instalada oferecer outras vantagens, como uma melhor infra-estrutura.

### **3 Os fatores agregados no desemprego regional: uma resenha bibliográfica**

Nesta seção fazemos uma breve resenha da literatura empírica que investiga a relação entre os fatores agregados e as taxas de desemprego regionais de diversos países. Os trabalhos empíricos estão agregados de acordo com os três grupos mencionados na introdução (sensibilidade regional, decomposição de choques e análise de co-movimentos).

O grupo de trabalhos que analisa a sensibilidade do desemprego regional a choques que afetam o desemprego nacional é o mais tradicional para investigar a importância dos choques agregados na taxa de desemprego regional. Os primeiros trabalhos nesta linha, (Thirlwall, 1966 e Brechling, 1967) simplesmente rodam regressões da taxa de desemprego de cada região do Reino Unido na taxa nacional de desemprego. No caso, o valor do coeficiente da taxa nacional de desemprego é uma medida de sensibilidade de cada região a um choque agregado. Se o coeficiente for maior do que um, a região é muito sensível; se for menor do que um, é pouco sensível.

Uma série de trabalhos posteriores apresentaram contribuições, tanto de cunho analítico (Harris & Thirlwall, 1968; Gordon, 1985; e Gordon, 1988) quanto metodológico (Tiller & Bednarzik, 1983; Byers, 1990; e Chapman, 1991), aplicadas a diferentes bases de dados do Reino Unido e dos E.U.A. Apesar das sofisticadas incorporadas em cada um destes trabalhos, o parâmetro de interesse é sempre o coeficiente do desemprego nacional.

Mais recentemente surge um segundo grupo de trabalhos empíricos que procura decompor os choques sobre o emprego industrial regional em fatores agregados, regionais e setoriais. Tanto Altonji & Ham (1990), com dados canadenses, quanto Clark (1991), com dados americanos, partem de uma estrutura VAR do crescimento do emprego de diversas regiões e setores industriais para analisar os choques que incidem sobre esta variável.

Os resíduos do VAR são modelados de forma a agregar um componente de choques nacionais, um componente de choques industriais, um componente de choques regionais e um componente aleatório. Os coeficientes relativos a cada um destes componentes são estimados, gerando as respectivas participações na variância de um choque total. A diferença entre os dois trabalhos está no nível de agregação dos dados e nas restrições feitas para tornar os modelos estimáveis.

Finalmente, o terceiro grupo de trabalhos compara os movimentos simultâneos das taxas de desemprego de diversas regiões. Marchand (1988), por exemplo, filtra a tendência das séries de desemprego de 14 países da OECD e compara os respectivos movimentos de curto prazo por meio do método de análise espectral. Byers (1991) usa a análise de cointegração para verificar se existem componentes comuns nas séries de desemprego das regiões do Reino Unido, tanto no longo como no curto prazo. Os resultados desta análise multivariada indicam a presença dos dois tipos de componentes comuns nas séries de desemprego do Reino Unido.

#### 4 Análise descritiva

As séries de desemprego regional e nacional utilizadas neste trabalho foram extraídas da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE. Esta pesquisa cobre seis regiões metropolitanas (Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Recife, Salvador e Porto Alegre) e os dados que serão utilizados vão de junho de 1980 a setembro de 1995.<sup>4</sup> A taxa nacional da PME é construída a partir de uma média ponderada das taxas regionais, com pesos dados pelo tamanho relativo das PEAs em cada região.<sup>5</sup>

A Tabela 1 revela que todas as regiões apresentam médias das taxas de desemprego relativamente baixas. O maior valor médio, registrado em Recife, está abaixo de 7%. Além desta região, Salvador e Belo Horizonte também apresentam percentuais médios acima da média nacional. Já o Rio de Janeiro, Porto Alegre e São Paulo (em ordem crescente de taxas) apresentam as menores médias de desemprego.

---

4 Em junho e julho de 1992, não há valores disponíveis nas séries devido à não-realização da pesquisa nestas datas, em virtude de uma greve no IBGE. Já em maio e junho de 1993, a taxa de desemprego de Porto Alegre não foi divulgada. Nestes casos, o procedimento adotado aqui foi uma interpolação linear.

5 A série nacional foi construída a partir das séries regionais para os 18 primeiros meses da amostra, com pesos estimados pelas observações dos 120 meses seguintes.

**Tabela 1**  
**Propriedades das Séries de Desemprego Regional**

Regiões	Média dos Valores	Coefficiente de Variação	Valor Mínimo	Valor Máximo
BRASIL	5.228	0.285	2.16	9.18
Rio de Janeiro	4.671	0.391	2.29	9.97
São Paulo	5.279	0.270	1.75	8.96
Belo Horizonte	5.332	0.368	2.21	10.18
Recife	6.843	0.256	2.97	10.21
Salvador	6.080	0.244	3.15	9.91
Porto Alegre	4.694	0.299	1.81	9.02

A primeira questão que nos interessa analisar refere-se à existência ou não de um diferencial persistente entre as taxas de desemprego regionais. Isto pode ser examinado combinando-se os resultados mencionados acima com os referentes à dispersão dos valores das taxas regionais ao longo do tempo, medida aqui pelo coeficiente de variação. A Tabela 1 mostra que justamente Recife e Salvador, que possuem as maiores médias, apresentam os menores coeficientes de variação. Isto pode ser interpretado como uma indicação da existência de diferenciais persistentes, sendo estas duas regiões as responsáveis pelas taxas mais altas durante todo o período analisado.

A coluna que mostra o valor mínimo registrado, no período analisado, pela taxa de desemprego das seis regiões reforça o argumento exposto acima, uma vez que Recife e Salvador também apresentam os maiores valores mínimos. No entanto, Rio de Janeiro e Belo Horizonte apresentam valores máximos maiores que o de Salvador. Note que justamente Belo Horizonte e Rio de Janeiro apresentam os coeficientes de variação mais altos. Este resultado pode estar sinalizando que as taxas de desemprego destas duas regiões não mantêm diferenciais estáveis em relação às demais taxas.

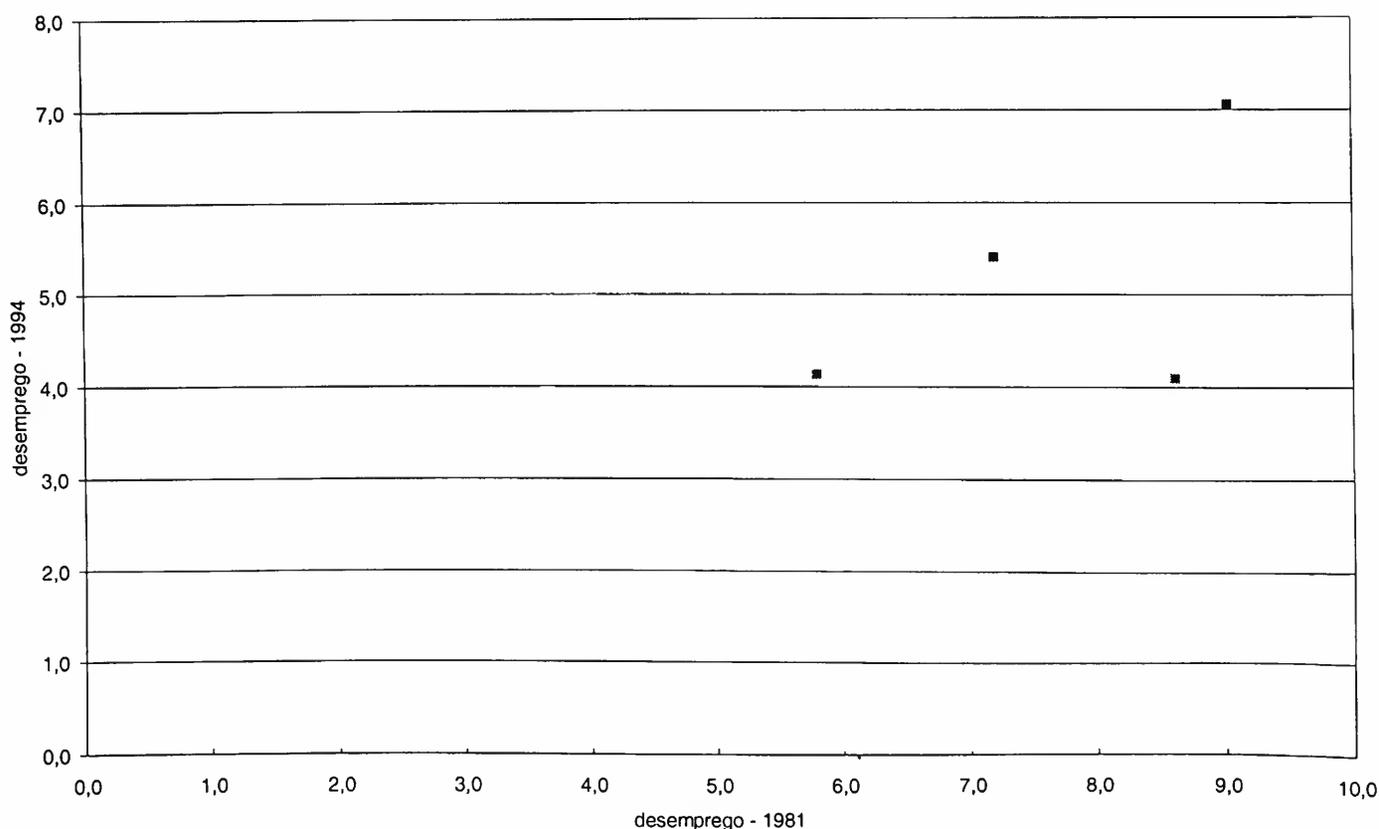
Com vistas a investigar, de forma mais precisa, a existência de um diferencial persistente entre as taxas de desemprego regionais recorreremos a um simples método gráfico utilizado por Blanchard & Katz (1992) e Bentolila & Jimeno (1995) para dados dos E.U.A e da Espanha, respectivamente. O método consiste na construção de um gráfico que identifica se o padrão de apresentar uma taxa de desemprego maior (ou menor) que a média é mantido

em dois instantes do tempo, separados por dez anos, para o primeiro trabalho, e dezessete anos, para o segundo.

No caso espanhol, de alta persistência relativa do desemprego regional, as observações (que correspondem às taxas de desemprego registradas nos anos referidos em cada região) estão distribuídas proximamente a uma reta com inclinação positiva. Já no caso americano, as observações estão mais dispersas, o que indica uma baixa persistência das taxas relativas de desemprego regional.

No caso do Brasil, verifica-se que as séries de desemprego regional apresentam uma baixa persistência relativa. O Gráfico 3 confronta os desempregos regionais médios nos anos de 1981 e 1994. Observa-se que o Rio de Janeiro e Belo Horizonte apresentam alterações em relação ao padrão discutido, confirmando nossos resultados preliminares. Porto Alegre e São Paulo apresentam taxas mais baixas do que a nacional em ambos os anos, e Salvador e Recife apresentam taxas mais altas. O caso brasileiro, portanto, parece estar mais próximo do caso americano de baixa persistência relativa. No entanto, vale ressaltar que nos estudos mencionados o número de regiões é bem maior do que no caso brasileiro.

**Gráfico 3**  
**Persistência do Desemprego**



A segunda questão que nos interessa analisar refere-se à existência ou não de uma persistência absoluta dos choques. Neste caso, testa-se se a taxa de desemprego de uma região afetada por um choque demora para se recompor em termos absolutos, independente do que ocorrer com a taxa nacional ou das demais regiões. Uma forma de se analisar esta questão no caso do Brasil consiste em testar, por meio do teste Dickey-Fuller aumentado (ADF),<sup>6</sup> se as séries de desemprego regional brasileiras contêm raízes unitárias. No caso, a presença de raiz unitária em uma série indicaria que os choques sofridos pela série têm efeitos prolongados, o que é um sinal de persistência absoluta.

Os resultados da Tabela 2 mostram que, ao nível de 5% de significância, não é possível rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária nas variáveis em questão, tanto em nível quanto na forma logit.<sup>7</sup> Este último formato é usado para se evitar o problema de apontar a presença de raiz unitária em uma série cujas observações necessariamente se limitam a uma faixa de valores (no caso do desemprego esta faixa é de 0 a 100).

**Tabela 2**  
**Teste de Raiz Unitária (ADF)**  
**Taxas Regionais de Desemprego**

Região	ADF (p)	t-adf nível	ADF (p)	t-adf logit
BRASIL	6	-2.27	1	-1.95
Rio de Janeiro	1	-2.45	2	-2.03
São Paulo	6	-2.06	3	-2.36
Belo Horizonte	1	-1.95	1	-2.16
Recife	1	-1.94	1	-1.98
Salvador	1	-3.11	2	-2.50
Porto Alegre	10	-2.04	6	-2.38

6 Adotou-se aqui a especificação do teste ADF que inclui constante, tendência, e um número máximo de defasagens igual a 13 meses.

7 Na forma logit, usa-se  $\log[u/(100-u)]$ , onde  $u$  é a taxa de desemprego da região considerada. A série resultante desta transformação pode assumir qualquer valor, atendendo, assim, à condição necessária para se classificar uma série como  $I(1)$  de que, em exercícios de previsão, os valores estimados possuam variância que tende ao infinito.

Em suma, os exercícios acima sugerem que todas as taxas de desemprego regionais brasileiras possuem alta persistência absoluta. Porém, esta persistência não se converte em diferenciais constantes ao longo do tempo, ou seja, as séries possuem baixa persistência relativa.

## 5 A importância dos fatores agregados no desemprego regional: resultados para o Brasil

### 5.1 Sensibilidade regional

Nesta subseção usa-se a análise de cointegração para identificar a importância da taxa de desemprego nacional na explicação das taxas de desemprego regionais do Brasil. A análise é bivariada e consiste em estimar vetores de cointegração entre o desemprego de cada região e o desemprego nacional. Com base no módulo do valor do coeficiente de cada vetor de cointegração (se maior ou menor que um), é feita a classificação da sensibilidade da região a choques agregados (pouco ou muito sensível).

Esta análise foi desenvolvida a partir da especificação Vetor Auto-Regressiva (VAR), segundo o procedimento de Johansen. Cada VAR envolve o logit do desemprego da região em questão, do desemprego nacional, e também uma defasagem destas variáveis (duas no caso de Recife), além de *dummies* sazonais. O número ótimo de defasagens em cada VAR foi escolhido com base no critério de informação de Schwarz.

Os resultados dos testes de cointegração para cada região são apresentados na Tabela 3, e referem-se à especificação com uma constante e uma tendência restrita ao vetor de cointegração para o Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte e Salvador, e sem tendência para Recife e Porto Alegre.<sup>8</sup> São apresentadas duas estatísticas de teste ( $\lambda_{\text{máx}}$  e traço) referentes à hipótese nula especificada na linha em questão e os valores críticos extraídos de Osterwald-Lenum (1992).

---

8 Estas especificações se mostraram melhor do que as outras alternativas de acordo com o teste da razão de verossimilhança.

**Tabela 3**  
**Teste de Cointegração - Regiões e Brasil**

Hip. Nula:  $r = 0$  ; Valores Críticos p/ Recife e Porto Alegre: est. traço 14.1 est.  $\lambda_{\text{máx}}$  15.4  
 Valores Críticos p/ demais regiões: est. traço 19.0 est.  $\lambda_{\text{máx}}$  25.3  
 Hipótese Nula:  $r \leq 1$  ; Valores Críticos para Recife e Porto Alegre: 3.8\*  
 Valores Críticos p/ demais regiões: 12.3\*

Região	est. traço	est. $\lambda_{\text{máx}}$	est. traço e $\lambda_{\text{máx}}$
	p/ r = 0	p/ r = 0	p/ r = 1
Rio de Janeiro	27.89	30.61	2.72
São Paulo	32.44	35.2	2.76
Belo Horizonte	59.58	62.59	3.01
Recife	9.53	13.16	3.63
Salvador	33.51	36.31	2.80
Porto Alegre	15.21	17.86	2.66

\* Neste caso as duas estatísticas apresentam o mesmo valor.

A Tabela 3 nos mostra que Recife é a única região que possui uma série de desemprego que não cointegra com a taxa nacional. As demais regiões apresentam taxas de desemprego que cointegram com a taxa nacional. Há, portanto, uma tendência comum entre cada taxa regional e a taxa nacional de desemprego, com exceção de Recife.

Os vetores de cointegração das demais regiões estão expostos na Tabela 4. O coeficiente da taxa nacional foi normalizado para um. Os coeficientes de todas as cinco regiões estão próximos de um, em valor absoluto. Em São Paulo, o coeficiente do vetor de cointegração é menor do que um em valor absoluto, enquanto nas demais regiões o coeficiente regional é maior do que um, em valor absoluto. Estes resultados sugerem que estas quatro regiões poderiam ser classificadas como muito sensíveis aos fatores agregados.

**Tabela 4**  
**Subespaço de Cointegração entre Brasil e Regiões**

Regiões	Coef. do vetor de cointegração
Rio de Janeiro	-1.037
São Paulo	-0.946
Belo Horizonte	1.091
Porto Alegre	-1.077
Salvador	-1.162

Com vistas a analisar mais rigorosamente o grau de sensibilidade do desemprego de cada região ao desemprego nacional testa-se a hipótese nula de que cada vetor seja igual a (1,-1), supondo-se que o número de vetores de cointegração seja igual a 1 e deixando-se livre o valor da tendência (incorporada neste vetor).<sup>9</sup> Ao nível de 5%, esta hipótese é rejeitada apenas para Belo Horizonte. Nas demais regiões não há evidências para se rejeitar a hipótese nula.

**Tabela 5**  
**Teste da Restrição (1,-1) para os Vetores de Cointegração**

Regiões	p-value
Rio de Janeiro	0.577
São Paulo	0.156
Belo Horizonte	0.028
Porto Alegre	0.614
Salvador	0.120

<sup>9</sup> Ainda que os coeficientes se refiram ao logit das variáveis, este resultado se estende às séries em nível, pois a transformação em questão é monotônica crescente.

Portanto, de acordo com este resultado, apenas o desemprego na região de Belo Horizonte deve ser classificado como muito sensível ao desemprego nacional, uma vez que o coeficiente referente ao seu vetor de cointegração é maior do que um. As demais quatro regiões apresentam uma sensibilidade “normal” já que seus coeficientes do vetor de cointegração podem ser considerados estatisticamente iguais a um. Isto sugere que as taxas de desemprego nestas regiões tendem a realizar movimentos de longo prazo semelhantes aos movimentos da taxa nacional.

Em suma, os resultados desta subseção mostram que cinco regiões metropolitanas brasileiras possuem taxas de desemprego que compartilham movimentos semelhantes com a taxa nacional no longo prazo. Isto nos leva a caracterizar os fatores (choques) agregados como sendo extremamente relevantes na determinação dos movimentos de longo prazo do desemprego regional. Em quatro destas cinco regiões este resultado é reforçado pela não-rejeição da restrição (1,-1) no vetor de cointegração, o que indica que no longo prazo a taxa nacional de desemprego e a da região considerada tendem a realizar os mesmos movimentos.

## 5.2 Análise multi-regional

Nesta subseção utilizamos uma análise multivariada para confirmar a importância dos fatores agregados sobre as taxas de desemprego regionais. A análise multivariada nos permite estudar os co-movimentos das diversas séries não apenas no longo prazo (mediante a análise de cointegração), como também no curto prazo, por meio do uso da análise de cofator.

A análise de cointegração multivariada baseou-se nas relações bivariadas de longo prazo encontradas na seção 5.1. A partir dos cinco vetores de cointegração bivariados lá estimados, é fácil gerar quatro vetores de cointegração multivariados, uma vez que combinações lineares de séries  $I(0)$  geram outras séries  $I(0)$ . A combinação linear utilizada foi escolhida de forma a eliminar a série da taxa nacional de desemprego, já que o interesse aqui é na relação entre as cinco taxas de desemprego regionais. Os quatro vetores de cointegração multivariados resultantes estão na Tabela 6.

**Tabela 6**  
**Subespaço de Cointegração entre as Seis Regiões Metropolitanas**

R.J	S.P	B.H.	Rec.	Sal.	Po.A.
1	-0.912	0	0	0	0
1	0	-1.052	0	0	0
1	0	0	0	-1.121	0
1	0	0	0	0	-1.039

Em relação ao estudo dos co-movimentos das séries no curto prazo, usamos a análise de co-fator, desenvolvida originalmente em Engle & Kozicki (1993). Como se sabe, a análise de co-fator é, na verdade, um complemento da análise de cointegração. Ao invés de se procurar uma relação estacionária ( $I(0)$ ) entre as variáveis, estamos agora interessados em procurar relações que sejam não-estacionárias ( $I(1)$ ), mas desprovidas de ciclo.

No caso da cointegração, a quantidade de vetores ( $r$ ) indica a quantidade de tendências comuns ( $n-r$ ). Já no caso de co-fatores, a quantidade de vetores ( $s$ ) indica a quantidade de ciclos comuns ( $n-s$ ) compartilhados entre as variáveis. Vale ressaltar que as duas análises não são excludentes. Nos casos onde se quer estudar co-movimentos de longo e curto prazos, faz-se primeiro a análise de cointegração, depois constrói-se a representação MVCE (modelo vetor correção de erros) e, a partir desta, faz-se a análise de co-fator.

Os resultados da Tabela 6, portanto, permitem que se construa a representação MVCE, que é a base para a análise de co-fator. Quando a representação VAR, submetida ao teste de cointegração, apresentar apenas uma defasagem das variáveis, então necessariamente haverá um vetor de co-fator.

Os resultados mostram que existem dois vetores de co-fator, o que sugere a existência de co-movimentos das taxas regionais de desemprego também para o curto prazo. Os vetores de co-fator das seis regiões estão expostos na Tabela 7. No entanto, os coeficientes dos vetores de co-fator não podem ser interpretados como medidas de sensibilidade como no caso dos vetores bivariados de cointegração. Não obstante, podemos afirmar que há co-movimentos entre estas séries tanto no longo como no curto prazo, e que as taxas de desemprego destas regiões apresentam quatro ciclos em comum além de duas tendências em comum.

**Tabela 7**  
**Subespaço de Co-Fator entre as Seis Regiões Metropolitanas**

R.J	S.P	B.H.	Rec.	Sal.	Po.A.
0	0	0	1	0	0
1	1.10	0.95	0	-0.89	0.96

## 6 O componente estrutural do desemprego regional

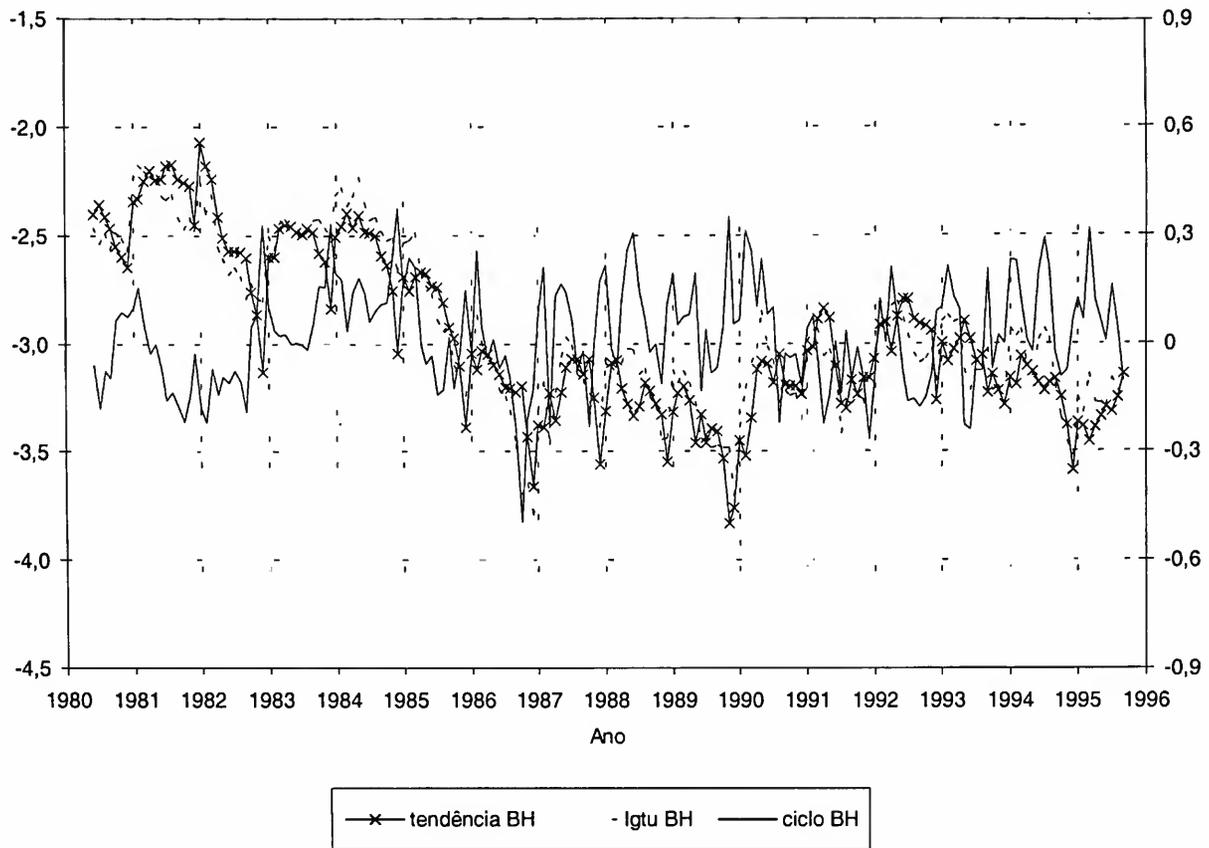
A contrapartida para o fato de cada série de desemprego regional (menos a de Recife) compartilhar um vetor de cointegração bivariado e um de co-fator com a série nacional é de que há uma tendência e um ciclo compartilhados por cada região e a série nacional. Nesta seção explicitaremos esta propriedade derivada da análise de cointegração, por meio de uma decomposição do tipo ciclo-tendência.

Como o número de variáveis nestas análises bivariadas (2) é igual à soma do número de vetores de cointegração e de co-fator (1+1) em cinco regiões, é possível decompor estas séries regionais em componentes de ciclo e tendência, tal como proposto em Engle e Issler (1993). Esta metodologia parte da especificação MVCE e trabalha com os vetores de cointegração e co-fator de tal forma que sejam explicitados os elementos de tendência e de ciclo em comum com a série nacional. A dimensão do ciclo comum indica a importância dos choques transitórios nesta região, enquanto o elemento de tendência está associado a choques cujos efeitos são permanentes.

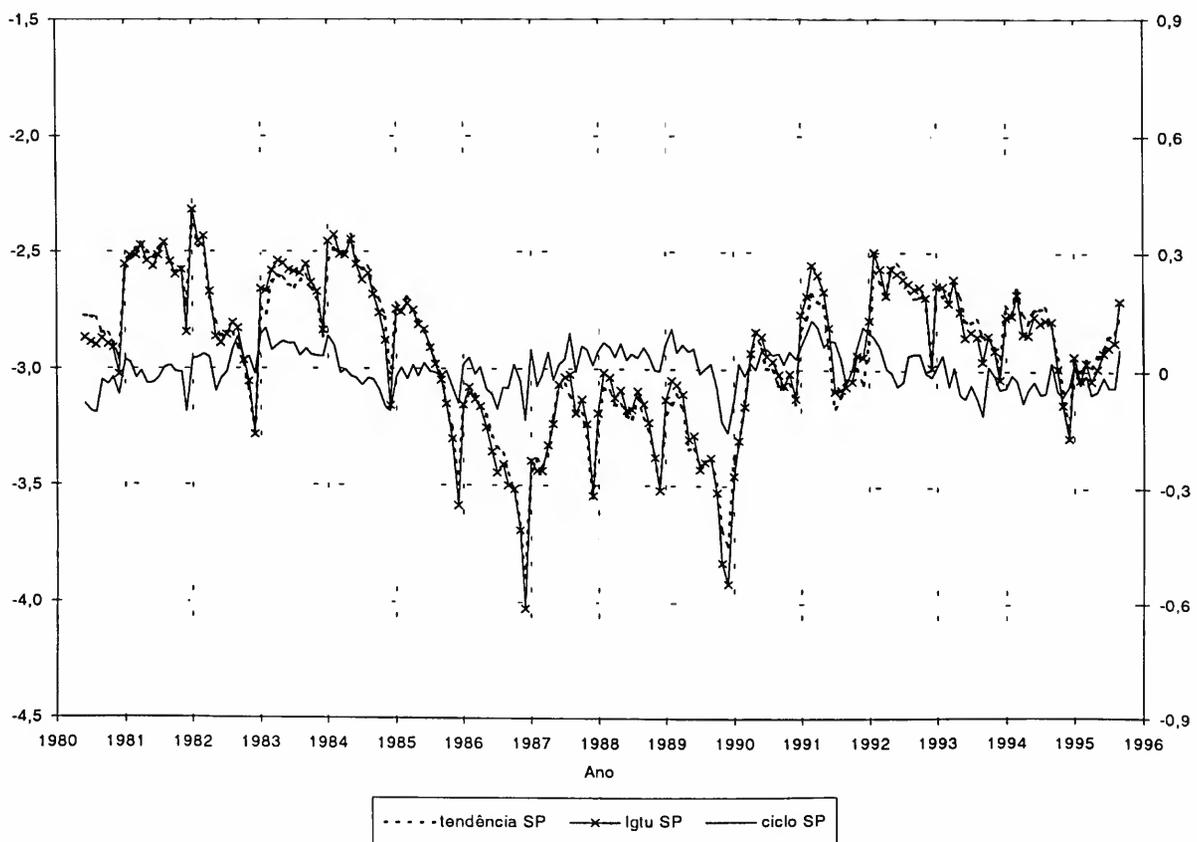
Desta forma, podemos associar estes elementos de tendência compartilhados tanto pela região quanto pelo País a elementos estruturais. Isto porque a tendência exprime o valor esperado para a taxa de desemprego da região analisada num futuro distante, quando todos os efeitos transitórios já não tiverem mais impacto e, portanto, apenas os elementos estruturais estiverem atuando.

Os Gráficos 4 a 8 mostram a decomposição ciclo-tendência das taxas de desemprego das cinco regiões brasileiras que cointegram com a taxa nacional. Os gráficos revelam que, nas cinco regiões metropolitanas, a série de desemprego está muito próxima da tendência, principalmente em São Paulo e no Rio de Janeiro.

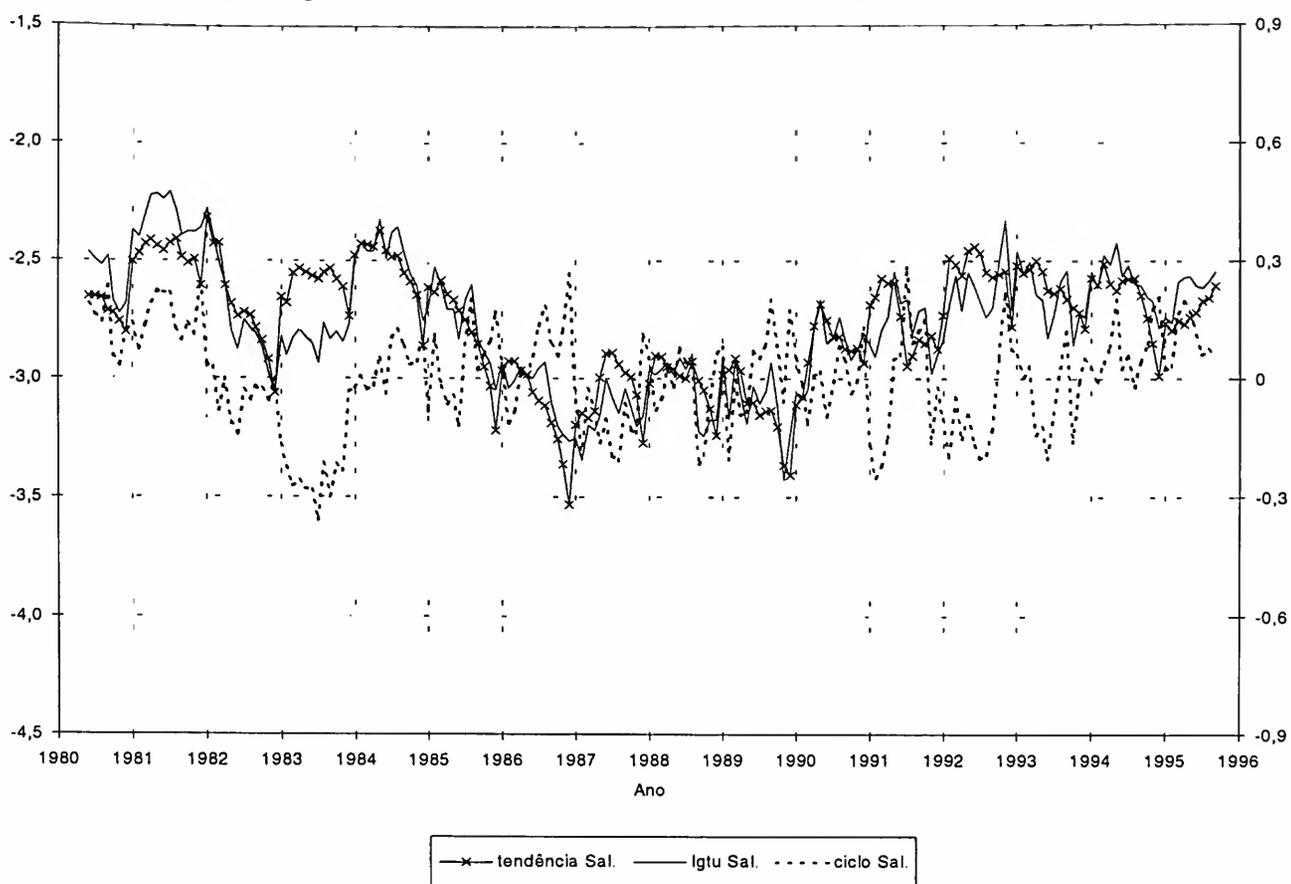
**Gráfico 4**  
**Decomposição Ciclo-Tendência Desemprego BH (logit)**



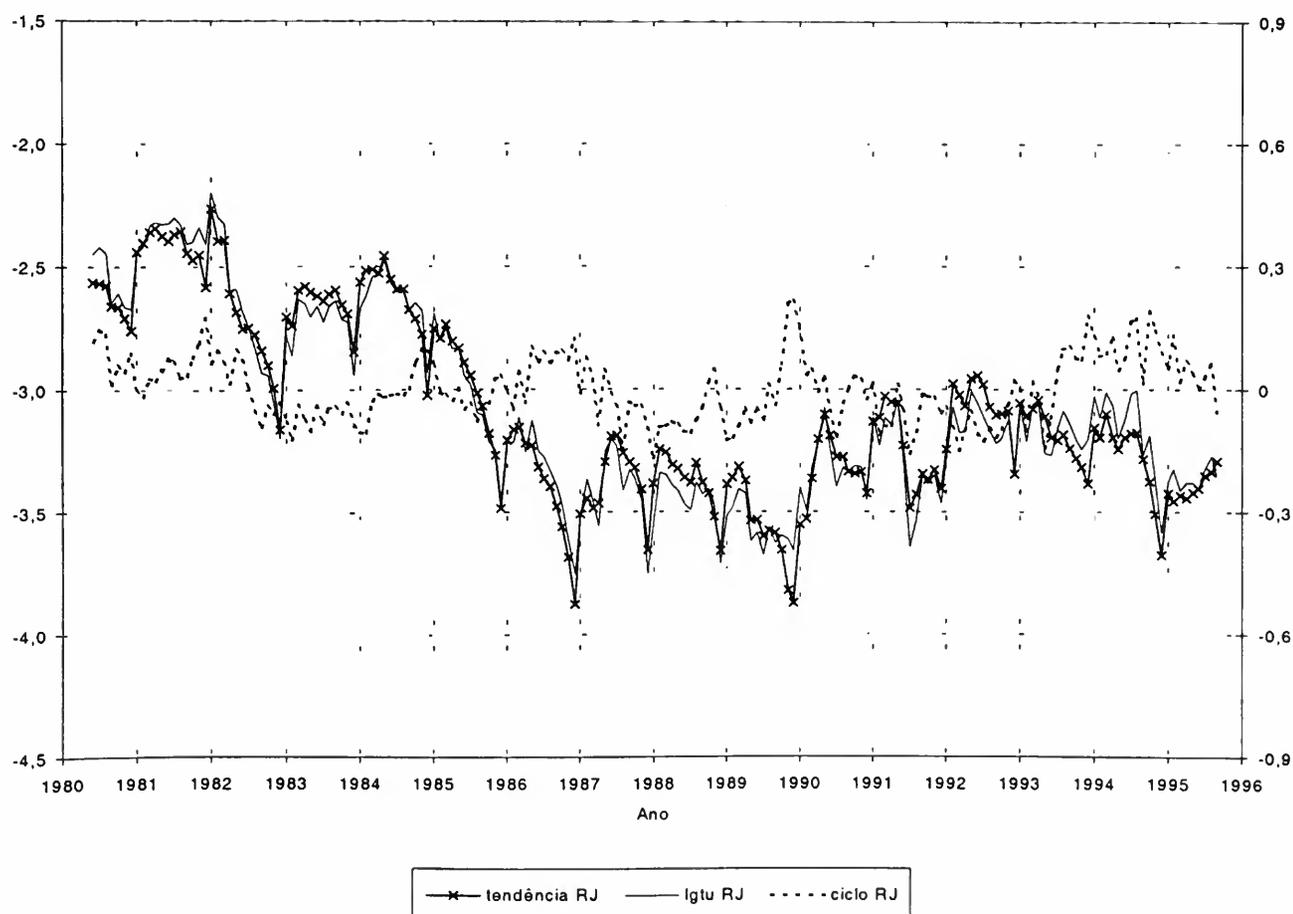
**Gráfico 5**  
**Decomposição Ciclo-Tendência Desemprego SP (logit)**



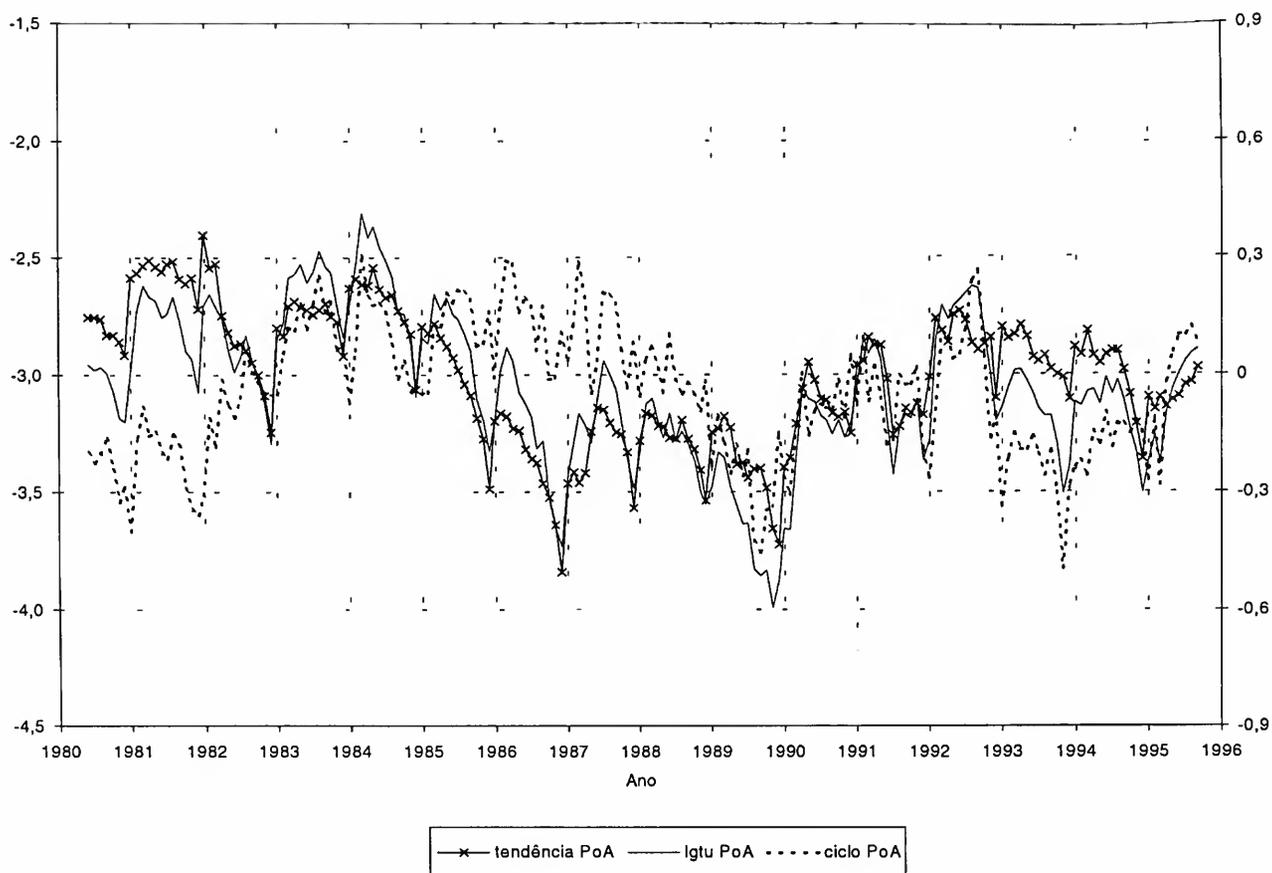
**Gráfico 6**  
**Decomposição Ciclo-Tendência Desemprego Salvador (logit)**



**Gráfico 7**  
**Decomposição Ciclo-Tendência Desemprego RJ (logit)**



**Gráfico 8**  
**Decomposição Ciclo-Tendência Desemprego P. Alegre (logit)**



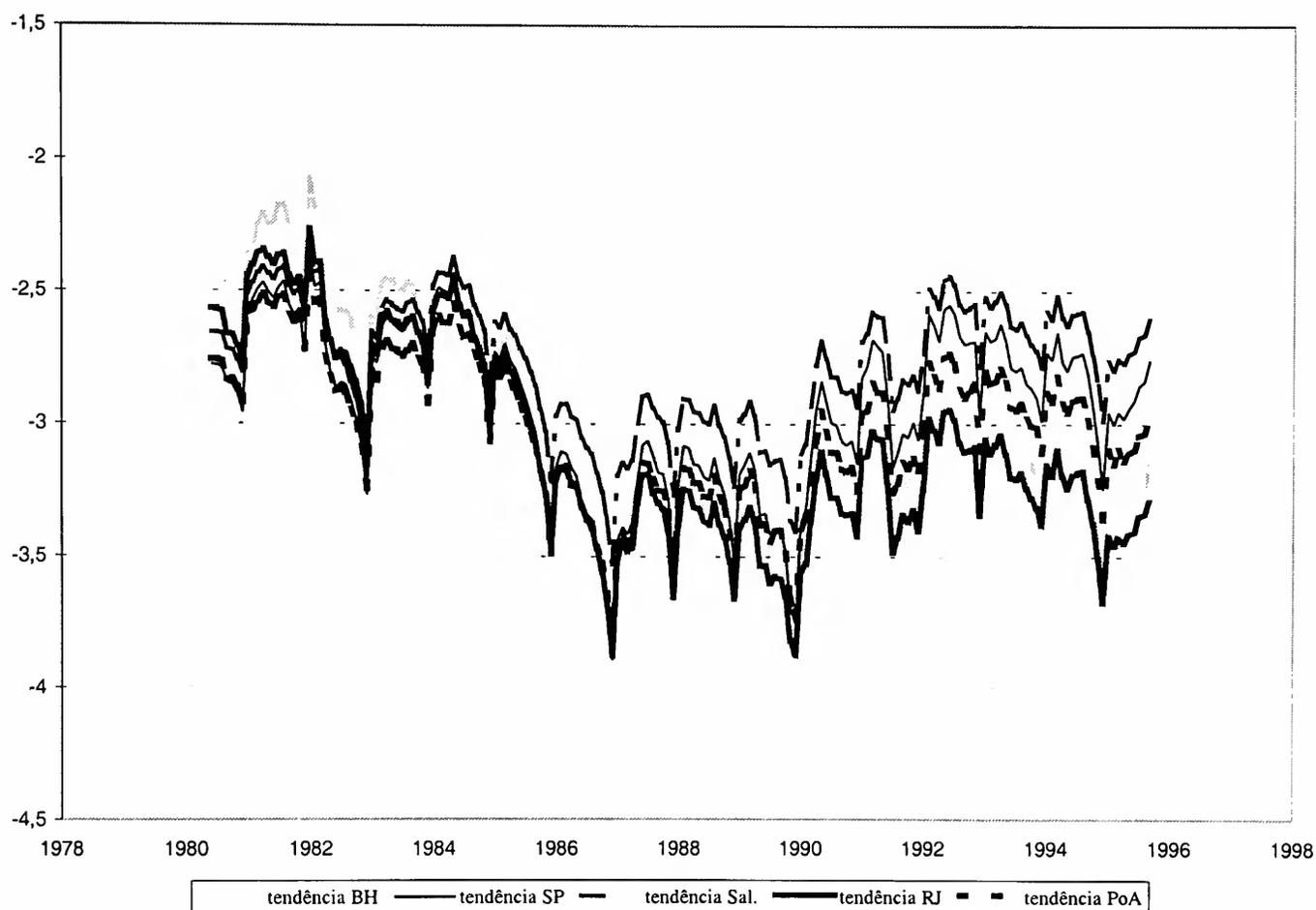
Isto pode estar sinalizando a importância dos elementos estruturais na determinação das taxas de desemprego regionais no Brasil. É claro que tal conclusão pode ser precipitada, uma vez que a metodologia utilizada identifica os componentes de tendência (estruturais) e de ciclo (conjunturais) a partir apenas das próprias séries de desemprego regionais, sem usar informações adicionais referentes a outras variáveis teoricamente associadas a estes dois componentes.<sup>10</sup>

De qualquer forma, se o componente estrutural das taxas de desemprego regionais é de fato o mais importante, políticas de redução do desemprego em cada região deveriam privilegiar medidas que, de uma forma geral, facilitassem o processo de transição de trabalhadores entre os diferentes setores da economia brasileira. Um bom exemplo deste tipo de política seria a melhoria do sistema de informações sobre novas vagas. Mesmo que as evidências mostrem que a taxa de desemprego no Brasil no período analisado é relativamente baixa, o que é um sinal da alta flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro (ver, por exemplo, Gonzaga, 1996), algumas regiões apresentam taxas mais altas, podendo, portanto, se beneficiar de medidas deste tipo.

<sup>10</sup> Para metodologias alternativas de estimação do componente estrutural da taxa de desemprego ver, por exemplo, Layard *et alii* (1991).

No entanto, podemos notar, por intermédio do Gráfico 9, que não há um *ranking* estável entre os componentes estruturais das diferentes regiões. Vale ressaltar também que os componentes estruturais das regiões estão muito próximos uns dos outros, o que reforça a importância dos fatores agregados na determinação destes componentes para as cinco regiões.

**Gráfico 9**  
**Decomposição Tendência Desemprego**



Com base na decomposição ciclo-tendência utilizada acima, pode-se realizar um exercício de decomposição de variância do erro de previsão. Este exercício consiste em calcular o percentual da variância de uma inovação que é atribuído à parte cíclica da série e o percentual atribuído à tendência.<sup>11</sup>

As Tabelas 8 e 9 mostram a parcela da variância do desemprego de cada região, gerada por uma inovação, que é captada pela variância da tendência, para horizontes de tempo

<sup>11</sup> Entende-se por inovação uma mudança no comportamento de uma série que não poderia ser previsto fazendo-se uso apenas do comportamento passado desta série.

distintos. A parcela que é captada pela variância do ciclo corresponde à diferença entre cem por cento e o percentual atribuído à tendência no horizonte em questão. Os resultados indicam que os erros de previsões seriam quase que totalmente explicados por alterações na tendência, o que sugere que os fatores estruturais das séries de desemprego regional são extremamente vulneráveis a choques que incidem nestas séries.<sup>12</sup>

**Tabela 8**  
**Decomposição da Variância - Análise Bivariada**  
**Porcentual Atribuído à Tendência - Método 1**

Regiões	1 mês	1 ano	2 anos
Rio de Janeiro	91.53	98.55	98.02
São Paulo	58.19	59.83	68.78
Belo Horizonte	75.09	91.32	96.55
Porto Alegre	82.09	70.91	97.03
Salvador	73.76	97.25	98.65

**Tabela 9**  
**Decomposição da Variância - Análise Bivariada**  
**Porcentual Atribuído à Tendência - Método 2**

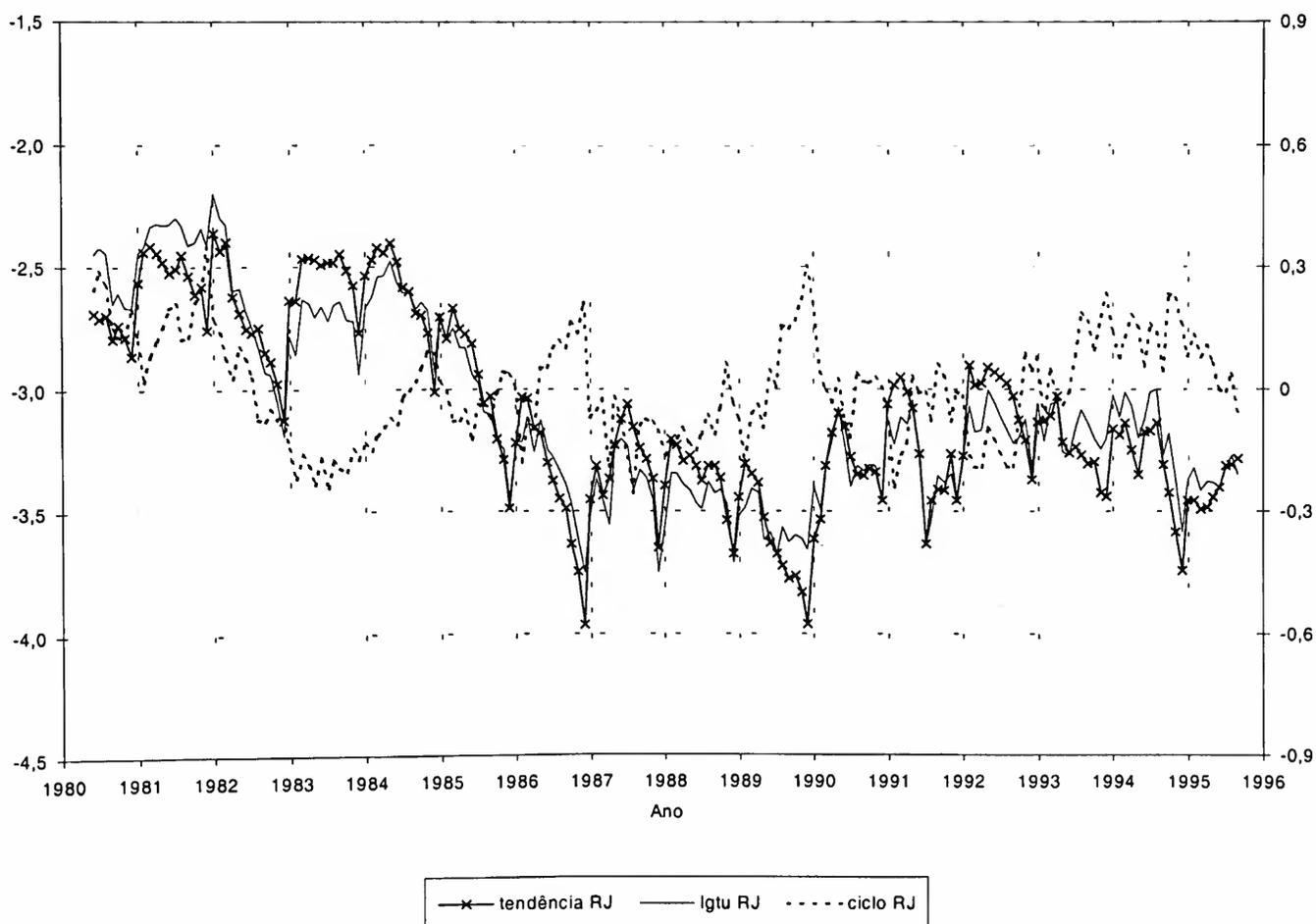
Regiões	1 mês	1 ano	2 anos
Rio de Janeiro	81.36	91.59	95.21
São Paulo	95.15	98.18	98.73
Belo Horizonte	39.76	73.48	84.39
Porto Alegre	56.56	78.57	83.08
Salvador	39.37	73.52	86.74

<sup>12</sup> Quanto mais longo for o horizonte considerado espera-se que o percentual da tendência apresente valores cada vez maiores. Nossos resultados estão de acordo com este padrão de comportamento.

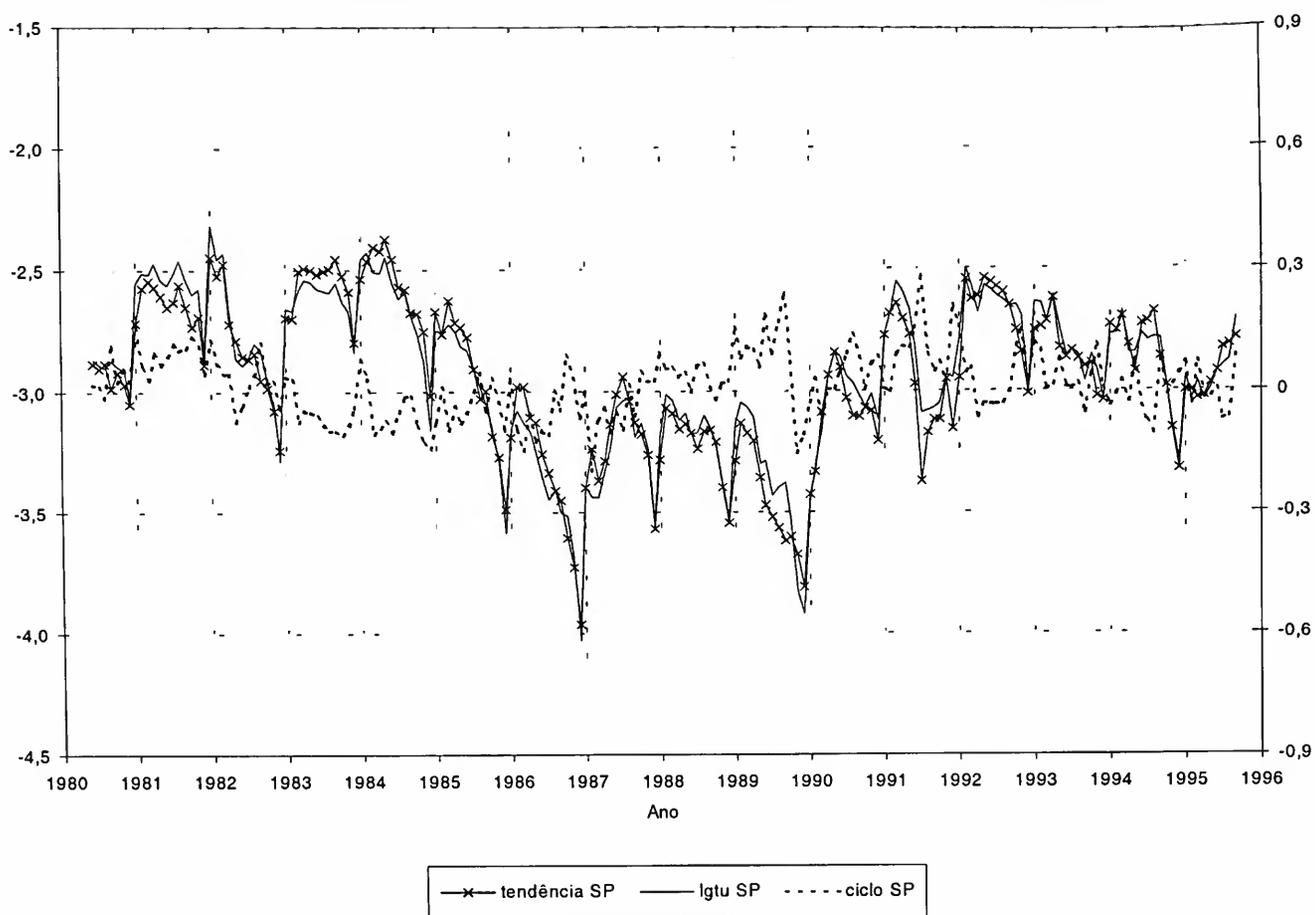
Existem dois métodos de se chegar a estes percentuais, cada qual empregado em uma das tabelas mencionadas. A diferença entre os métodos está em onde foi alocada a parcela captada pela covariância das variáveis em questão quando se constrói uma matriz triangular que é necessária para se chegar a tais resultados.

Esta análise também pode ser feita com os resultados gerados pela análise multivariada, mediante a qual encontramos duas tendências e quatro ciclos compartilhados pelas seis regiões. *A priori*, é de se esperar que exista uma tendência fortemente relacionada com Recife e outra relacionada com as demais regiões. Esta suspeita é confirmada no método de decomposição que faz uso também dos vetores de co-fator (ver Gráficos 9 a 15). Note que em Recife a tendência está colada na série, e nas demais regiões este componente se comporta de maneira bastante semelhante ao correspondente na análise bivariada, o que confirma a importância do componente estrutural de cada taxa de desemprego regional.

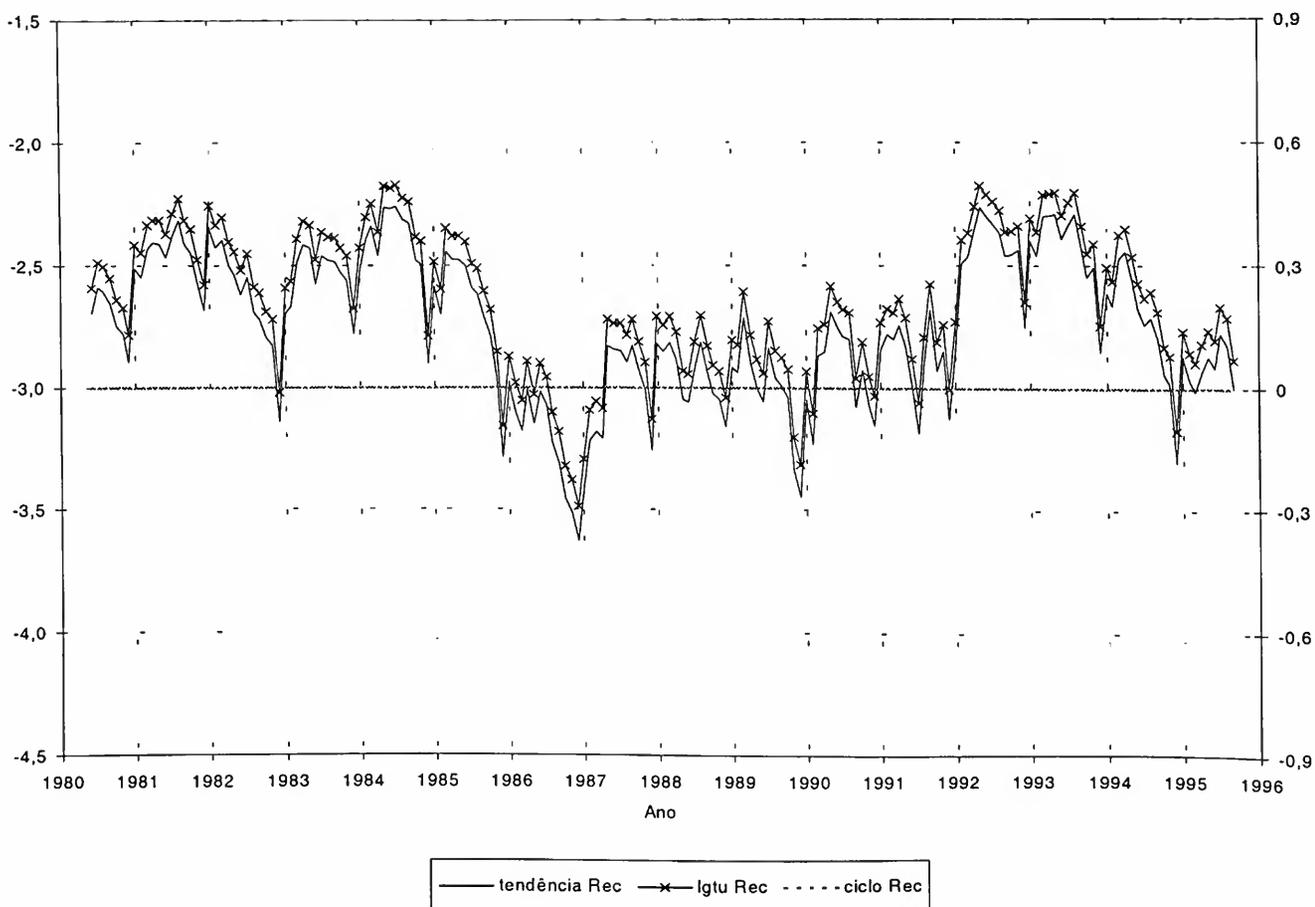
**Gráfico 10**  
**Decomposição Ciclo-Tendência Desemprego RJ (logit)**



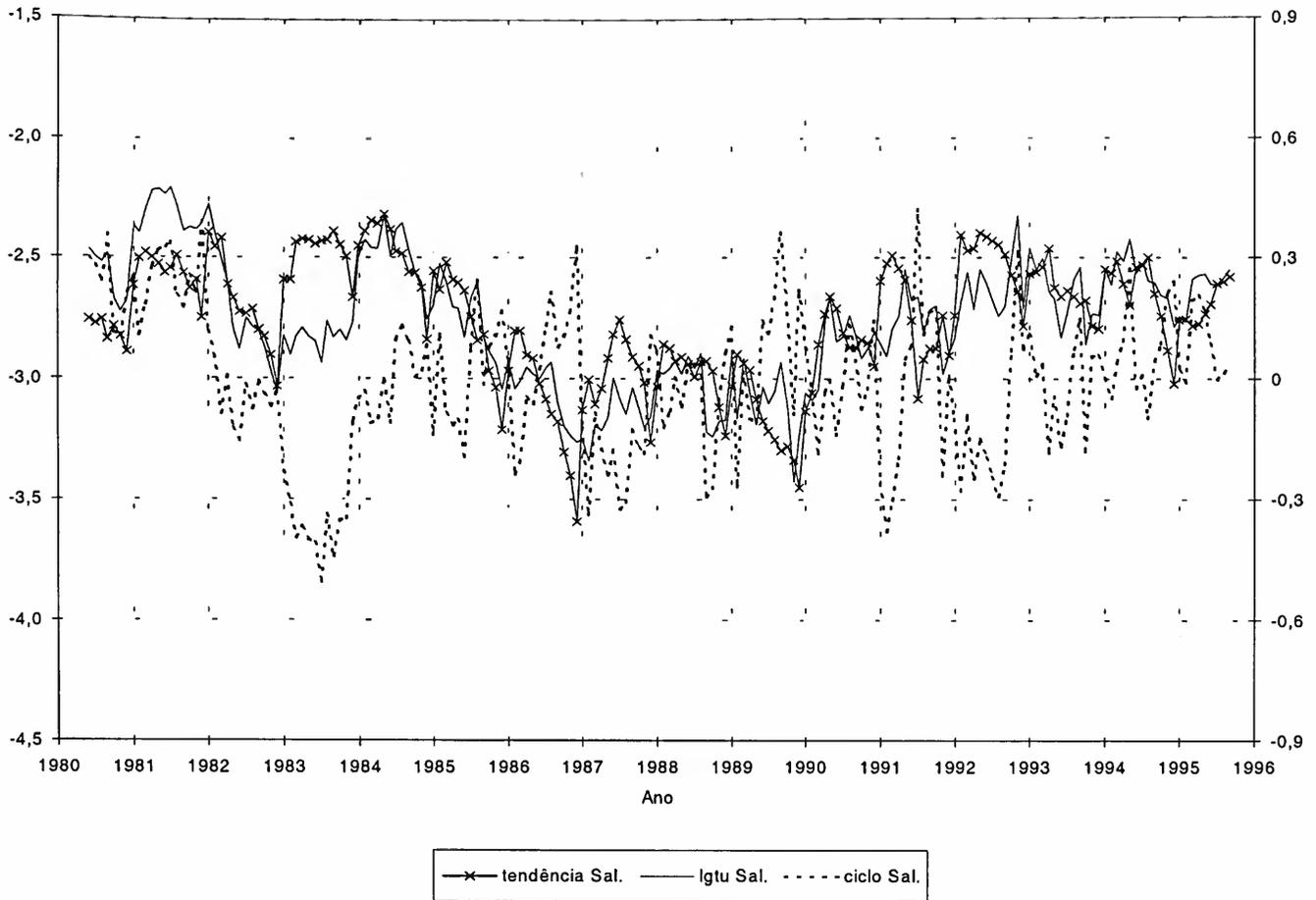
**Gráfico 11**  
**Decomposição Ciclo-Tendência Desemprego SP (logit)**



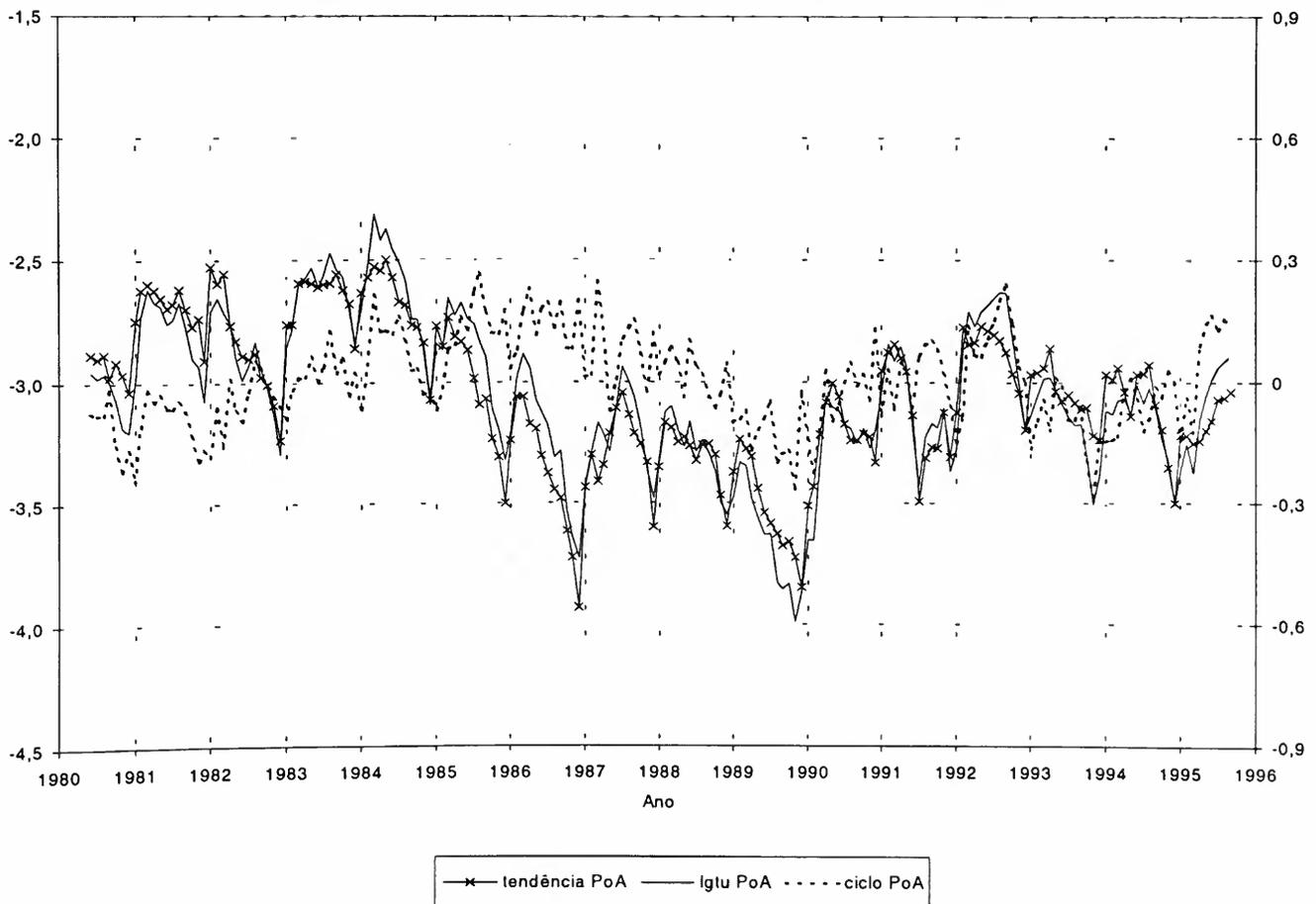
**Gráfico 12**  
**Decomposição Ciclo-Tendência Desemprego Recife (logit)**



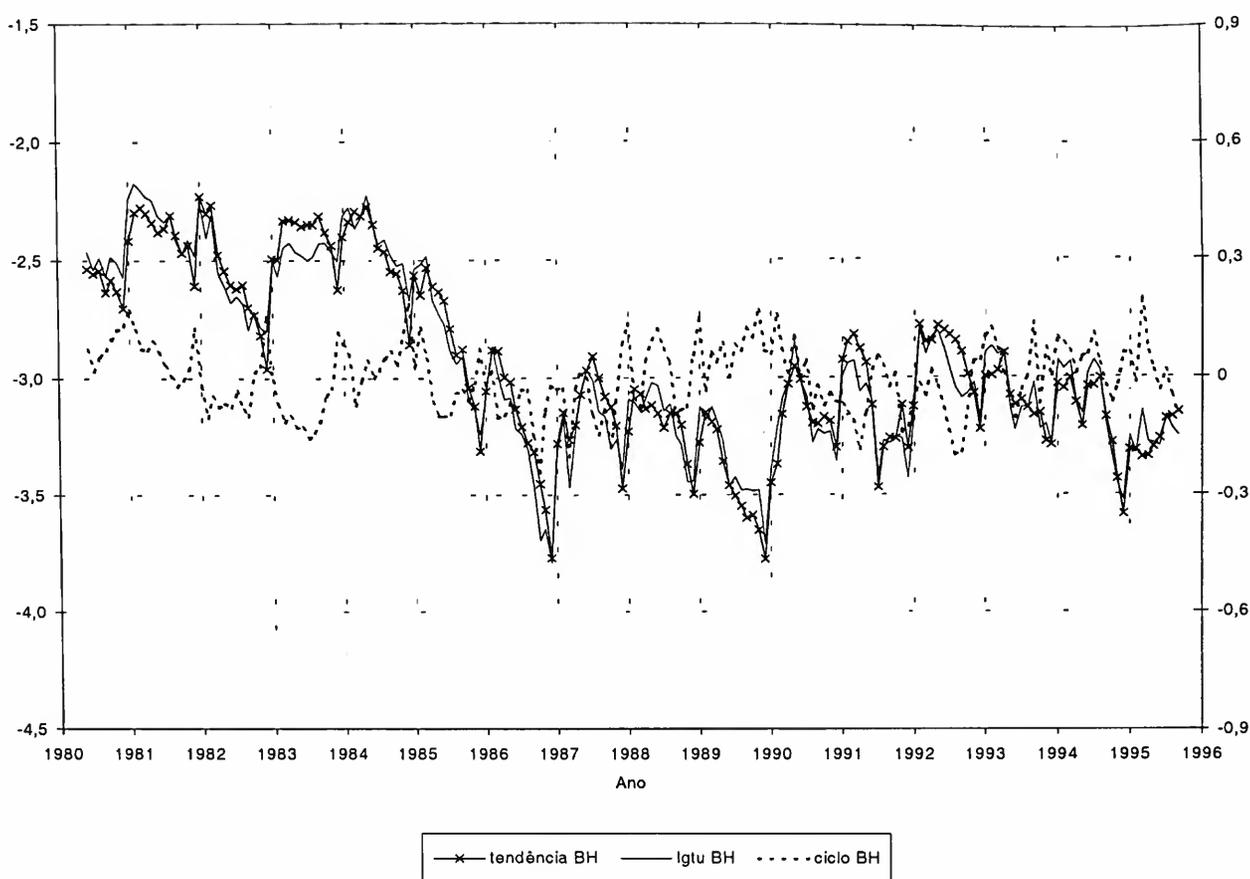
**Gráfico 13**  
**Decomposição Ciclo-Tendência Desemprego Salvador (logit)**



**Gráfico 14**  
**Decomposição Ciclo-Tendência Desemprego P. Alegre (logit)**



**Gráfico 15**  
**Decomposição Ciclo-Tendência Desemprego BH (logit)**



O exercício de decomposição da variância do erro de previsão no caso da análise multivariada também chega a resultados semelhantes aos apresentados nas análises bivariadas. Os resultados deste procedimento são ilustrados nas Tabelas 10 e 11. Novamente, observa-se que os fatores permanentes absorvem a maior parte de algum choque que afete o desemprego regional.

**Tabela 10**  
**Decomposição da Variância - Análise Multivariada**  
**Porcentual Atribuído à Tendência - Método 1**

Regiões	1 mês	1 ano	2 anos
Rio de Janeiro	98.37	97.81	98.94
São Paulo	91.15	91.12	87.57
Belo Horizonte	83.68	99.48	97.11
Recife	99.37	91.92	98.82
Porto Alegre	98.27	83.66	98.91
Salvador	76.55	97.35	97.08

**Tabela 11**  
**Decomposição da Variância - Análise Multivariada**  
**Porcentual Atribuído à Tendência - Método 2**

Regiões	1 mês	1 ano	2 anos
Rio de Janeiro	81.42	90.03	95.24
São Paulo	84.36	95.89	97.00
Belo Horizonte	72.69	89.84	93.05
Recife	100.0	100.0	100.0
Porto Alegre	80.71	92.29	95.49
Salvador	29.65	77.00	86.01

Os resultados referentes a Recife, tanto na decomposição da série como na decomposição da variância, devem ser analisados com cuidado. Os elementos de tendência refletem a parcela do desemprego da região que pode ser atribuída a fatores compartilhados com as demais regiões. Como o desemprego em Recife não é influenciado pelo comportamento do desemprego do Brasil (a série de desemprego desta região não cointegra com a série nacional), a sua tendência reflete fatores exclusivos a esta região.

## 7 Conclusões

As evidências mostradas neste trabalho em relação aos movimentos das séries de desemprego regional no Brasil contestam o argumento de que os fatores agregados têm maior influência no curto prazo, enquanto os fatores estruturais da região explicam o comportamento das séries no longo prazo. Na verdade, os resultados indicam que tanto os fatores agregados como os fatores estruturais exercem forte influência sobre o comportamento do desemprego regional no curto e longo prazos.

Mostramos também que parece haver uma persistência relativa do desemprego nas regiões com maiores taxas médias (Recife e Salvador). No entanto, há sinais de baixa persistência relativa quando se considera o grupo das seis taxas regionais de desemprego brasileiras. Por outro lado, em todas as seis regiões os choques sobre as taxas de desemprego parecem ter efeitos prolongados por um longo horizonte de tempo.

As análises bivariadas de cointegração comprovam que o desemprego nacional exerce forte influência sobre o desemprego das regiões metropolitanas no longo prazo, com exceção de Recife. O estudo dos co-movimentos de curto e longo prazo, via a análise multivariada de cointegração e de co-fator, indica que os mesmos fatores que são fundamentais na determinação do desemprego nacional também o são na determinação do desemprego das cinco regiões em questão.

Finalmente, estimativas do componente de tendência das taxas de desemprego de cinco regiões metropolitanas (Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Salvador e Porto Alegre) revelaram que, em todas estas regiões, os fatores estruturais (de tendência) se mantêm em níveis muito próximos aos das respectivas taxas de desemprego.

### Referências bibliográficas

- Altonji, J. & Ham, J. Variation in employment growth in Canada: the role of external, national, regional, and industrial factors. *Journal of Labor Economics*, 8, S198-236, 1990, supplement.
- Bentolila, S. & Jimeno, J. Regional unemployment persistence: Spain 1976-1994. *C.E.P.R. Discussion Paper n. 1259*, 1995.
- Blanchard, O. & Katz, L. Regional evolutions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, p. 1-75, 1992.
- Brechling, F. Trends and cycles in British regional unemployment. *Oxford Economic Papers*, 19, p. 1-21, 1967
- Byers, J. D. The cyclical sensitivity of regional unemployment: an assessment. *Regional Studies*, 24, p. 447-453, 1990.
- \_\_\_\_\_. Testing for common trends in regional unemployment. *Applied Economics*, 23, p. 1087-1092, 1991.
- Clark, T. Nation, region-specific, and industry-specific shocks as sources of fluctuations in U.S. Regions and industries”, 1991, *mimeo*.
- Chapman, P. The dynamics of regional unemployment in the UK, 1974-89. *Applied Economics*, 23, p. 1059-1064, 1991.
- Engle, R. & Kozicki, S. Testing for common features. *Journal of Business & Economic Statistics*, 11, p. 369-380, 1993.

- Engle, R. & Issler, J. V. Estimating common sectoral cycles. *Journal of Monetary Economics*, v. 35, p. 83-113, 1995.
- Gonzaga, G. Rotatividade, qualidade do emprego e distribuição de renda no Brasil. *Texto para Discussão* n. 355, Rio de Janeiro, Brasil:PUC, 1996.
- Gordon, I. R. The cyclical sensitivity of regional employment and unemployment differentials. *Regional Studies*, 19, p. 95-110, 1985.
- \_\_\_\_\_. Evaluating the effects of employment changes on local unemployment. *Regional Studies*, 22, p. 135-147, 1988.
- Hall, R. Turnover in the labor force. *Brookings Papers on Economic Activity*, III, p. 709-64, 1972.
- Harris, C. P. & Thirlwall, A. P. Interregional variations in cyclical sensitivity to unemployment in the United Kingdom, 1949-1964. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 30, p. 55-66, 1968.
- Layard, R., Nickell, S. & Jackman, R. *Unemployment: macroeconomic performance and the labour market*. Oxford University Press, 1991.
- Marston, S. Two views of the geographic distribution of unemployment. *Quarterly Journal of Economics*, fev. 1985.
- Marchand, C. Structural and cyclical factors in the transmission patterns of unemployment in OECD countries. *Regional Studies*, 22, p. 121-134, 1988.
- Osterwald-Lenum, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, n. 3, 1992.
- Pissarides, C. & McMaster I. Regional migration, wages and unemployment: empirical evidence and implications for policy. *Oxford Economic Papers*, 42, p. 812-831, 1990.
- Tiller, R. & Bednarzik, R. The behavior of regional unemployment rates over time: effects on dispersion and national unemployment. *Journal of Regional Science*, 23, p. 479-499, 1983.
- Savedoff, W. *Regional wage differences in Brazil's urban labor markets*. Tese de Doutorado da Universidade de Boston, 1992.



# Inflação e dispersão de preços relativos: qual a direção de causalidade?

Vera Lucia Fava<sup>§</sup>  
Denise Cavallini Cyrillo<sup>§</sup>

## RESUMO

Este trabalho trata da relação de causalidade entre inflação, dispersão e assimetria da distribuição de preços relativos. Os dados utilizados são os preços de um subconjunto dos insumos que compõem os Índices de Preços de Obras Públicas elaborados pela Fipe. O período analisado estende-se de jan/1977 a dez/1997. Duas abordagens teóricas são testadas: a teoria do *menu costs* e a hipótese de resposta assimétrica dos preços a choques aleatórios. Os resultados não dão suporte à primeira em razão da dupla causalidade entre inflação e dispersão de preços relativos. A segunda abordagem só não é refutada em um dos subperíodos estudados.

**Palavras-chave:** inflação, preços relativos, construção civil, causalidade de Granger.

## ABSTRACT

This paper focuses on the causality among inflation, relative price variability and skewness in the distribution of price changes. The data used are the prices of a group of inputs that are components of price indices related to the public constructions sector. The period 1977-1997 is considered in the analysis. Two theoretical approaches are tested: the menu costs theory and the asymmetric price response hypothesis. The results do not support the first one because there is evidence of feedback effects. The asymmetric price response hypothesis is not rejected only in period 1977-1985.

**Key words:** inflation, relative prices, construction industry, Granger causality.

---

§ Departamento de Economia da FEA/USP.

Recebido em março de 1999. Aceito em julho de 1999.

## 1 Introdução

A relação entre inflação e dispersão de preços relativos é uma questão que vem sendo discutida há décadas<sup>1</sup> e ainda não existe resposta definitiva para a mesma. O interesse pelo tema está associado à necessidade de melhor compreender o fenômeno inflacionário e suas conseqüências econômicas e sociais.

Grande parte dos trabalhos empíricos já realizados mostrou a existência de relação positiva entre taxa de inflação e dispersão de preços relativos. A maioria desses trabalhos pressupõe que é a taxa de inflação que causa maior dispersão. As explicações teóricas para isso são várias, dentre as quais destaca-se a abordagem do *menu costs* ou custos de ajustamento dos preços (Sheshinski e Weiss, 1977) Há, porém, interpretações que invertem a relação de causalidade entre inflação e dispersão de preços relativos, como, por exemplo, a decorrente da hipótese de resposta assimétrica dos preços a choques localizados. (Fisher, 1981, 1982)

Fica, então, a pergunta: qual é a direção de causalidade?

O objetivo do presente artigo é testar duas hipóteses: *i*) a inflação causa a dispersão dos preços relativos; *ii*) a assimetria da distribuição dos preços relativos provoca o aumento da inflação. Investigará também, nos dois casos, se há dupla causalidade, ou seja, se existe um processo em que os fenômenos se realimentam.

A literatura internacional correlata às questões aqui tratadas tem estudado, de modo geral, a relação entre inflação e dispersão de preços relativos de bens finais. Todavia, a inflação também está presente, obviamente, nos níveis intermediários da atividade econômica, como é o caso dos insumos que entram na produção dos bens finais, sejam bens de consumo privado, bens de investimento ou infra-estrutura. Nestes últimos, um bom exemplo é o dos insumos que participam de obras públicas. A base empírica do presente artigo é justamente uma série temporal da variação dos preços de uma amostra de insumos de obras públicas.

O período estudado estende-se de janeiro de 1977 a dezembro de 1997, o qual permite uma análise bastante rica tendo em vista que engloba períodos com níveis de inflação

---

1 Weiss (1993) menciona dois trabalhos que tratam do tema ainda na primeira metade deste século: Mills (1927) e Lange (1932).

muito diferentes, com congelamentos de preços, o período de “urvização”, que teoricamente visava promover o realinhamento dos preços relativos, e a fase recente de estabilidade dos preços.

O artigo está estruturado em três seções, além desta introdução e das considerações finais. A segunda traz um breve resumo das duas abordagens teóricas mencionadas. Na seqüência, apresentam-se a fonte dos dados e os procedimentos econométricos utilizados para testar as hipóteses propostas. Na quarta seção, caracteriza-se a base empírica utilizada para a realização dos testes e apresentam-se os resultados.

## 2 Abordagens teóricas

De acordo com a abordagem do *menu costs* ou custos de ajustamento dos preços, proposta por Sheshinski e Weiss (1977), a inflação leva à dispersão dos preços relativos.

O argumento é de que os preços nominais não sofrem ajustamentos contínuos no tempo, mesmo que a inflação seja previsível, porque existe um custo acarretado pelo processo de ajustamento. Esse custo está associado, em parte, a atividades menos complexas, relativas à substituição dos preços, tais como emissão de novas tabelas, troca de etiquetas de preços dos produtos, alteração no sistema de computação da empresa quando o controle das vendas é informatizado, etc. Envolve ainda tarefa mais complicada, que é a determinação do novo preço, o que requer a reavaliação da estrutura de custos, a eventual alteração da margem de lucro, etc.

Entre os instantes de tempo em que é feito o ajustamento o preço real do produto varia entre dois limites fixos. A rigor, o preço real tende a se afastar do limite superior, indo em direção ao limite inferior, uma vez que no modelo de Sheshinski e Weiss não está prevista a ocorrência de deflação. Portanto, a relação entre o preço do bem e o nível geral de preços varia ao longo do tempo.

Como os agentes ajustam os preços de seus produtos com diferentes periodicidades e em diferentes magnitudes, a inflação, associada à rigidez dos preços, acaba levando à dispersão dos preços relativos.

Assim, na medida em que as firmas não conseguem manter o preço de seu produto no nível real considerado ótimo, a inflação implica custo para elas.

A validade da abordagem do *menu costs* é questionada por autores como Caplin (1993), pois não se sabe, ao certo, se o custo de ajustamento dos preços é de fato significativo. Como são escassos os trabalhos empíricos a respeito do montante desse custo, a questão permanece em aberto.

Uma forma alternativa de explicação da associação entre inflação e dispersão de preços relativos é dada pela hipótese de resposta assimétrica dos preços, formulada por Fisher (1981, 1982), a partir de Tobin (1972).

Costuma-se atribuir a essa abordagem a idéia de que é a dispersão dos preços relativos que causa inflação. O mecanismo de propagação dos efeitos é descrito a seguir. Quando ocorrem choques aleatórios que têm impacto sobre o sistema de preços alguns agentes respondem mais rapidamente a esses choques, ajustando seus preços. Tal comportamento gera, inicialmente, uma assimetria à direita na distribuição das taxas de variação dos preços dos produtos, pressionando para cima o nível geral de preços. Os demais agentes, que são maioria no mercado, alteram seus preços em momentos posteriores, imitando os líderes que já fizeram o ajustamento, o que redundará em aumento da taxa de inflação.

Pelo exposto, a rigor não é a dispersão dos preços relativos e sim sua assimetria que causa inflação. Portanto, o teste correto dessa hipótese deve levar em consideração o terceiro momento da distribuição dos preços relativos, ou seja, o coeficiente de assimetria.

### 3 Fonte dos dados e procedimentos metodológicos

A fonte dos dados é o banco de preços de insumos de obras públicas da FIPE, cujo objetivo é o cálculo de índices de preços para um conjunto de obras públicas, a saber: edificações gerais, obras de terraplenagem, de pavimentação, de saneamento, entre outras. Esses índices de preços começaram a ser calculados pela FIPE em 1974.

Os preços são coletados mensalmente e, na maior parte dos casos, a coleta é feita por meio de entrevistas *in loco* com uma amostra de informantes (empreiteiras, indústrias, revendedores e varejistas) concentrados na Grande São Paulo. O universo de insumos cujos preços são cotados está, atualmente, em torno de 1750 itens, sendo que o tamanho das séries de preços de cada insumo em particular é variado em virtude das alterações tecnológicas nas obras e de especificação dos próprios insumos que se verificaram ao longo do tempo, determinando a saída do mercado de alguns e o surgimento de outros.

O teste das hipóteses propostas será realizado utilizando uma amostra dos insumos que compõem o banco de dados da FIPE. O critério para a seleção dessa amostra foi a disponibilidade de informações para um período, comum a todos os insumos, o mais longo possível, na medida em que as técnicas econométricas a serem utilizadas demandam um número grande de observações. Com base nesse critério foi possível selecionar 49 insumos cuja série de preços inicia-se em janeiro de 1977 e se estende até dezembro de 1997, ou seja, um período de vinte e um anos, representando 252 observações. Esses anos englobam um período de inflação crescente (de janeiro de 1977 a dezembro de 1985), um período bastante conturbado, quando foi implementada uma série de congelamentos de preços de sucesso temporal reduzido (de janeiro de 1986 a junho de 1994) e, finalmente, o período recente de estabilidade dos preços gerada pela implantação do Plano Real (julho de 1994 a dezembro de 1997).

Para testar a primeira hipótese, se a inflação determina a dispersão dos preços, será estimado o seguinte modelo:

$$DPR_t = \alpha + \beta \pi_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde  $DPR_t$  é a medida de dispersão dos preços calculada por  $DPR_t = \sum_{i=1}^n (\pi_{it} - \pi_t)^2 / n$

$\pi_{it}$  é a taxa de variação do preço do insumo  $i$  no mês  $t$

$\pi_t$  é a taxa de inflação no mês  $t$

$\varepsilon_t$  é um ruído branco.

Como a estimação do modelo só é válida se suas variáveis forem estacionárias ou cointegrarem, será feita a análise de estacionaridade e de cointegração das séries envolvidas.

A hipótese de resposta assimétrica dos preços pressupõe, inicialmente, que a distribuição das taxas de variação dos preços dos componentes dos índices de obras públicas apresenta assimetria em uma parte dos meses estudados.

O teste de normalidade (Jarque e Bera, 1980) é frequentemente utilizado em tal situação. Ele se baseia nas seguintes características da distribuição Normal padronizada: coeficiente de assimetria ( $\sigma^3$ ) igual a zero e curtose ( $\sigma^4$ ) igual a 3. Os estimadores de  $\sigma^3$  e  $\sigma^4$  denominados  $S^3$  e  $S^4$ , respectivamente, têm as seguintes distribuições:

$$S^3 \rightarrow N(0; \frac{6}{n})$$

$$S^4 \rightarrow N(3; \frac{24}{n}).$$

A estatística do teste e sua distribuição são dadas por:

$$N = \left(\frac{n}{6}\right)[S^3]^2 + \left(\frac{n}{24}\right)[S^4 - 3]^2 \sim \chi_2^2.$$

Como a eventual rejeição da hipótese de normalidade pode decorrer de problema de excesso de curtose e não de assimetria, é conveniente testar especificamente se a distribuição é simétrica. Nesse caso, a estatística do teste é:

$$A = \left(\frac{n}{6}\right)[S^3]^2 \sim \chi_1^2$$

A hipótese de resposta assimétrica dos preços será corroborada se a distribuição não for simétrica e se a assimetria causar inflação. Em caso de assimetria à direita, alguns poucos componentes apresentarão variações de preços relativamente altas, elevando a taxa de inflação no mês corrente, o que poderá provocar aumentos nos preços dos demais componentes no mês seguinte e nova elevação da inflação. A identificação dos primeiros componentes, mês a mês, permitirá verificar se existe um conjunto de itens que lidera sistematicamente o processo de elevação dos preços. Em caso afirmativo, será investigada a causa de tal sistematicidade.

Finalmente, verificar-se-á se existem evidências de que a assimetria causa inflação. Isso será feito por meio da aplicação do teste de causalidade de Granger.<sup>2</sup> Esse teste é descrito resumidamente a seguir.

Estimam-se duas regressões por MQO:<sup>3</sup>

$$\pi_t = \sum_{j=1}^J \alpha_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^J \beta_j S^3_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

2 Ver Granger (1969).

3 O número de defasagens J deve ser tal que  $\hat{\varepsilon}_t$  comporte-se aproximadamente como um ruído branco.

$$\pi_t = \sum_{j=1}^J \alpha_j \pi_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

A hipótese de que  $S^3$  não 'Granger-causa'  $\pi_t$ , ou seja,

$$H_0 \quad \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_J = 0$$

pode ser testada comparando as somas dos quadrados dos resíduos obtidas da estimação das equações acima,  $SQR(2)$  e  $SQR(3)$ , respectivamente, da maneira indicada a seguir:

$$F = (n - 2J) \frac{SQR(3) - SQR(2)}{J \cdot SQR(2)}$$

Trata-se, portanto, de um teste F cuja estatística tem distribuição  $F_{J, n-2J}$ . Se  $F > F_{J, n-2J}$ ,  $H_0$  será rejeitada.

Para testar a hipótese de que  $\pi_t$  não 'Granger-causa'  $S^3$  estimam-se as equações acima substituindo  $\pi_t$  por  $S^3$  e vice-versa.

#### 4 Apresentação dos resultados

Antes de apresentar os resultados obtidos é oportuno relembrar alguns trabalhos que trataram da relação entre inflação e dispersão de preços relativos no caso brasileiro. Moura da Silva e Kadota (1982) analisaram 50 grupos de bens que compunham o Índice de Preços por Atacado (IPA) no conceito Oferta Global, calculado pela Fundação Getúlio Vargas. O período considerado estendeu-se de 1970 a 1979. Com base em coeficientes de correlação e análise gráfica, os autores concluíram que havia uma relação positiva entre inflação medida pelo IPA e dispersão dos preços relativos de seus componentes.

Resende e Grandi (1992) também trabalharam com o IPA, porém no conceito de Disponibilidade Interna e com dados mais desagregados, os quais abrangeram um total de 325 produtos no período 1976-1985. Aplicaram o teste de causalidade de Granger com diferentes números de defasagens e afirmaram que seus resultados eram pouco conclusivos pois a hipótese de que a dispersão de preços relativos não 'Granger-causa' a inflação só

foi rejeitada para defasagens baixas e a hipótese de que a inflação não '*Granger-causa*' a dispersão de preços relativos não foi aceita apenas para defasagens elevadas. A possibilidade de dupla causalidade foi descartada. Convém salientar que os testes de causalidade não foram aplicados às séries originais e sim aos resíduos de modelos ARIMA estimados para cada uma delas.

Dabús e Cerioni (1998) trabalharam com 52 itens do IPA para o período de fev/1974 a ago/1996. Os dados foram divididos em três grupos de acordo com o nível da inflação: moderada, alta e muito alta. O primeiro e o terceiro grupos são constituídos por subperíodos de tempo não consecutivos. Testes de causalidade de Granger e de causalidade instantânea foram feitos e levaram às seguintes conclusões: a hipótese de causalidade instantânea não foi rejeitada para nenhum grupo; para os grupos de inflação moderada e alta observou-se que a inflação '*Granger-causa*' a dispersão de preços relativos; a dupla causalidade não foi rejeitada para o grupo de inflação muito alta. Os testes foram aplicados às séries originais, sem nenhum teste ou comentário acerca da estacionaridade delas.

Ferreira (1995) estudou a dispersão de preços relativos intramercado, ou seja, a dispersão de preços de um determinado bem entre diferentes estabelecimentos comerciais. Considerou quatro componentes do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) calculado pelo IBGE para a área metropolitana do Rio de Janeiro: leite em pó, óleo de soja, sabão em barra e salsicha em lata. Como medida de inflação tomou o IPC-RJ da Fundação Getúlio Vargas. O período analisado foi jan/1981 a mar/1985. A metodologia utilizada foi a análise de cointegração, em particular, o procedimento de Johansen.<sup>4</sup> Os vetores de cointegração estimados indicaram, em geral, a existência de relação positiva entre inflação e dispersão de preços relativos, o que foi considerado pelo autor como evidência favorável à teoria do *menu costs*. Convém ressaltar que não foram aplicados testes de causalidade.

Em síntese, as evidências empíricas sobre o caso brasileiro, produzidas pelos trabalhos mencionados, não conduzem a uma conclusão única a respeito da relação de causalidade entre inflação e dispersão de preços relativos. A seguir são apresentados os resultados deste novo estudo que tem por base um conjunto de dados ainda não explorado e que considera, além da média e da dispersão, a assimetria da distribuição dos preços relativos.

---

4 Ver Johansen (1988, 1995).

### 3.1 Caracterização das séries

Foram calculados, para cada mês do período de jan/77 a dez/97, a taxa média de variação dos preços dos 49 insumos considerados neste trabalho, a medida de dispersão das variações percentuais de preços desses insumos (*DPR*) e os coeficientes de assimetria ( $S^3$ ) e de curtose ( $S^4$ ).

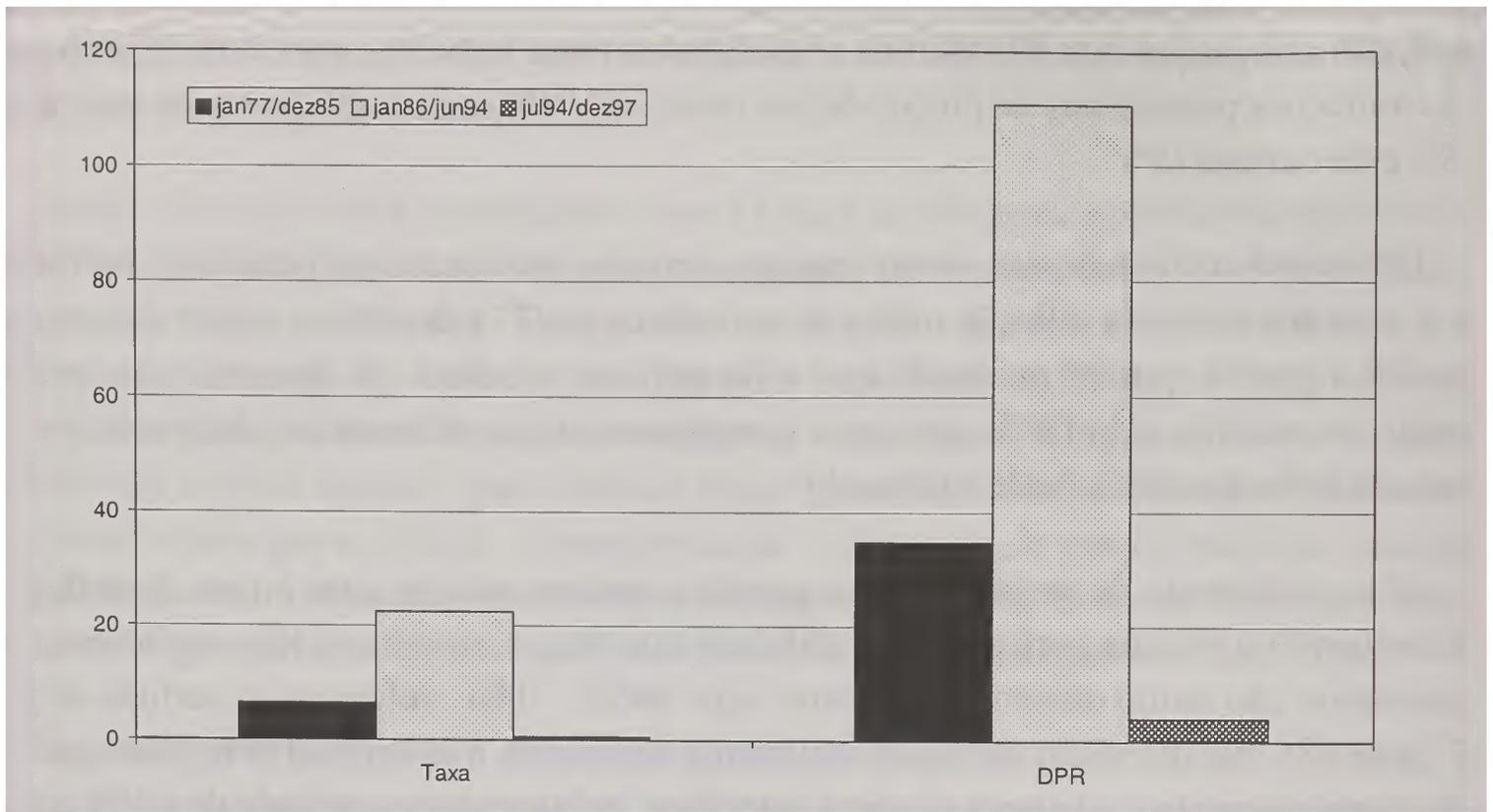
Os valores médios dessas estatísticas nos períodos analisados encontram-se na Tabela 1. Como já é sabido, a inflação média no período de jan/77 a dez/85 foi menor do que a de jan/86 a jun/94, porém maior do que a do período pós-Real. A dispersão dos preços relativos, medida pelo *DPR*, apresenta comportamento semelhante ao observado para a taxa de inflação média (vide Gráfico 1).

Já o coeficiente de assimetria não guarda a mesma relação com a taxa de inflação. Excetuando o recente período de estabilidade dos preços, os demais têm coeficientes de assimetria não muito distintos, e o maior valor obtido - 0,94 - refere-se ao período de jan/77 a dez/85. No que diz respeito ao coeficiente de curtose, não se observa nenhum padrão de comportamento: os valores são bem parecidos, inclusive para o período de jul/94 a dez/97 (vide Gráfico 2).

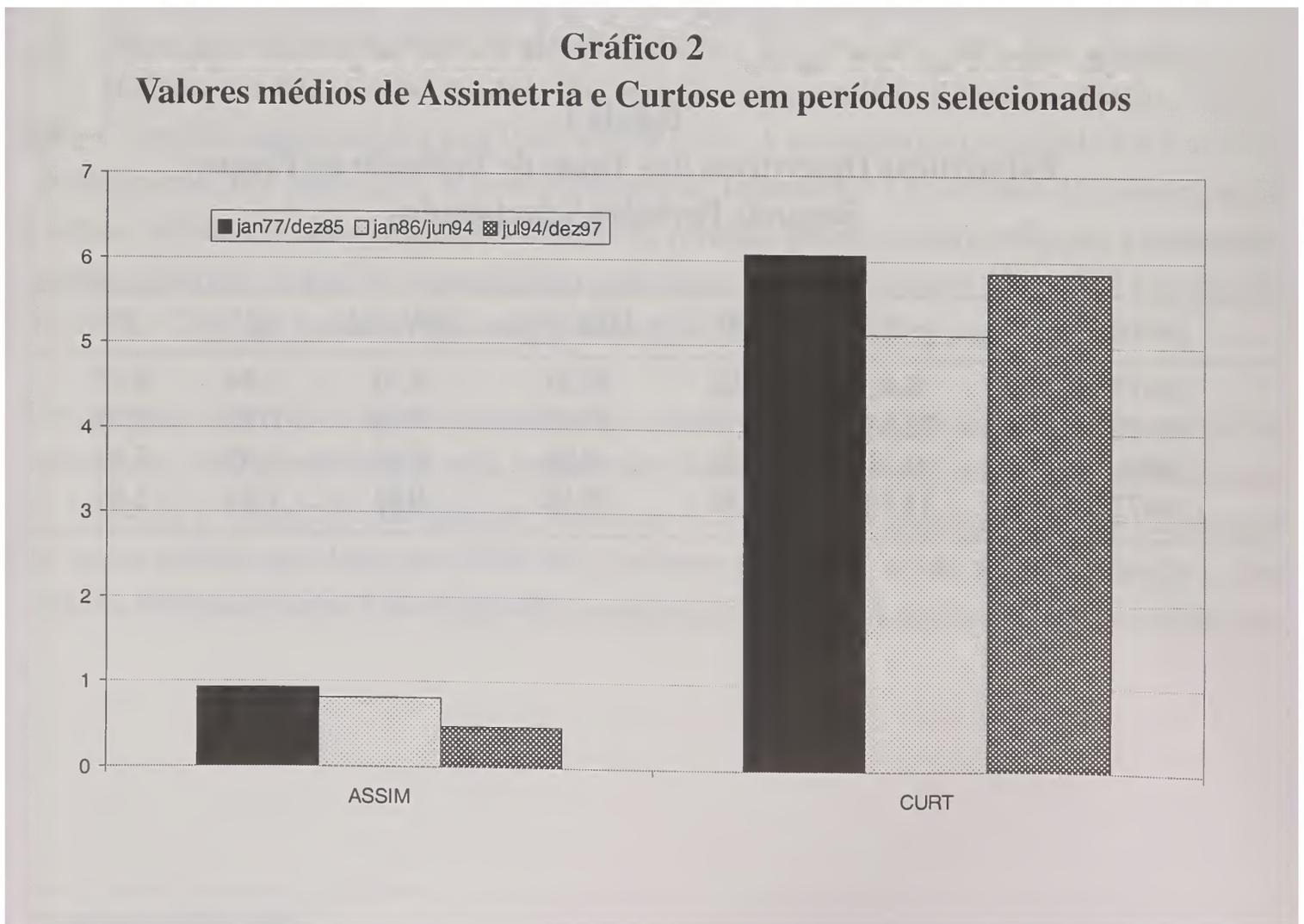
**Tabela 1**  
**Estatísticas Descritivas das Taxas de Variação de Preços**  
**Segundo Períodos Selecionados**

período	$\pi$ (%)	<i>DPR</i>	<i>MÁX</i> (%)	<i>MÍN</i> (%)	$S^3$	$S^4$
jan/77 a dez/85	6,48	34,82	24,84	-4,10	0,94	6,07
jan/86 a jun/94	22,50	110,77	51,46	4,45	0,82	5,13
jul/94 a dez/97	0,58	3,96	6,52	-3,97	0,48	5,86
jan/77 a dez/97	11,98	60,42	32,56	-0,61	0,81	5,65

**Gráfico 1**  
**Taxa de Inflação e DPR em períodos selecionados**



**Gráfico 2**  
**Valores médios de Assimetria e Curtose em períodos selecionados**



Antes de proceder ao teste das hipóteses mencionadas na introdução deste trabalho é necessário verificar se as séries envolvidas, quais sejam,  $p$ ,  $DPR$  e  $S^3$  são estacionárias.<sup>5</sup>

A presença de tendência estocástica e/ou determinista nas séries em questão foi investigada por meio dos testes propostos por Dickey e Fuller (1979, 1981). Os resultados encontram-se na Tabela 2.

A hipótese de existência de uma raiz unitária na série da taxa de inflação não é rejeitada para os períodos de jan/77 a dez/85 e jan/86 a jun/94. A existência de uma segunda raiz unitária, em ambos os períodos, foi rejeitada pelo teste proposto por Dickey e Pantula (1987). Conclui-se, portanto, que a taxa de inflação é integrada de ordem 1 nesses dois intervalos de tempo. Para jul/94 a dez/97 e jan/77 a dez/97, os testes indicaram que a taxa de inflação é estacionária. As conclusões referentes à série  $DPR$  são exatamente iguais àquelas relatadas para  $p$ . A série constituída pelos coeficientes de assimetria é estacionária em todos os intervalos de tempo considerados.

**Tabela 2**  
**Resultados dos Testes de Dickey-Fuller**  
 $H_0$ : a série tem uma raiz unitária

período	$\pi$	$DPR$	$S^3$
jan/77 a dez/85	não rejeita $H_0$	não rejeita $H_0$	rejeita $H_0$
jan/86 a jun/94	não rejeita $H_0$	não rejeita $H_0$	rejeita $H_0$
jul/94 a dez/97	rejeita $H_0$	rejeita $H_0$	rejeita $H_0$
jan/77 a dez/97	rejeita $H_0$	rejeita $H_0$	rejeita $H_0$

Notas: 1. Testes realizados ao nível de significância de 5%.

2. O número de defasagens utilizado para cada período e para cada série foi definido de acordo com o teste de Ljung-Box e com a significância do coeficiente da maior defasagem, partindo do máximo igual a 12.

### 3.2 Abordagem do *menu costs* - evidências empíricas

A verificação empírica da abordagem do *menu costs* requer a estimação da equação que tem como variável dependente a medida de dispersão dos preços relativos e como

<sup>5</sup> Os gráficos dessas séries encontram-se no anexo.

variável explicativa a taxa de inflação original e/ou transformada.

A forma funcional estimada neste trabalho é aquela dada pela equação (1).<sup>6</sup>

Para os dois períodos em que as séries  $p$  e  $DPR$  são integradas de primeira ordem foi feito o teste de cointegração de Johansen (1988, 1995) e a hipótese de que as séries não cointegram foi rejeitada. Aplicou-se também o procedimento de Johansen para os períodos em que as séries são estacionárias pelo teste de Dickey-Fuller; a hipótese de estacionaridade foi confirmada pela existência de dois vetores de cointegração.

A estimação da equação (1) gerou, para todos os períodos, resíduos que não se comportaram como um ruído branco. Contornou-se esse problema modelando-os pelo processo ARMA(p,q). Para os casos em que também se constatou o problema de heterocedasticidade condicional auto-regressiva foi aplicado o modelo GARCH(m,r). Os resultados das estimações são apresentados na Tabela 3.

**Tabela 3**  
**Resultados da Estimação do Modelo para  $DPR$**

Período	$\pi$	Constante	ARMA(p,q)	GARCH(m,r)	R <sup>2</sup>
jan/77 a dez/85	5,13*		(1,0)		0,43
	4,80*		(1,0)	(1,0)	0,42
jan/86 a jun/94	5,50*		(2,[4])		0,76
jul/94 a dez/97	2,18*	2,71*	(0,1)		0,53
jan/77 a dez/97	4,95*		(2,[4])		0,78
	4,34*		(2,[4])	(1,1)	0,76

Notas: 1. \* indica parâmetro significante a 1%.

2. A ordem do modelo ARMA entre colchetes indica que ele é degenerado.

Como se pode observar, o coeficiente da taxa de inflação  $\pi$  é positivo e altamente significativo para todos os períodos e modelos estimados.

6 Foram também estimados modelos com a taxa de inflação em módulo e os resultados permaneceram praticamente os mesmos. A taxa de inflação ao quadrado e sua primeira diferença não se mostraram significantes em nenhum caso, o mesmo ocorrendo com a variância da taxa de inflação estimada pelo modelo GARCH.

É interessante ressaltar que os valores dos coeficientes não diferem muito de um período para outro, excetuando o período que se estende de jul/94 a dez/97. Isto sugere que os sucessivos congelamentos de preços, que aumentaram consideravelmente a variância da taxa de inflação, não provocaram mudanças estruturais; tal fato só parece ter ocorrido no período posterior à implantação do Plano Real, quando a inflação tornou-se menos volátil em torno de um patamar relativamente baixo.

A associação direta e significativa entre inflação e dispersão dos preços relativos, apontada pelas regressões estimadas, pode, à primeira vista, ser considerada uma evidência empírica a favor da abordagem do *menu costs*. Todavia, para que isso ocorra de fato, é necessário que a variável  $\pi$  seja estritamente exógena. Uma indicação da exogeneidade estrita de  $p$  é dada pela não rejeição da hipótese de que  $DPR$  não causa  $\pi$ . (Geweke, 1982)

Aplicou-se, então, o teste de causalidade de Granger às séries  $DPR$  e  $\pi$ . Como não existe consenso acerca da exigência de estacionaridade das séries para que elas possam ser submetidas a esse teste, ele foi aplicado às séries originais e às suas primeiras diferenças nos períodos em que elas apresentaram uma raiz unitária.

A Tabela 4 traz os resultados obtidos. A conclusão do teste é a mesma para todas as situações consideradas: rejeita-se a hipótese de que a dispersão dos preços relativos não *Granger-cause* a taxa de inflação; rejeita-se também a hipótese de que  $\Delta\pi$  não *Granger-cause*  $\Delta DPR$ . Em resumo, não se rejeita a dupla causalidade entre as séries.

Esses resultados colocam então em dúvida a validade da teoria do *menu costs* e suscitam uma outra possibilidade: a de que a inflação e a dispersão dos preços relativos sejam simultaneamente afetadas pelos mesmos choques aleatórios. A investigação dessa hipótese foge ao escopo deste trabalho.

**Tabela 4**  
**Resultados do Teste de Causalidade de Granger para  $\pi$  e DPR**

Período	$H_0$	Defasagens	Estatística F	Conclusão
jan/77 a dez/85	$\Delta\pi$ não G-C $\Delta$ DPR	5	2,58	rejeita $H_0$
	$\Delta$ DPR não G-C $\Delta\pi$	5	4,28	rejeita $H_0$
	$\pi$ não G-C DPR	2	10,70	rejeita $H_0$
	DPR não G-C $\pi$	2	4,67	rejeita $H_0$
jan/86 a jun/94	$\Delta\pi$ não G-C $\Delta$ DPR	1	20,32	rejeita $H_0$
	$\Delta$ DPR não G-C $\Delta\pi$	1	9,38	rejeita $H_0$
	$\pi$ não G-C DPR	12	2,24	rejeita $H_0$
	DPR não G-C $\pi$	12	2,12	rejeita $H_0$
jul/94 a dez/97	$\pi$ não G-C DPR	8	2,42	rejeita $H_0$
	DPR não G-C $\pi$	8	6,84	rejeita $H_0$
jan/77 a dez/97	$\pi$ não G-C DPR	1	8,96	rejeita $H_0$
	DPR não G-C $\pi$	2	4,67	rejeita $H_0$

Notas: 1. G-C significa *Granger-causa*.

2. Testes realizados ao nível de significância de 5%.

3. O número de defasagens utilizado para cada período foi definido de acordo com o teste de Ljung-Box e com o critério de informação de Schwartz.

### 3.3 Hipótese de resposta assimétrica dos preços - evidências empíricas

A averiguação empírica dessa hipótese começa com a realização do teste de assimetria. Conforme informações contidas na Tabela 5, a distribuição dos preços relativos é assimétrica em 141 meses, ou seja, em 56% dos meses considerados. A análise por subperíodo revela percentuais semelhantes ao do período todo.

Dentre os 141 meses com distribuição não simétrica, apenas 10 apresentaram assimetria negativa. A predominância de assimetria positiva está de acordo com o esperado para conjunturas inflacionárias. É interessante ressaltar que 40% dos meses com assimetria à esquerda pertencem ao período pós-Real.

Ainda na Tabela 5 pode ser observado, para cada período, o número de meses com problema de normalidade e de excesso de curtose.

Uma explicação intuitiva geralmente atribuída à assimetria da distribuição dos preços relativos relaciona-se ao comportamento dos preços de itens pertencentes a setores

oligopolizados. Esses setores, com o poder de monopólio de que desfrutam, teriam condições de reajustar seus preços além da taxa da inflação passada, liderando e pressionando a própria taxa de inflação do período seguinte. Esta idéia propõe uma análise que envolva o estudo do comportamento das taxas de variação dos preços dos insumos ao longo do tempo buscando identificar os eventuais líderes.

**Tabela 5**  
**Número e Porcentagem de Meses com Distribuição Assimétrica, Leptocúrtica ou Não-Normal**

Período	Assimetria		Excesso de Curtose		Não-Normalidade	
	n	%	n	%	N	%
jan/77 a dez/85	63	58	46	43	61	56
jan/86 a jun/94	54	53	36	35	56	55
jul/94 a dez/97	24	57	22	52	27	64
jan/77 a dez/97	141	56	104	41	144	57

Nota: Testes realizados ao nível de significância de 5%.

O Gráfico 3 apresenta o número de meses em que cada um dos 49 insumos da amostra liderou o processo de alta dos preços, ou seja, esteve entre os dez insumos com as maiores variações de preços; apresenta também o número de meses em que cada insumo esteve entre os dez cujos preços sofreram as menores variações percentuais. O Gráfico 4 traz o número de meses em que cada insumo liderou de forma **líquida**, ou seja, sem ter compensado a liderança por ter ficado atrasado em outros meses.

Verifica-se que 26 insumos conseguiram, no período, reajustar seu preço sem ter compensado com atrasos em outros meses, sendo que destes 11 conseguiram o feito em mais de 5 meses no período. Estes insumos são, em ordem decrescente: viga de peroba, tábuas de pinho, arame recozido, tinta látex branca, sarrafo de pinho, estopa alcatroada, tubo de ferro fundido, aço CA-25, areia lavada, pedra britada, porta lisa e pontalete de pinho. Desse conjunto destacam-se os insumos de madeira, representando quase a totalidade de insumos dessa categoria presentes na amostra (ficaram de fora apenas dois outros). O setor de madeira, bem como os demais setores representados pelos demais insumos, não podem ser considerados como oligopólios, de modo que a explicação econômica anteriormente mencionada não encontra fundamento nesta análise.

Uma vez constatada a presença de assimetria em mais da metade dos meses estudados, resta agora avaliar a causalidade entre a série dos coeficientes de assimetria e da taxa de inflação. De forma análoga ao que foi feito na seção anterior, nos testes de causalidade de Granger foram consideradas tanto a taxa de inflação quanto sua primeira diferença nos dois períodos em que se concluiu que essa variável é integrada de ordem 1. Os resultados do teste encontram-se na Tabela 6. Nota-se que apenas no período de jan/77 a dez/85 a hipótese de que a assimetria não *Granger-cause* inflação é rejeitada.

Portanto, apenas nesse período a hipótese de resposta assimétrica dos preços teria corroboração empírica. A rejeição de relação entre o coeficiente de assimetria e a taxa de inflação é um resultado oposto ao obtido para os Estados Unidos por Vining e Elwertowski (1976), para a Argentina por Blejer (1983) e para o Reino Unido por Mizon, Safford e Thomas (1990). Finalmente, o teste de causalidade no sentido inverso, ou seja, da inflação para a assimetria, levou à rejeição desta em todos os casos considerados, o que também pode ser observado na Tabela 6.

**Tabela 6**  
**Resultados do Teste de Causalidade de Granger para  $\pi$  e  $S^3$**

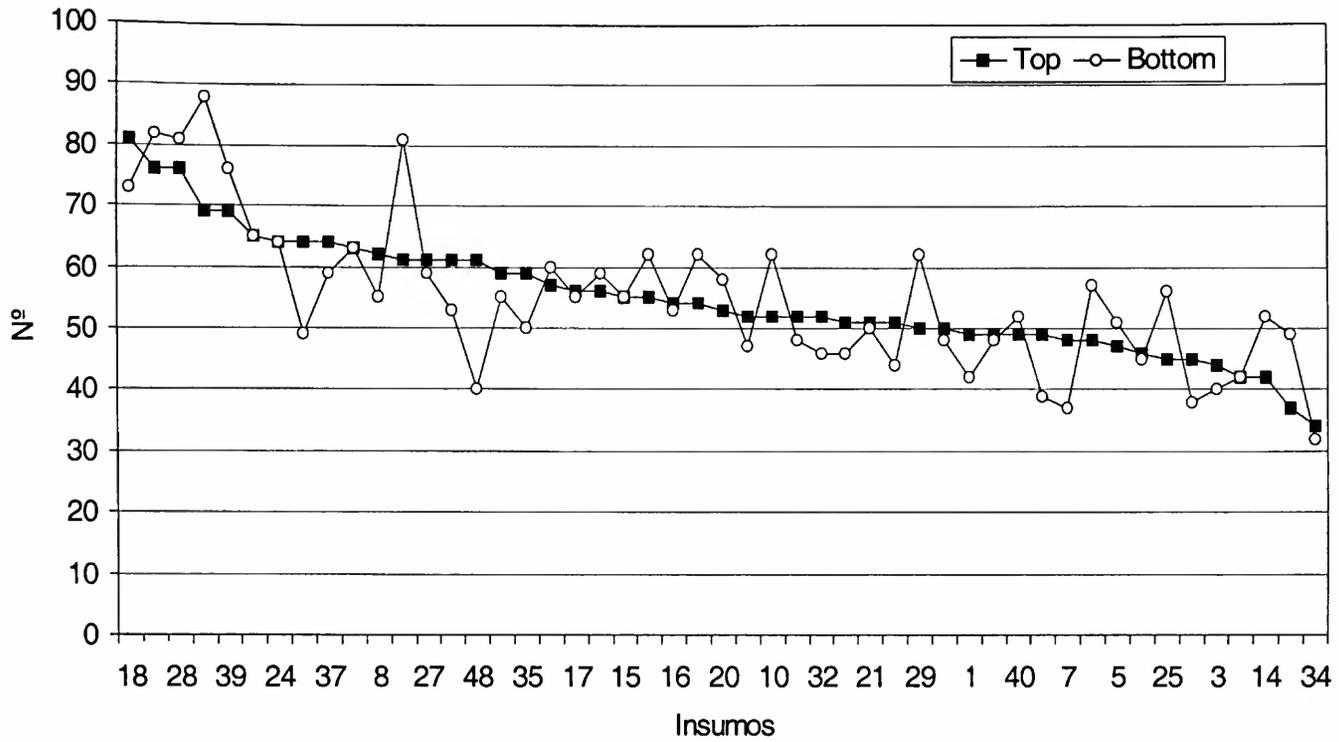
Período	$H_0$	Defasagens	Estatística F	Conclusão
jan/77 a dez/85	$\Delta\pi$ não G-C $S^3$	1	1,48	Não rejeita $H_0$
	$S^3$ não G-C $\Delta\pi$	6	2,54	Rejeita $H_0$
	$\pi$ não G-C $S^3$	2	0,96	Não rejeita $H_0$
	$S^3$ não G-C $\pi$	1	9,68	Rejeita $H_0$
jan/86 a jun/94	$\Delta\pi$ não G-C $S^3$	1	1,15	Não rejeita $H_0$
	$S^3$ não G-C $\Delta\pi$	1	0,24	Não rejeita $H_0$
	$\pi$ não G-C $S^3$	10	0,32	Não rejeita $H_0$
	$S^3$ não G-C $\pi$	1	0,21	Não rejeita $H_0$
	$\pi$ não G-C $S^3$	1	1,00	Não rejeita $H_0$
jul/94 a dez/97	$S^3$ não G-C $\pi$	1	2,79	Não rejeita $H_0$
jan/77 a dez/97	$\pi$ não G-C $S^3$	10	0,44	Não rejeita $H_0$
	$S^3$ não G-C $\pi$	10	0,56	Não rejeita $H_0$

Notas: 1. G-C significa *Granger-cause*.

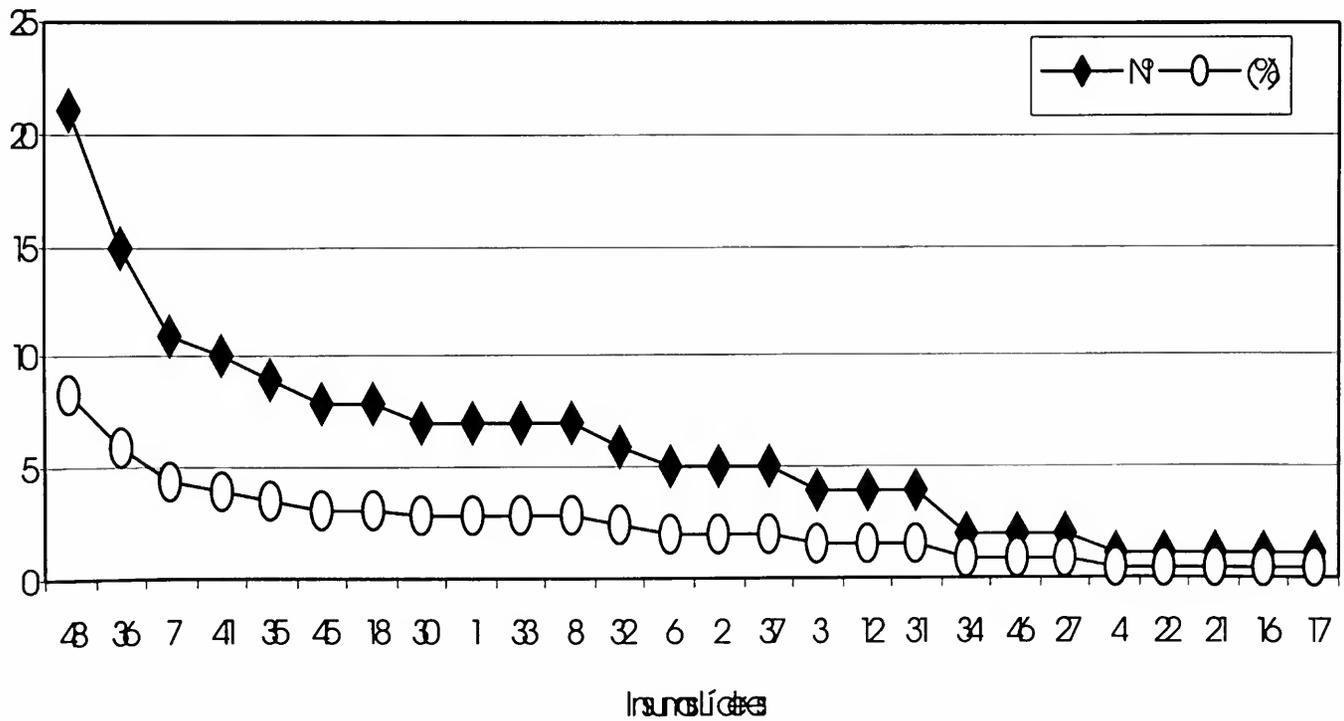
2. Testes realizados ao nível de significância de 5%.

3. O número de defasagens utilizado para cada período foi definido de acordo com o teste de Ljung-Box e com o critério de informação de Schwartz.

**Gráfico 3**  
**Número de meses em que a variação de preços de cada insumo ficou entre os 10 maiores e os 10 menores aumentos**



**Gráfico 4**  
**Número de meses em que cada insumo liderou de forma líquida as variações de preços**



## 5 Considerações finais

Buscou-se, neste trabalho, investigar a relação entre inflação e dispersão de preços relativos à luz de duas abordagens teóricas: *menu costs* e resposta assimétrica dos preços.

Ambas as abordagens têm como ponto central a diferença de velocidade com que os agentes ajustam seus preços. O que as distingue é o motivo que leva à necessidade de ajustamento. No primeiro caso, é a própria inflação e, no segundo, são os choques aleatórios que têm reflexos sobre o sistema de preços.

A avaliação empírica realizada tomou por base os preços de 49 insumos de obras públicas, no período de jan/77 a dez/97.

A hipótese de resposta assimétrica dos preços foi rejeitada em três dos quatro períodos de tempo analisados, ou seja, ela só foi aceita para jan/77 a dez/85.

No que diz respeito à teoria do *menu costs*, a avaliação mais simplista deu suporte empírico a ela. Entretanto, uma investigação mais ampla sugeriu a possibilidade de dupla causalidade entre inflação e dispersão de preços relativos, o que contraria a hipótese de causalidade unidirecional, de inflação para dispersão, prevista por essa abordagem.

Fica, assim, aberta a possibilidade de que ambas as variáveis respondam simultaneamente aos mesmos choques econômicos. A averiguação empírica desta possibilidade requer a estimação de um modelo de vetores auto-regressivos, onde outras variáveis devem ser incorporadas. Possíveis candidatas são a taxa de juros, a oferta de moeda, a taxa de câmbio, os salários, entre outras.

As conclusões deste artigo, bem como a de outros trabalhos aplicados ao caso brasileiro, indicam que a relação entre inflação, distribuição e assimetria da distribuição de preços relativos no Brasil é uma questão que permanece em aberto, havendo, portanto, espaço para mais estudos sobre esse tema.

## Referências bibliográficas

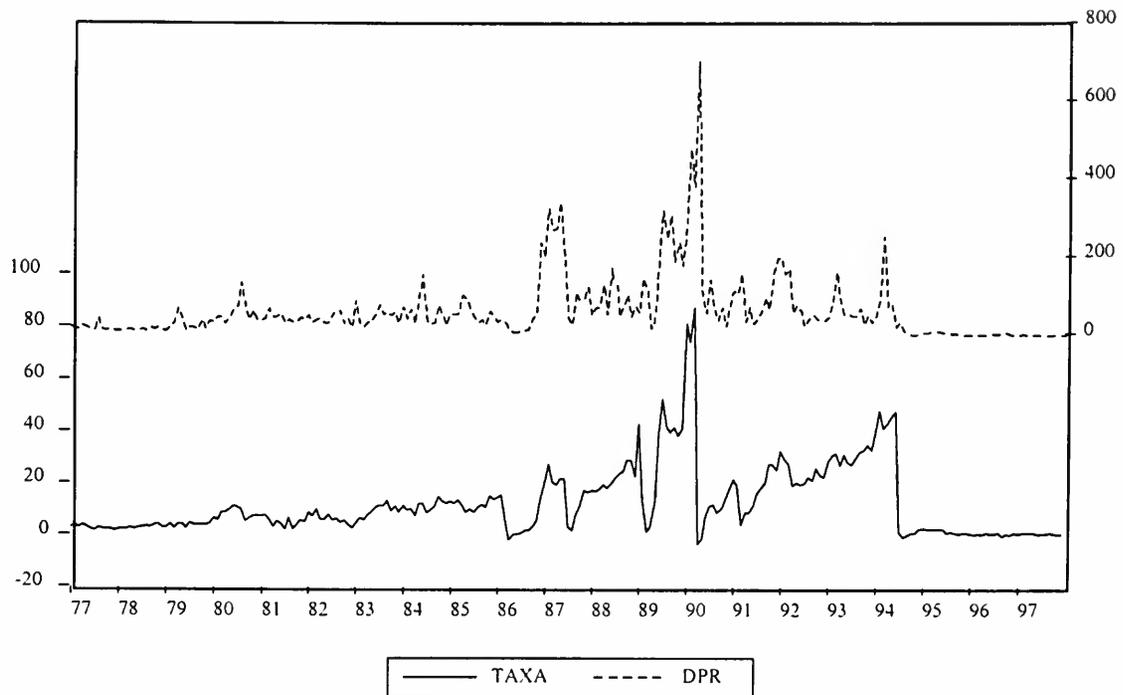
Blejer, M. I. On the anatomy of inflation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 14, p. 469-482, 1983.

- Caplin, A. Individual inertia and aggregate dynamics. *In: Sheshinski, E. & Weiss, Y. (eds.), Optimal pricing, inflation, and the cost of price adjustment*, The MIT Press, 1993.
- Dabús, C. & Cerioni, L. Causality inflation-relative prices: comparative evidence from Latin-America. *Anais do XX Encontro Brasileiro de Econometria*, 1998, p. 369-388.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), p. 427-431, 1979.
- \_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-1073, 1981.
- Dickey, D. A. & Pantula, S. Determining the order of differencing in autoregressive process. *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, p. 455-461, 1987.
- Ferreira, S. G. *Inflação, regras de reajuste e busca seqüencial: uma abordagem sob a ótica da dispersão de preços relativos*. BNDES, 1995.
- Fisher, S. Relative shocks, relative price variability, and inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, p. 381-430, 1981.
- \_\_\_\_\_. Relative price variability and inflation in the United States and Germany. *European Economic Review*, 18, p. 171-196, 1982.
- Geweke, J. Causality, exogeneity, and inference. *In: Hildenbrand, W. (ed.), Advances in econometrics*. Cambridge University Press, 1982.
- Granger, C. W. J. Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica* 37. p. 424-438, 1969.
- Jarque, C. M. & Bera, A. K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6, p. 255-259, 1980.
- Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254, 1988.
- \_\_\_\_\_. *Likelihood based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- Lange, O. *Die preisdispersion als Mittel zur statistischen messung wirtschaftlicher gleichgewichtsstörungen*. Hans Buske Verlag, 1932.

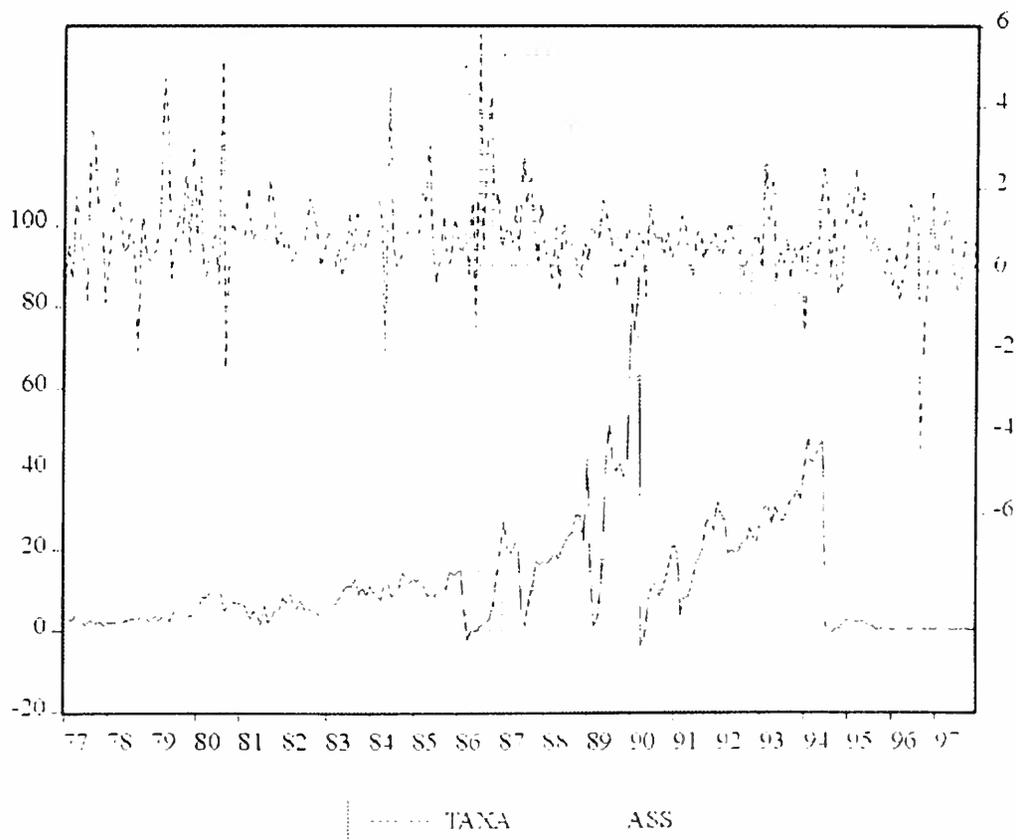
- Mills, F. *The behaviour of prices*. N.B.E.R, 1927.
- Mizon, G. E., Safford, J. C. & Thomas, S. H. The distribution of consumer price changes in the United Kingdom. *Economica*, 57, p. 249-262, 1990.
- Moura da Silva, A. & Kadota, D. K. Inflação e preços relativos: o caso brasileiro -1970-79. *Estudos Econômicos* v. 12, p. 5-30, 1982.
- Resende, M. & Grandi, R. Inflação e variabilidade dos preços relativos no Brasil: a questão da causalidade. *Revista Brasileira de Economia*, 46, p. 595-604, 1992.
- Sheshinski, E. & Weiss, Y. Inflation and the costs of price adjustment. *Review of Economic Studies*, 44, p. 287-303, 1977.
- Tobin, J. Inflation and unemployment. *American Economic Review*, 62, p. 1-18, 1972.
- Vining, D. L. & Elwertowski, T. C. The relationship between relative prices and the general price level. *American Economic Review*, 66, p. 699-708, 1976.
- Weiss, Y. (1993). "Inflation and price adjustment: a survey of findings from micro-data" In E. Sheshinski & Y. Weiss (eds.). *Optimal pricing, inflation, and the cost of price adjustment*. The MIT Press, 1993.

### ANEXO

#### Gráfico A1 Taxa de Inflação e DPR



#### Gráfico A2 Taxa de Inflação e Coeficiente de Assimetria





# Decomposição da taxa de variação dos multiplicadores monetários no Brasil\*

José W. Rossi<sup>§</sup>

## RESUMO

Neste estudo discute-se o comportamento dos multiplicadores monetários no período 1980/1998. Para melhor compreender a trajetória dos multiplicadores monetários as suas correspondentes taxas de variação temporal foram decomposta em termos de fatores que levam em conta a preferência dos agentes econômicos (indivíduos e sistema bancário) pelos vários ativos financeiros relativamente aos depósitos à vista, a saber: papel-moeda em poder do público, depósitos a prazo, depósitos em poupança, demanda por títulos públicos e reservas bancárias.

**Palavras-chave:** Brasil, política monetária, multiplicadores monetários, taxa de variação.

## ABSTRACT

In this study we discuss the pattern of the monetary multipliers in Brazil during the period 1980/1998. For a better understandings of such a pattern the rate of change of the multipliers was decomposed in terms of factors which take into account the economic agents (individuals and Banks) preference for financial assets relatively to the individuals money deposits, namely: currency, time deposits, savings deposits, demand for public bonds and the banks reserve requirements.

**Key words:** Brazil, monetary policy, monetary multipliers, rate of change.

---

\* Este estudo é parte dos programas **Pronex** e **Prociência**.

§ Professor da UERJ.

Recebido em setembro de 1999. Aceito em outubro de 1999.

## 1 Introdução

Um agregado monetário, qualquer que seja a sua relevância em termos da associação com uma variável macroeconômica importante, só será útil para os formuladores da política econômica à medida que puder ser controlado efetivamente pela Autoridade Monetária. Sabe-se que neste particular apenas a base monetária é controlada com certa precisão. Para os propósitos da política monetária, todavia, a variável de interesse é freqüentemente um agregado monetário do tipo M1, M2, M3 ou M4, não a base monetária. Afinal, é o agregado monetário que indica o nível de liquidez na economia, cujos efeitos sobre a inflação, a taxa de juros e o nível de atividade são objetivos primordiais da política econômica.

É claro que se um dado agregado monetário mantiver relação estável, ou pelo menos previsível, com a base monetária, então a Autoridade Monetária poderia controlá-lo indiretamente por meio do controle da base monetária. Sabe-se, contudo, que a relação entre os agregados e a base monetária é incerta, pois aqueles são obtidos desta após levar em conta o comportamento dos indivíduos e do sistema bancário com relação à escolha dos seus portfólios; basicamente, no caso dos indivíduos, a preferência entre papel-moeda e depósitos bancários, e, no caso dos bancos, a sua decisão entre ter ou não reservas em excesso aos depósitos compulsórios estabelecidos pelo Banco Central. É neste contexto, pois, que o comportamento dos multiplicadores monetários é aqui investigado.

A seção 2 apresenta os aspectos metodológicos da decomposição dos multiplicadores monetários em termos dos vários fatores que os afetam. A seção 3 mostra os resultados obtidos com a aplicação da metodologia aos dados brasileiros para o período 1980-1998.

## 2 Decomposição dos multiplicadores monetários<sup>1</sup>

O multiplicador monetário para o agregado  $M_i$  é definido como  $m_i = M_i/B$ , onde  $B$  é a base monetária e  $i = 1, 2, 3$  e  $4$ . Assim, a trajetória do multiplicador monetário depende do comportamento dos fatores que afetam os dois termos dessa razão. Como a base monetária é razoavelmente controlada pelo Banco Central, o problema resume-se então ao estudo dos fatores que afetam  $M_i$ . Com isso em mente, sejam, inicialmente, as variáveis:

$R$  = encaixes bancários no Banco Central,

$C$  = papel-moeda em poder do público,

$C1$  = papel-moeda em circulação,

$D$  = depósitos à vista

---

1 Os aspectos metodológicos deste estudo seguem Burger (1988) e foram aplicados antes em Rossi (1990).

A partir destas variáveis tem-se as razões:  $k = C/D$ ,  $r = (R+C1-C)/D$ ,  $t2 = (M2-M1)/D$ ,  $t3 = (M3-M2)/D$  e  $t4 = (M4-M3)/D$ . Os vários multiplicadores monetários podem ser, então, expressos como:<sup>2</sup>

$$m1=(1+k)/(r+k), \quad m2=(1+k+t2)/(r+k), \quad m3=(1+k+t2+t3)/(r+k) \quad \text{e} \quad m4=(1+k+t2+t3+t4)/(r+k) \quad (1)$$

Destas fórmulas é fácil demonstrar que a taxa de variação para o multiplicador monetário  $m$  seria:<sup>3</sup>

$$m = E(m,k)k + E(m,r)r + E(m,t2)t2 + E(m,t3)t3 + E(m,t4)t4, \quad (2)$$

onde  $E(x,y)$  é a elasticidade parcial de  $y$  com relação a  $x$ .<sup>4</sup>

2 Mostramos aqui como obter o resultado para o multiplicador  $m1$ , mas o procedimento é similar para os demais

multiplicadores. Assim, seja  $m1=M1/B = \frac{PMPP + DV}{PMPP + R} = \frac{\frac{PMPP}{DV} + 1}{\frac{PMPP}{DV} + \frac{R}{DV}} = \frac{1+k}{r+k}$ , onde  $PMPP$ ,  $DV$  e  $R$  representam,

respectivamente, papel-moeda em poder do público, depósitos à vista e reservas bancárias. Esta razão poder ser alternativamente escrita como

$$\frac{\frac{M1}{PMPP} + \frac{M1}{R}}{\frac{M1}{M1} + \frac{M1}{M1}} = \frac{1}{\frac{M1 - DV}{M1} + \frac{R}{M1}} = \frac{1}{1 - \frac{DV}{M1} + \frac{R}{M1}} = \frac{1}{1 - d + \frac{R/DV}{M1/DV}} = \frac{1}{1 - d + rd} = \frac{1}{1 - d(1 - r)}, \quad \text{onde } d \text{ é a razão}$$

depósitos à vista/ $M1$ .

3 É claro que dependendo do agregado alguns desses termos seriam nulos. Por exemplo, para o multiplicador monetário  $m3$  o último termo da fórmula não se aplica, já para  $m2$  não se aplicam os dois últimos termos, enquanto para  $m1$  valem apenas os dois primeiros termos da fórmula.

4 Mais precisamente, as várias elasticidades utilizadas na fórmula, e que são de fácil demonstração, seriam:

$$E(m1,k) = k(r-1)/(r+k)(1+k),$$

$$E(m2,k) = k(r-1-t2)/(r+k)(1+k+t2),$$

$$E(m3,k) = k(r-1-t2-t3)/(r+k)(1+k+t2+t3),$$

$$E(m4,k) = k(r-1-t2-t3-t4)/(r+k)(1+k+t2+t3+t4),$$

$$E(m,r) = -r/(r+k),$$

$$E(m2,t2) = t2/(1+k+t2),$$

$$E(m3,t2) = t2/(1+k+t2+t3),$$

$$E(m3,t3) = t3/(1+k+t2+t3),$$

$$E(m4,t2) = t2/(1+k+t2+t3+t4),$$

$$E(m4,t3) = t3/(1+k+t2+t3+t4), \text{ e}$$

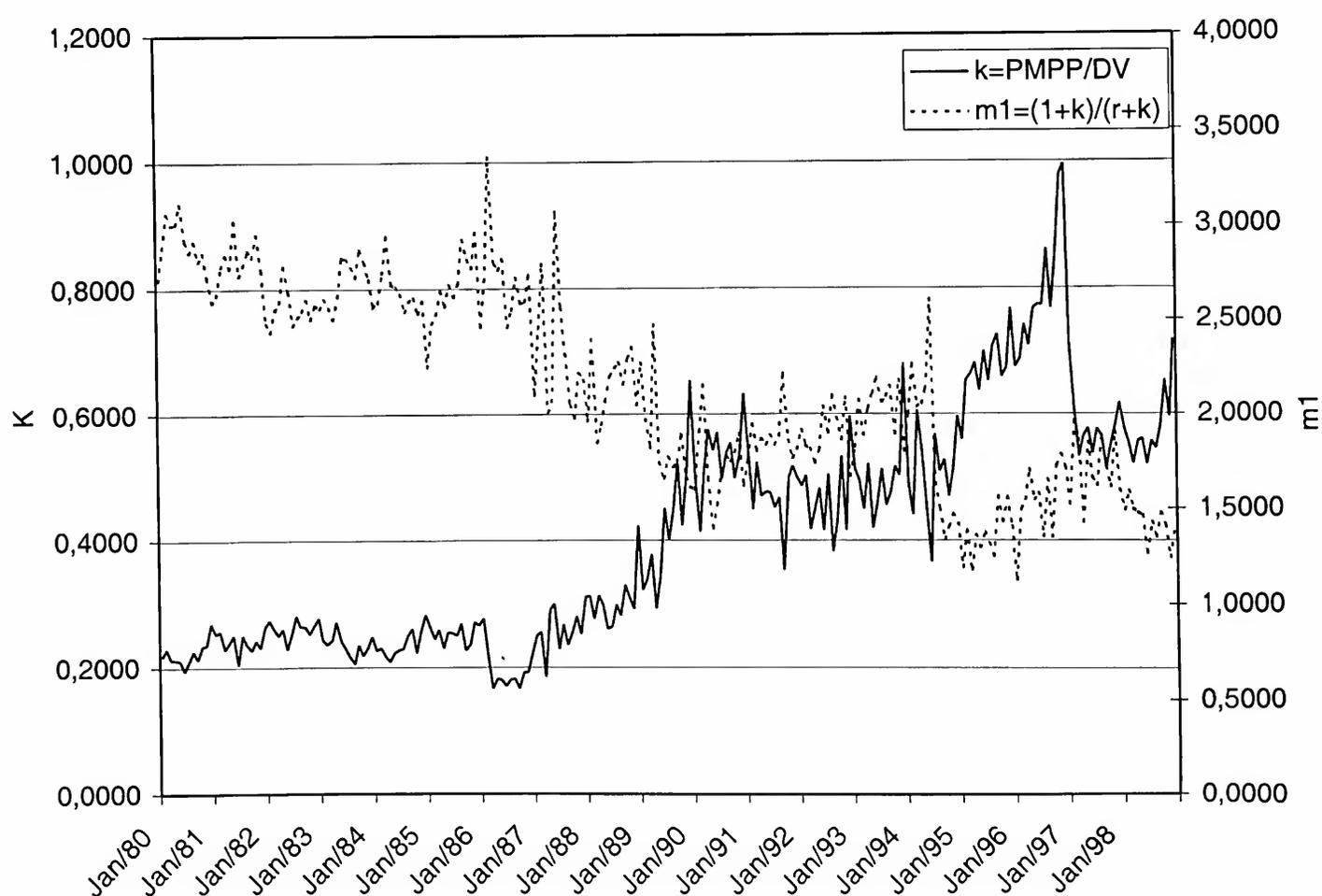
$$E(m4,t4) = t4/(1+k+t2+t3+t4).$$

### 3 Análise dos resultados

O período de análise vai de 1980 a 1998. Os cálculos foram realizados tanto com os dados mensais quanto trimestrais, mas enquanto nas representações gráficas apenas os primeiros foram utilizados, nas tabelas, para preservar espaço, são usados somente os dados trimestrais.

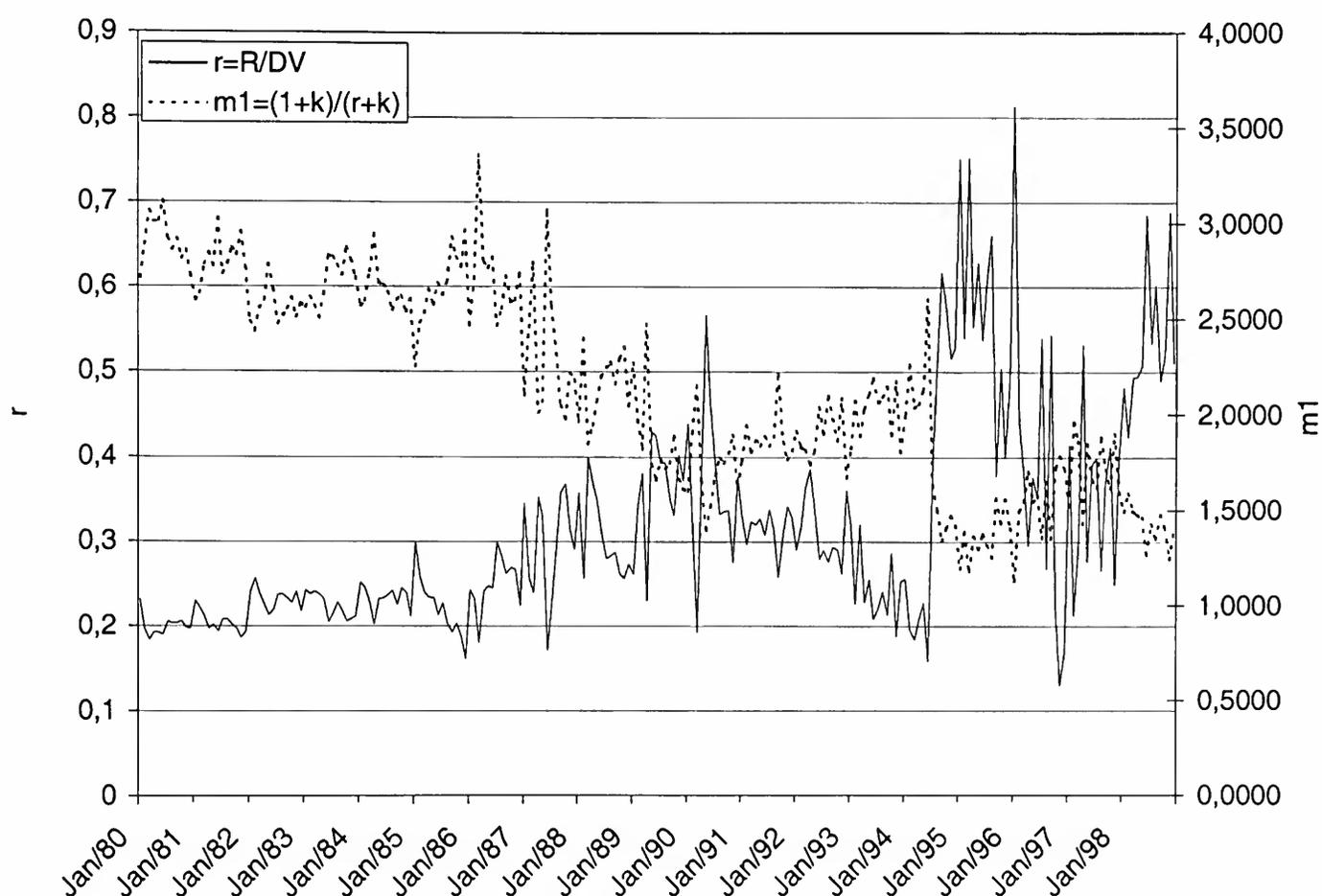
Primeiramente, a Figura 1 compara o comportamento do multiplicador monetário  $m1$  com o da razão papel-moeda em poder do público/depósitos à vista,  $k$ . Observe-se que, em geral,  $m1$  caminha em direção oposta a  $k$ , o que já era esperado em vista da própria definição da elasticidade de  $m1$  com relação a  $k$  que, conforme a nota 4, é negativa; os valores dessas elasticidades são discutidos abaixo.

**Figura 1**  
**Multiplicador Monetário ( $m1$ ) e Razão Papel-Moeda/Depósitos à Vista ( $k$ )**  
**(Dados Mensais)**



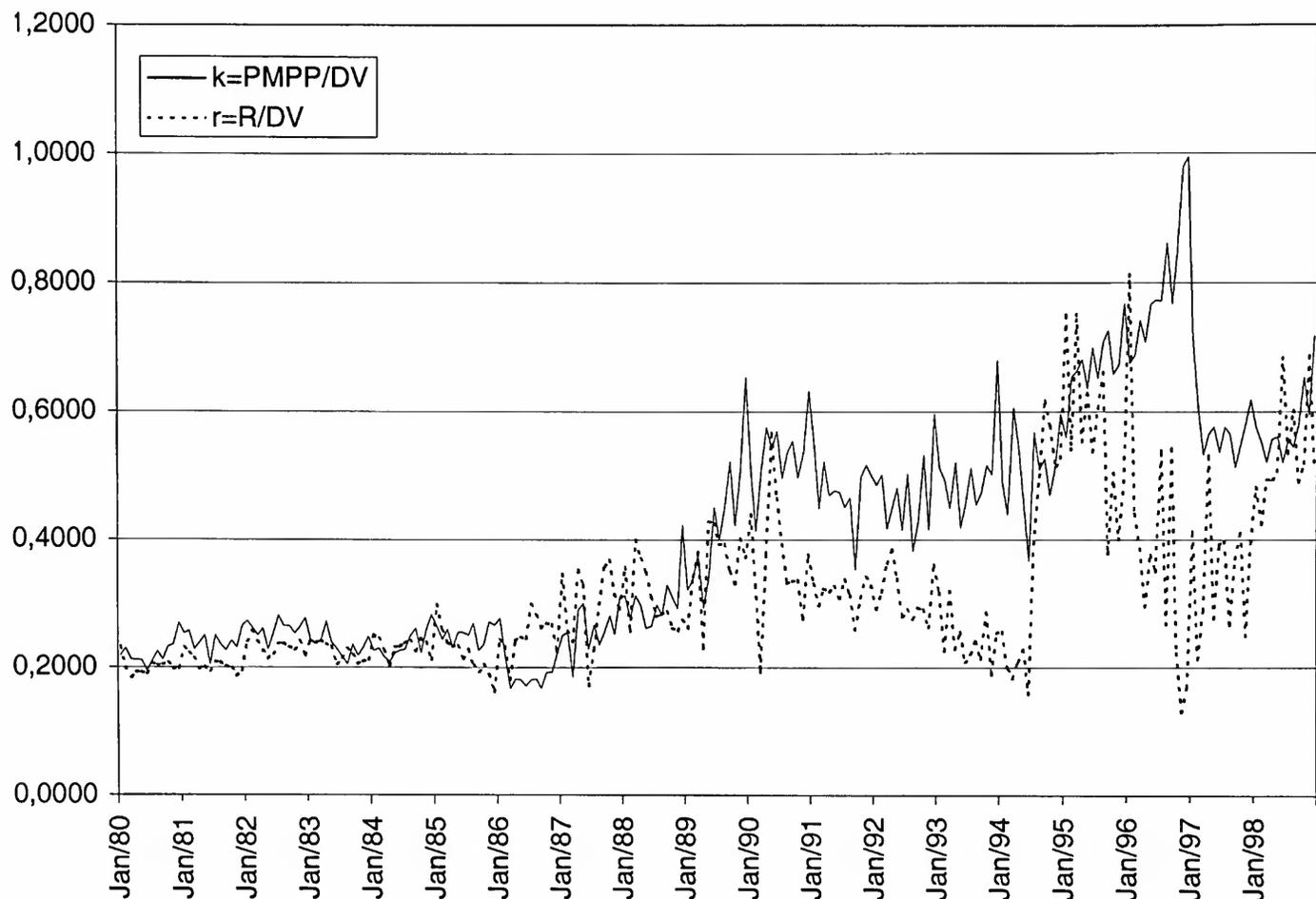
É simples a racionalização econômica para os resultados da Figura 1: se aumenta a preferência por papel-moeda diminui a intermediação bancária, ou seja, cai o multiplicador  $m1$ . Raciocínio semelhante aplica-se, aliás, para a relação entre o multiplicador monetário  $m1$  e a razão reservas bancárias/depósitos à vista,  $r$ , mostrada na Figura 2. Com o aumento das reservas bancárias, diminui a capacidade de empréstimo dos bancos, caindo assim o multiplicador monetário; note-se que é também, conforme a nota 4, negativa a elasticidade de  $m1$  com relação à razão  $r$ .

**Figura 2**  
**Multiplicador Monetário ( $m1$ ) e Razão Encaixes Bancários/Depósitos à Vista**  
**(Dados Mensais)**



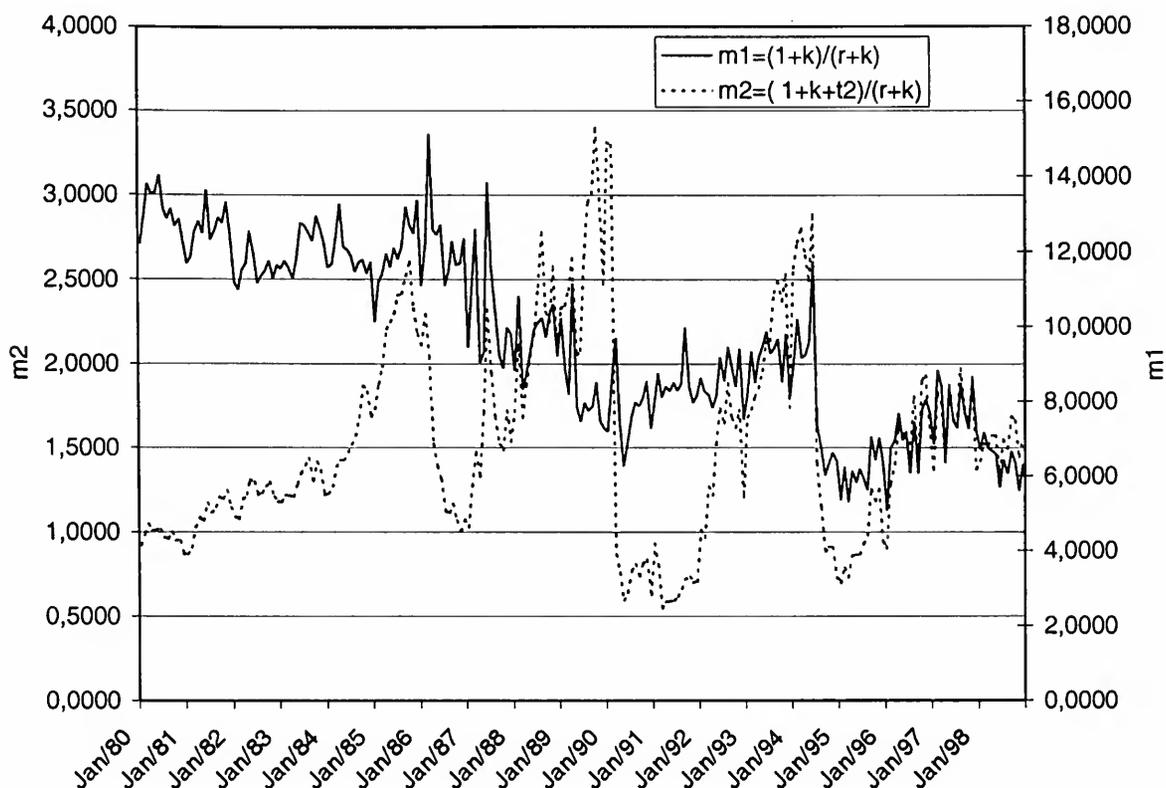
Dessas considerações percebe-se que, caso  $k$  e  $r$  tenham trajetórias opostas, os seus efeitos sobre o multiplicador  $m1$  acabam se anulando. De fato, conforme indicado na Figura 3,  $r$  e  $k$  às vezes caminham efetivamente em direção oposta, como é o caso observado, por exemplo, nos períodos 1990/1994 e 1996/1997. Não é por outra razão, aliás, que o multiplicador  $m1$  não apresenta nenhuma tendência clara, seja de subida ou de descida, nesses dois períodos (ver novamente a Figura 1).

**Figura 3**  
**Razões: Papel-Moeda em Poder do Público / DV (k) - Encaixe Bancário/DV (r)**  
**(Dados Mensais)**

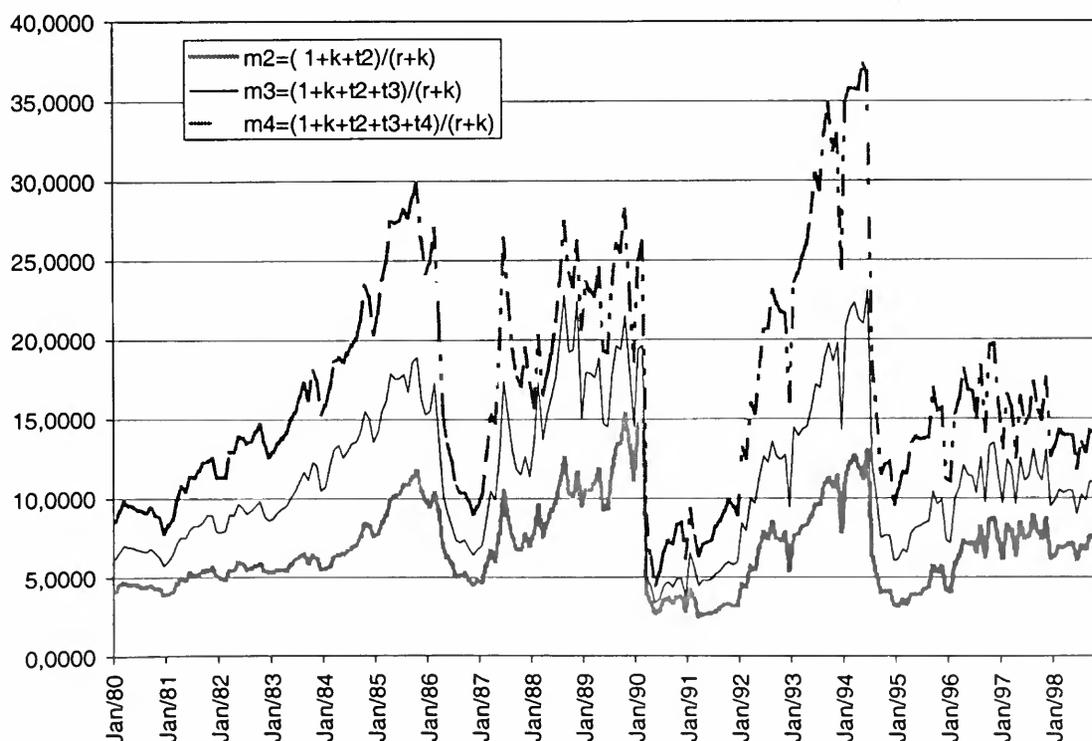


Na Figura 4 tem-se as trajetórias dos multiplicadores  $m_1$  e  $m_2$ . Verifica-se que enquanto a trajetória de  $m_1$  é claramente decrescente, a de  $m_2$ , apesar da grande volatilidade, é ligeiramente crescente, o que só faz aumentar a distância entre as duas curvas já que  $m_1$  é, por definição, sempre menor que  $m_2$ . Isso tem obviamente a ver com a redução na demanda por encaixes monetários reais diante do elevado custo de oportunidade em reter moeda durante os períodos de alta taxa inflacionária. Nessas ocasiões as taxas de retorno obtidas nas aplicações em ativos que rendem juros tornam-se particularmente atrativas. Essa busca por ativos que pagam juros acaba resultando em trajetórias bem semelhantes para os multiplicadores  $m_2$ ,  $m_3$  e  $m_4$ , que de fato parecem diferir apenas nos seus níveis, mas não em tendência (ver a Figura 5).

**Figura 4**  
**Multiplicadores Monetários m1 e m2**  
**(Dados Mensais)**



**Figura 5**  
**Multiplicadores Monetários m2, m3 e m4**  
**(Dados Mensais)**



Para melhor compreender a trajetória dos multiplicadores monetários tem-se, inicialmente, na Tabela 1 do Apêndice, as elasticidades dos vários multiplicadores com relação às variáveis que os afetam. Conforme indicado na equação (2), tais elasticidades são elementos que compõem os fatores explicativos da taxa de variação temporal dos multiplicadores monetários. Os termos específicos da decomposição dessa taxa de variação estão nas Tabelas 2 a 5 do Apêndice.

Considerando-se primeiramente as elasticidades dos vários multiplicadores monetários com relação à razão papel-moeda/depósitos à vista,  $k$ , vê-se que elas são sempre negativas, o que é decorrência, aliás, das próprias fórmulas apresentadas na nota 4, conforme já foi ressaltado. Essas elasticidades serão analisadas, entretanto, à luz dos seus valores absolutos, que no caso estão sempre abaixo da unidade. Observe-se que os valores dessas elasticidades aumentam quanto mais amplo for o agregado monetário adotado, o que não poderia ser, aliás, de outro modo em vista das correspondentes fórmulas dadas na nota 4. Para considerar primeiramente o caso do multiplicador  $m_1$ , vê-se que as elasticidades iniciam o período com valores, embora com alguma flutuação, em torno de 0,33. Durante o Plano Cruzado (1986-II a 1986-III) as mesmas caem, entretanto, para valores ao redor de 0,25, subindo em seguida aos seus níveis anteriores, quando voltam a cair novamente no Plano Verão (1987-III a 1988-I), atingindo então valores em torno de 0,22. O seu comportamento daí em diante é um pouco mais volátil. Há porém uma nova e acentuada queda durante o Plano Collor, quando as elasticidades passam de 0,39 em 1990-I para 0,19 em 1990-II. Esse comportamento se repete, aliás, no Plano Real, já que os valores passam de níveis próximos a 0,40, entre 1994-I e 1994-II, para valores em torno de 0,11 em 1994-III. Parece que o comportamento dessas elasticidades resulta do fato do multiplicador monetário estar ali reagindo também ao aumento simultâneo nas reservas bancárias (ver a Figura 3), já que isto reduz o valor do multiplicador.

Não fossem as diferenças nos níveis, a análise das elasticidades dos demais multiplicadores monetários com relação à razão  $k$  seria semelhante àquela do multiplicador  $m_1$  que acabamos de comentar. Essas elasticidades são, para o multiplicador  $m_2$ , em geral bem mais elevadas do que aquelas para  $m_1$ , sendo não raro o dobro. Já para os multiplicadores  $m_3$  e  $m_4$  elas são apenas ligeiramente maiores do que as de  $m_2$ .

A última coluna da Tabela 1 mostra as elasticidade dos vários multiplicadores com relação à razão depósitos compulsórios/depósitos à vista,  $r$ . Conforme indicado nas fórmulas da nota 4, essas elasticidades não variam com a abrangência do agregado monetário. Também aqui elas são sempre negativas, e com valores absolutos abaixo da

unidade. O seu comportamento é às vezes, porém, o oposto daquele das correspondentes elasticidades com relação à razão  $k$ . Isto parece ser o caso particularmente durante os planos de estabilização (Planos Cruzado, Verão, Collor e Real). Há que se ressaltar aqui, entretanto, que os recolhimentos compulsórios dos bancos comerciais ao Banco Central ocorrem com defasagens de 15 dias a um mês, o que pode explicar uma boa parte do descompasso entre as razões  $k$  e  $r$ .

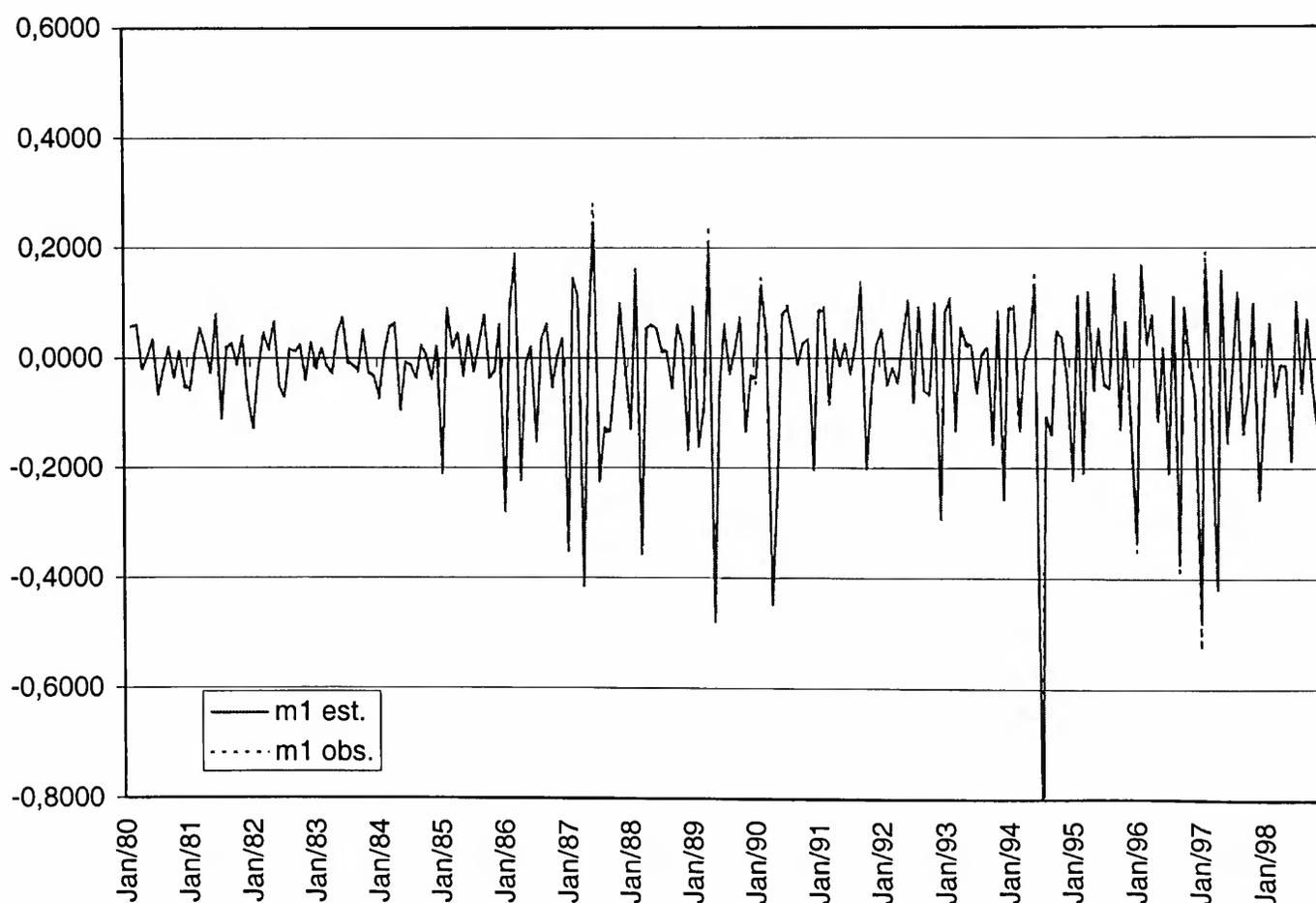
Para algumas considerações sobre as elasticidades dos vários multiplicadores com relação a  $t_2$  (títulos públicos/depósitos à vista),  $t_3$  (depósitos em poupança/depósitos à vista) e  $t_4$  (depósitos a prazo/depósitos à vista) observe-se primeiramente que elas são sempre positivas e com valores abaixo da unidade. É interessante notar ainda que, e uma vez mais em conformidade com a nota 4, para dado ano as elasticidade de  $m_2$ ,  $m_3$  e  $m_4$  com relação a  $t_2$  decrescem quanto mais amplo for o agregado monetário. Isso é igualmente verdadeiro para as elasticidades de  $m_3$  e  $m_4$  com relação a  $t_3$ . Já as elasticidades  $E(m_3, t_2)$  e  $E(m_3, t_3)$  diferem entre si apenas à medida que diferem os respectivos numeradores  $t_2$  e  $t_3$  das suas fórmulas, pois têm o mesmo denominador. Assim, como essas elasticidades aumentam até 1987 quando se vai de  $t_2$  para  $t_3$ , e diminuem daí em diante, isso significa que  $t_2$  é menor do que  $t_3$  até 1987, e maior daí em diante. Raciocínio análogo aplica-se para as elasticidades  $E(m_4, t_2)$ ,  $E(m_4, t_3)$  e  $E(m_4, t_4)$  cujas fórmulas têm, respectivamente, os numeradores  $t_2$ ,  $t_3$  e  $t_4$ , mas com denominador idêntico. É interessante notar, em particular, a queda acentuada de  $E(m_3, t_3)$  e  $E(m_4, t_3)$  durante o Plano Collor (1990-I e 1990-II), o que pode ser explicado pelo confisco das poupanças privadas ocorrido na ocasião.

Por fim, para as elasticidades  $E(m_2, t_2)$ ,  $E(m_3, t_3)$  e  $E(m_4, t_4)$ , vê-se que as primeiras são, em geral, crescentes e os seus valores estão quase sempre bem acima das outras duas cujos valores decrescem ligeiramente ao longo do tempo. Não parece haver, entretanto, uma relação bem definida entre elas, particularmente entre as duas últimas, onde uma pode estar acima da outra durante algum tempo para logo depois inverter tal relação.

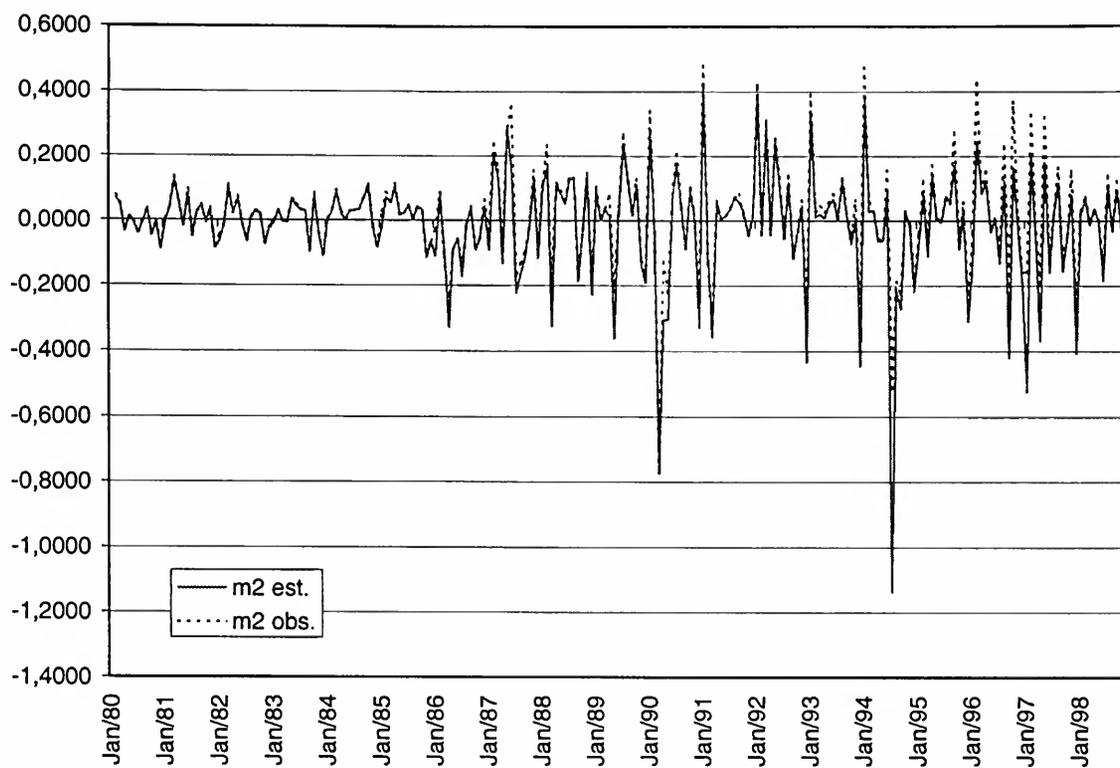
Conforme já ressaltado, as elasticidades discutidas acima são parte importante da decomposição da taxa de variação temporal dos multiplicadores monetários. Na Tabela 2 tem-se a decomposição da taxa de variação de  $m_1$  que é dada pelos elementos representados pelas elasticidades com relação às razões  $k$  e  $r$ , respectivamente, vezes as taxas de variação dessas razões (ver a equação (2)). Sendo ambas as elasticidades negativas, e com  $k$  e  $r$  tendo às vezes trajetórias opostas, os seus correspondentes efeitos sobre a taxa de variação de  $m_1$  acabam, nesses casos, se anulando.

Considerações análogas aplicam-se aos resultados das Tabelas 3 a 5, que mostram a decomposição das taxas de variação dos multiplicadores  $m_2$ ,  $m_3$  e  $m_4$  nos seus vários componentes. Tendo em vista a dificuldade na explicação do papel de cada um desses componentes na taxa de variação dos multiplicadores monetários, optou-se aqui pela simples comparação entre o resultado obtido pela decomposição que acabamos de discutir e a taxa de variação do multiplicador efetivamente observada. Para uma melhor visualização dessa comparação, cujos valores estão nas duas últimas colunas das Tabelas 2 a 5, os resultados são representados graficamente nas Figuras 6A-6D. Observe-se que a decomposição obtida pela equação (2) é relativamente precisa. A precisão só é um pouco menor nas vizinhanças dos quatro planos de estabilização, onde tanto as elasticidades como as próprias razões,  $k$ ,  $r$ ,  $t_2$ ,  $t_3$  e  $t_4$  têm as suas maiores variações.

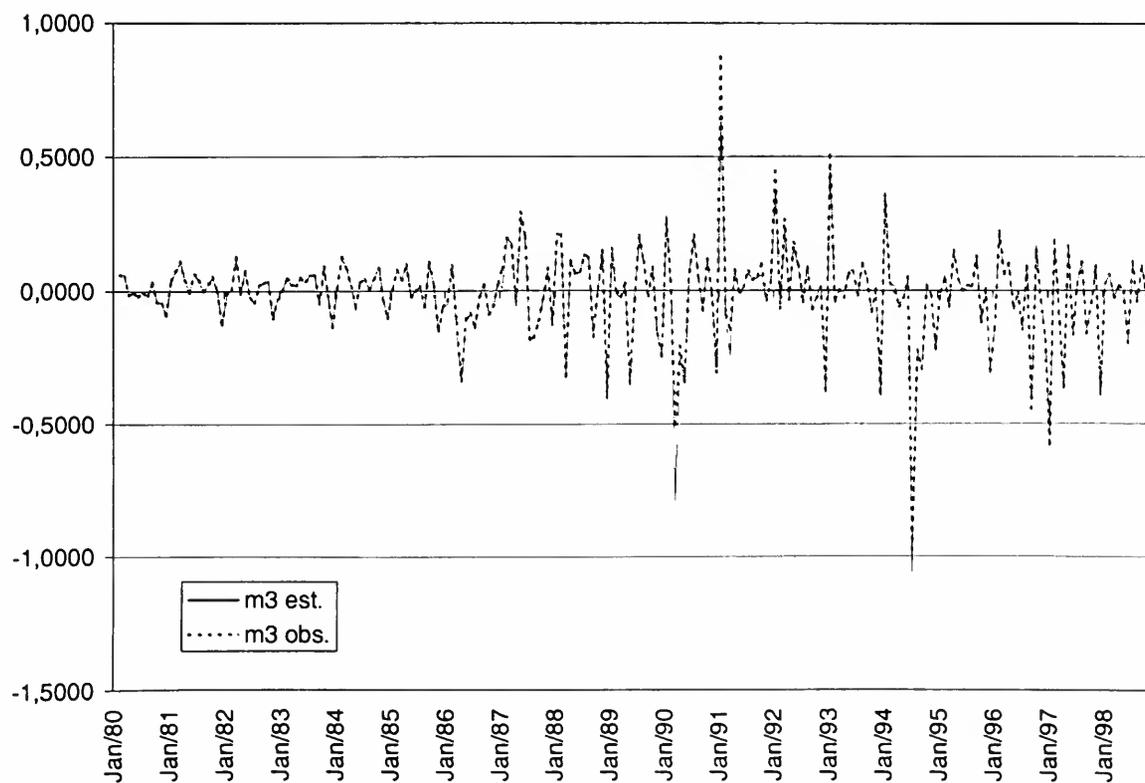
**Figura 6A**  
**Taxa de Variação do Multiplicador Monetário  $m_1$**   
**(Dados Mensais)**



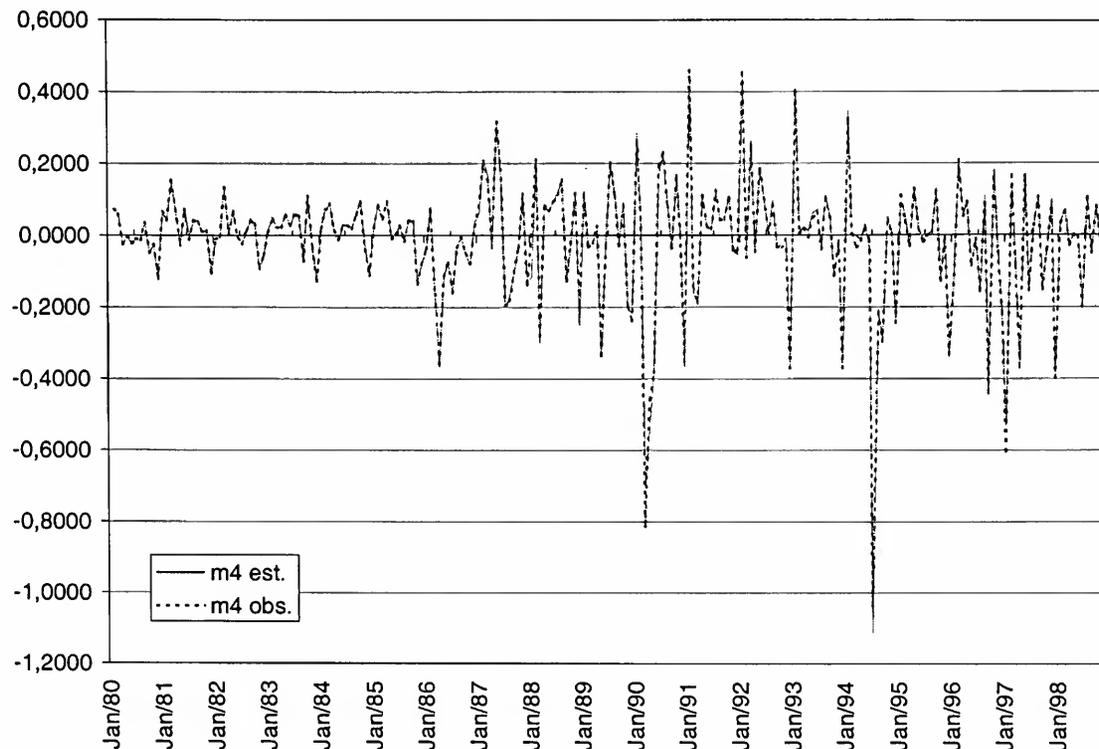
**Figura 6B**  
**Taxa de Variação do Multiplicador Monetário m2**  
**(Dados Mensais)**



**Figura 6C**  
**Taxa de Variação do Multiplicador Monetário m3**  
**(Dados Mensais)**



**Figura 6D**  
**Taxa de Variação do Multiplicador Monetário m4**  
**(Dados Mensais)**



#### 4 Resumo das conclusões

Neste estudo mostrou-se como decompor a variação dos multiplicadores monetários em termos dos principais fatores que os afetam, o que, no caso, está intimamente ligado às escolhas de portfólio dos indivíduos. Com a aplicação da metodologia aos dados brasileiros pôde-se constatar certas particularidades interessantes, como, por exemplo, o fato das elasticidades dos multiplicadores com relação à razão papel-moeda/depósitos à vista,  $k$ , terem sempre caído de maneira acentuada durante os planos de estabilização, para voltar aos seus níveis anteriores logo adiante. Nestas ocasiões é inverso o caminho percorrido pela elasticidade dos multiplicadores monetários com relação à razão encaixes bancários/depósitos à vista,  $r$ . Pôde-se ainda observar o forte impacto causado pelo confisco das poupanças privadas durante o Plano Collor nas elasticidades que dependem da razão  $t3$  (isto é, razão poupança/depósitos à vista).

Por fim, os resultados indicaram que a decomposição da taxa de variação dos multiplicadores monetários, obtida por meio das elasticidades aqui calculadas, é relativamente precisa, exceto talvez em torno dos planos de estabilização econômica (Cruzado, Verão, Collor e Real).

## Referências bibliográficas

Burger, Albert E. The puzzling growth of the monetary aggregates in the 1980s. *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, v. 70, n. 5, p. 46-60, Sept./Oct. 1988.

Rossi, José W. O comportamento dos agregados monetários no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 44, n. 2, abr./jun. 1990.

## Anexo

**Tabela 1**  
**Elasticidade dos Multiplicadores Monetários**

Ano		E(m1,k)	E(m2,k)	E(m3,k)	E(m4,k)	E(M2,t2)	E(m3,t2)	E(m3,t3)	E(m4,t2)	E(m4,t3)	E(m4,t4)	E(m,r)
1980	I	-0,361	-0,428	-0,463	-0,483	0,385	0,263	0,318	0,190	0,231	0,275	-0,464
	II	-0,343	-0,399	-0,432	-0,452	0,344	0,235	0,317	0,172	0,232	0,268	-0,495
	III	-0,335	-0,395	-0,435	-0,456	0,344	0,226	0,344	0,163	0,249	0,277	-0,490
	IV	-0,365	-0,430	-0,476	-0,502	0,307	0,209	0,318	0,155	0,235	0,260	-0,424
1981	I	-0,331	-0,399	-0,442	-0,464	0,369	0,234	0,367	0,166	0,261	0,290	-0,483
	II	-0,343	-0,408	-0,446	-0,466	0,385	0,247	0,360	0,172	0,251	0,303	-0,487
	III	-0,344	-0,420	-0,462	-0,483	0,409	0,250	0,389	0,170	0,265	0,320	-0,471
	IV	-0,368	-0,450	-0,498	-0,523	0,393	0,246	0,375	0,167	0,255	0,321	-0,423
1982	I	-0,311	-0,398	-0,448	-0,469	0,433	0,241	0,444	0,162	0,299	0,326	-0,489
	II	-0,333	-0,427	-0,472	-0,494	0,464	0,269	0,419	0,178	0,276	0,341	-0,465
	III	-0,323	-0,425	-0,471	-0,492	0,489	0,278	0,430	0,181	0,279	0,351	-0,468
	IV	-0,343	-0,434	-0,487	-0,512	0,420	0,242	0,423	0,159	0,278	0,344	-0,440
1983	I	-0,306	-0,397	-0,443	-0,463	0,463	0,257	0,445	0,169	0,292	0,343	-0,499
	II	-0,342	-0,433	-0,475	-0,493	0,489	0,274	0,439	0,182	0,291	0,337	-0,472
	III	-0,328	-0,424	-0,470	-0,486	0,503	0,256	0,491	0,174	0,334	0,320	-0,482
	IV	-0,341	-0,442	-0,489	-0,505	0,509	0,268	0,474	0,183	0,324	0,317	-0,460
1984	I	-0,311	-0,416	-0,453	-0,463	0,588	0,290	0,507	0,205	0,360	0,291	-0,511
	II	-0,309	-0,421	-0,456	-0,468	0,610	0,318	0,479	0,216	0,326	0,320	-0,507
	III	-0,330	-0,455	-0,495	-0,510	0,606	0,303	0,500	0,198	0,326	0,348	-0,464
	IV	-0,352	-0,480	-0,525	-0,542	0,583	0,298	0,489	0,192	0,315	0,357	-0,428
1985	I	-0,314	-0,448	-0,483	-0,497	0,652	0,327	0,498	0,204	0,311	0,376	-0,481
	II	-0,341	-0,471	-0,507	-0,522	0,640	0,325	0,493	0,194	0,295	0,402	-0,456
	III	-0,355	-0,470	-0,504	-0,518	0,620	0,319	0,486	0,189	0,289	0,406	-0,460
	IV	-0,412	-0,532	-0,572	-0,593	0,571	0,319	0,442	0,185	0,257	0,419	-0,378
1986	I	-0,337	-0,407	-0,438	-0,454	0,490	0,284	0,421	0,174	0,258	0,388	-0,520
	II	-0,265	-0,319	-0,351	-0,373	0,374	0,244	0,348	0,154	0,219	0,370	-0,590
	III	-0,246	-0,302	-0,330	-0,348	0,391	0,265	0,324	0,184	0,224	0,307	-0,611
	IV	-0,316	-0,383	-0,418	-0,442	0,369	0,256	0,307	0,178	0,213	0,305	-0,503
1987	I	-0,280	-0,357	-0,389	-0,405	0,493	0,292	0,409	0,192	0,269	0,341	-0,564
	II	-0,386	-0,486	-0,530	-0,546	0,538	0,262	0,512	0,158	0,309	0,396	-0,428
	III	-0,213	-0,313	-0,370	-0,388	0,493	0,221	0,552	0,134	0,335	0,394	-0,584
	IV	-0,279	-0,393	-0,456	-0,481	0,479	0,233	0,513	0,138	0,304	0,408	-0,484
1988	I	-0,201	-0,386	-0,409	-0,414	0,778	0,447	0,426	0,374	0,357	0,162	-0,561
	II	-0,251	-0,419	-0,436	-0,440	0,803	0,471	0,414	0,398	0,350	0,154	-0,540
	III	-0,286	-0,488	-0,508	-0,513	0,814	0,462	0,432	0,372	0,348	0,196	-0,466
	IV	-0,310	-0,549	-0,569	-0,579	0,804	0,523	0,349	0,389	0,259	0,257	-0,393

continua

**Tabela 1**  
**Elasticidade dos Multiplicadores Monetários (continuação)**

Ano		E(m1,k)	E(m2,k)	E(m3,k)	E(m4,k)	E(M2,t2)	E(m3,t2)	E(m3,t3)	E(m4,t2)	E(m4,t3)	E(m4,t4)	E(m,r)
1989	I	-0,224	-0,459	-0,472	-0,478	0,857	0,565	0,341	0,446	0,270	0,210	-0,502
	II	-0,204	-0,465	-0,481	-0,489	0,843	0,567	0,327	0,438	0,253	0,228	-0,486
	III	-0,255	-0,560	-0,570	-0,577	0,887	0,644	0,274	0,499	0,212	0,225	-0,402
	IV	-0,242	-0,588	-0,598	-0,606	0,875	0,694	0,208	0,555	0,166	0,200	-0,363
1990	I	-0,389	-0,591	-0,612	-0,656	0,600	0,508	0,154	0,312	0,095	0,386	-0,274
	II	-0,188	-0,383	-0,413	-0,453	0,537	0,441	0,178	0,311	0,126	0,295	-0,450
	III	-0,266	-0,465	-0,497	-0,542	0,556	0,442	0,205	0,286	0,133	0,354	-0,377
	IV	-0,239	-0,443	-0,481	-0,534	0,527	0,418	0,207	0,267	0,132	0,360	-0,373
1991	I	-0,274	-0,473	-0,519	-0,541	0,581	0,398	0,315	0,307	0,243	0,229	-0,383
	II	-0,285	-0,473	-0,516	-0,541	0,583	0,395	0,323	0,288	0,236	0,270	-0,393
	III	-0,317	-0,479	-0,509	-0,529	0,617	0,430	0,303	0,305	0,215	0,291	-0,421
	IV	-0,270	-0,510	-0,538	-0,554	0,719	0,504	0,299	0,380	0,225	0,247	-0,397
1992	I	-0,240	-0,489	-0,501	-0,511	0,843	0,615	0,271	0,446	0,196	0,275	-0,465
	II	-0,305	-0,558	-0,568	-0,576	0,862	0,650	0,246	0,462	0,175	0,289	-0,402
	III	-0,293	-0,554	-0,564	-0,574	0,869	0,649	0,253	0,440	0,171	0,322	-0,406
	IV	-0,250	-0,565	-0,580	-0,594	0,844	0,618	0,268	0,424	0,184	0,315	-0,377
1993	I	-0,274	-0,548	-0,558	-0,567	0,885	0,641	0,276	0,432	0,186	0,325	-0,416
	II	-0,373	-0,649	-0,660	-0,669	0,879	0,619	0,296	0,409	0,196	0,339	-0,313
	III	-0,368	-0,656	-0,666	-0,674	0,895	0,629	0,296	0,414	0,195	0,342	-0,310
	IV	-0,324	-0,677	-0,693	-0,705	0,873	0,600	0,313	0,402	0,210	0,329	-0,271
1994	I	-0,390	-0,732	-0,743	-0,750	0,906	0,626	0,309	0,438	0,216	0,301	-0,232
	II	-0,430	-0,665	-0,676	-0,683	0,875	0,590	0,326	0,408	0,225	0,308	-0,302
	III	-0,116	-0,383	-0,412	-0,426	0,773	0,487	0,371	0,340	0,259	0,300	-0,539
	IV	-0,157	-0,412	-0,457	-0,481	0,683	0,422	0,382	0,284	0,257	0,327	-0,470
1995	I	-0,070	-0,368	-0,409	-0,432	0,749	0,442	0,409	0,271	0,251	0,388	-0,532
	II	-0,154	-0,467	-0,509	-0,529	0,762	0,435	0,429	0,282	0,278	0,352	-0,435
	III	-0,237	-0,570	-0,604	-0,623	0,792	0,484	0,389	0,317	0,254	0,346	-0,342
	IV	-0,176	-0,494	-0,537	-0,561	0,734	0,461	0,373	0,314	0,254	0,319	-0,390
1996	I	-0,231	-0,574	-0,604	-0,620	0,806	0,521	0,354	0,359	0,244	0,310	-0,343
	II	-0,252	-0,610	-0,635	-0,651	0,821	0,556	0,322	0,395	0,229	0,291	-0,312
	III	-0,151	-0,511	-0,534	-0,548	0,830	0,580	0,301	0,416	0,216	0,283	-0,415
	IV	-0,356	-0,763	-0,790	-0,807	0,817	0,571	0,301	0,425	0,224	0,256	-0,146
1997	I	-0,300	-0,576	-0,598	-0,609	0,795	0,553	0,305	0,428	0,236	0,225	-0,352
	II	-0,229	-0,508	-0,530	-0,541	0,801	0,557	0,304	0,429	0,234	0,231	-0,422
	III	-0,242	-0,514	-0,534	-0,545	0,804	0,562	0,301	0,429	0,230	0,237	-0,419
	IV	-0,228	-0,520	-0,549	-0,564	0,766	0,518	0,324	0,395	0,247	0,237	-0,390
1998	I	-0,171	-0,447	-0,468	-0,479	0,807	0,557	0,309	0,420	0,233	0,245	-0,487
	II	-0,090	-0,361	-0,383	-0,395	0,793	0,541	0,541	0,318	0,407	0,240	-0,550
	III	-0,175	-0,471	-0,493	-0,504	0,805	0,551	0,551	0,315	0,427	0,243	-0,430
	IV	-0,167	-0,501	-0,526	-0,538	0,799	0,561	0,561	0,299	0,444	0,237	-1,000

**Tabela 2**  
**Componentes da Taxa de Variação do Multiplicador Monetário m1**

Ano		E(m1,k) k	E(m1,r) r	m1 est.	m1 obs.
1980	I	0,031	-0,015	0,016	0,016
	II	-0,033	-0,036	-0,069	-0,064
	III	-0,089	0,016	-0,073	-0,065
	IV	0,055	-0,035	0,020	0,021
1981	I	0,035	0,044	0,079	0,087
	II	-0,038	-0,019	-0,057	-0,053
	III	-0,057	0,020	-0,037	-0,035
	IV	0,019	-0,100	-0,081	-0,075
1982	I	-0,004	0,039	0,036	0,037
	II	-0,014	-0,027	-0,041	-0,039
	III	-0,016	0,029	0,013	0,013
	IV	0,042	-0,048	-0,005	-0,006
1983	I	0,017	0,076	0,093	0,103
	II	-0,008	-0,031	-0,040	-0,038
	III	-0,018	0,015	-0,003	-0,003
	IV	0,043	-0,033	0,011	0,011
1984	I	-0,014	-0,014	-0,028	-0,027
	II	-0,046	0,016	-0,030	-0,028
	III	-0,028	0,029	0,001	0,001
	IV	0,029	-0,058	-0,028	-0,028
1985	I	0,006	0,053	0,059	0,062
	II	0,037	0,043	0,080	0,089
	III	-0,062	0,076	0,014	0,014
	IV	0,154	-0,045	0,109	0,134
1986	I	-0,007	-0,185	-0,192	-0,161
	II	0,005	-0,041	-0,036	-0,035
	III	-0,081	0,088	0,007	0,007
	IV	0,052	-0,034	0,019	0,020
1987	I	-0,067	0,160	0,093	0,099
	II	-0,046	-0,468	-0,513	-0,334
	III	-0,046	0,110	0,064	0,066
	IV	-0,002	-0,180	-0,182	-0,154
1988	I	0,031	0,126	0,157	0,194
	II	-0,062	0,039	-0,023	-0,021
	III	-0,081	0,023	-0,058	-0,052
	IV	0,033	-0,154	-0,120	-0,111

(continua)

**Tabela 2**  
**Componentes da Taxa de Variação do Multiplicador Monetário m1 (continuação)**

Ano		E(m1,k) k	E(m1,r) r	m1 est.	m1 obs.
1989	I	-0,043	-0,060	-0,103	-0,089
	II	-0,033	0,086	0,053	0,053
	III	-0,063	-0,024	-0,088	-0,075
	IV	0,053	0,176	0,229	0,334
1990	I	-0,046	-0,389	-0,435	-0,295
	II	0,005	0,125	0,130	0,152
	III	-0,038	-0,046	-0,084	-0,074
	IV	0,042	0,052	0,094	0,112
1991	I	0,025	0,020	0,045	0,049
	II	0,072	0,063	0,136	0,174
	III	-0,131	-0,116	-0,247	-0,182
	IV	0,044	-0,042	0,003	0,003
1992	I	0,002	0,108	0,109	0,123
	II	-0,010	-0,021	-0,032	-0,030
	III	-0,114	-0,093	-0,207	-0,156
	IV	0,062	0,043	0,104	0,130
1993	I	-0,005	0,145	0,140	0,162
	II	-0,014	-0,007	-0,021	-0,020
	III	-0,160	-0,058	-0,219	-0,161
	IV	0,035	0,075	0,110	0,130
1994	I	0,154	0,032	0,186	0,280
	II	-0,189	-0,874	-1,063	-0,487
	III	-0,015	0,077	0,062	0,063
	IV	-0,017	-0,199	-0,217	-0,172
1995	I	-0,004	0,152	0,148	0,169
	II	-0,006	0,129	0,123	0,138
	III	-0,014	-0,102	-0,116	-0,102
	IV	0,006	0,083	0,088	0,098
1996	I	-0,010	0,032	0,022	0,022
	II	0,002	-0,172	-0,170	-0,145
	III	-0,045	0,285	0,240	0,271
	IV	0,165	-0,103	0,062	0,088
1997	I	-0,002	-0,124	-0,127	-0,112
	II	0,010	0,023	0,033	0,035
	III	-0,049	-0,029	-0,078	-0,068
	IV	0,036	-0,097	-0,062	-0,062
1998	I	0,012	-0,078	-0,066	-0,068
	II	0,012	-0,193	-0,181	-0,187
	III	-0,008	0,080	0,072	0,069
	IV	-0,019	0,258	0,239	0,224

**Tabela 3**  
**Componentes da Taxa de Variação do Multiplicador Monetário m2**

Ano		E(m2,k) k	E(m2,t2) t2	E (m2,r) r	m2 est.	m2 obs.
1980	I	0,037	-0,068	-0,015	-0,047	-0,049
	II	-0,038	0,006	-0,036	-0,068	-0,063
	III	-0,105	-0,041	0,016	-0,130	-0,116
	IV	0,064	0,086	-0,035	0,115	0,121
1981	I	0,042	0,019	0,044	0,105	0,117
	II	-0,045	0,048	-0,019	-0,016	-0,015
	III	-0,069	-0,014	0,020	-0,064	-0,060
	IV	0,024	0,065	-0,100	-0,011	-0,010
1982	I	-0,005	0,058	0,039	0,093	0,096
	II	-0,018	0,053	-0,027	0,009	0,008
	III	-0,021	-0,116	0,029	-0,107	-0,108
	IV	0,053	0,067	-0,048	0,073	0,075
1983	I	0,022	0,045	0,076	0,143	0,160
	II	-0,011	0,031	-0,031	-0,011	-0,011
	III	-0,024	0,019	0,015	0,010	0,010
	IV	0,056	0,172	-0,033	0,195	0,203
1984	I	-0,019	0,064	-0,014	0,031	0,030
	II	-0,063	0,006	0,016	-0,040	-0,038
	III	-0,039	-0,045	0,029	-0,055	-0,054
	IV	0,040	0,184	-0,058	0,166	0,165
1985	I	0,008	-0,036	0,053	0,025	0,027
	II	0,051	-0,066	0,043	0,028	0,031
	III	-0,082	-0,097	0,076	-0,103	-0,101
	IV	0,198	-0,192	-0,045	-0,038	-0,047
1986	I	-0,008	-0,184	-0,185	-0,378	-0,316
	II	0,006	0,027	-0,041	-0,008	-0,008
	III	-0,099	-0,019	0,088	-0,030	-0,029
	IV	0,064	0,227	-0,034	0,257	0,270
1987	I	-0,085	0,117	0,160	0,193	0,204
	II	-0,057	-0,078	-0,468	-0,603	-0,393
	III	-0,067	-0,006	0,110	0,037	0,037
	IV	-0,003	1,345	-0,180	1,163	0,982
1988	I	0,060	0,094	0,126	0,280	0,347
	II	-0,103	0,105	0,039	0,041	0,038
	III	-0,138	0,001	0,023	-0,114	-0,101
	IV	0,059	0,336	-0,154	0,241	0,221

(continua)

**Tabela 3**  
**Componentes da Taxa de Variação do Multiplicador Monetário m2 (continuação)**

Ano		E(m2,k) k	E(m2,t2) t2	E (m2,r) r	m2 est.	m2 obs.
1990	I	-0,069	-0,118	-0,389	-0,577	-0,391
	II	0,011	0,037	0,125	0,173	0,202
	III	-0,066	-0,038	-0,046	-0,150	-0,132
	IV	0,077	0,085	0,052	0,214	0,255
1991	I	0,044	-0,012	0,020	0,051	0,055
	II	0,120	0,033	0,063	0,217	0,277
	III	-0,198	0,468	-0,116	0,154	0,114
	IV	0,084	0,705	-0,042	0,747	0,793
1992	I	0,003	0,140	0,108	0,251	0,282
	II	-0,019	0,057	-0,021	0,017	0,017
	III	-0,216	-0,073	-0,093	-0,381	-0,288
	IV	0,139	0,239	0,043	0,421	0,524
1993	I	-0,009	-0,039	0,145	0,096	0,111
	II	-0,025	0,156	-0,007	0,125	0,121
	III	-0,285	-0,069	-0,058	-0,413	-0,304
	IV	0,074	0,300	0,075	0,449	0,530
1994	I	0,290	-0,347	0,032	-0,026	-0,039
	II	-0,292	-0,398	-0,874	-1,564	-0,717
	III	-0,050	-0,262	0,077	-0,235	-0,239
	IV	-0,046	0,301	-0,199	0,056	0,045
1995	I	-0,020	0,071	0,152	0,203	0,232
	II	-0,017	0,162	0,129	0,274	0,307
	III	-0,033	-0,205	-0,102	-0,340	-0,298
	IV	0,016	0,352	0,083	0,451	0,503
1996	I	-0,024	0,103	0,032	0,111	0,111
	II	0,005	0,047	-0,172	-0,120	-0,103
	III	-0,151	0,029	0,285	0,163	0,183
	IV	0,354	-0,272	-0,103	-0,021	-0,029
1997	I	-0,005	0,030	-0,124	-0,098	-0,087
	II	0,022	0,004	0,023	0,050	0,052
	III	-0,105	-0,117	-0,029	-0,251	-0,219
	IV	0,081	0,152	-0,097	0,136	0,136
1998	I	0,028	0,037	-0,078	-0,014	-0,007
	II	0,032	-0,025	-0,193	-0,185	-0,140
	III	-0,026	0,043	0,080	0,097	0,123
	IV	-0,080	0,012	0,258	0,189	0,073

**Tabela 4**  
**Componentes da Taxa de Variação do Multiplicador Monetário m3**

Ano		$E(m_3, k)k$	$E(m_3, t_2)t_2$	$E(m_3, t_3) t_3$	$E(m_3, r) r$	m3 est.	m3 obs.
1980	I	0,040	-0,047	-0,026	-0,015	-0,049	-0,050
	II	-0,041	0,004	0,047	-0,036	-0,026	-0,024
	III	-0,115	-0,027	-0,041	0,016	-0,167	-0,150
	IV	0,071	0,059	0,102	-0,035	0,197	0,208
1981	I	0,047	0,012	-0,009	0,044	0,094	0,105
	II	-0,049	0,031	0,071	-0,019	0,034	0,032
	III	-0,076	-0,009	-0,021	0,020	-0,086	-0,081
	IV	0,026	0,041	0,154	-0,100	0,121	0,113
1982	I	-0,005	0,032	-0,020	0,039	0,047	0,048
	II	-0,020	0,031	0,045	-0,027	0,029	0,028
	III	-0,024	-0,066	-0,058	0,029	-0,118	-0,119
	IV	0,060	0,039	0,063	-0,048	0,115	0,117
1983	I	0,025	0,025	0,006	0,076	0,132	0,147
	II	-0,012	0,017	0,121	-0,031	0,095	0,091
	III	-0,026	0,009	-0,021	0,015	-0,023	-0,023
	IV	0,062	0,090	0,152	-0,033	0,272	0,282
1984	I	-0,020	0,031	-0,023	-0,014	-0,026	-0,025
	II	-0,068	0,003	0,051	0,016	0,002	0,002
	III	-0,042	-0,023	-0,039	0,029	-0,075	-0,074
	IV	0,044	0,094	0,107	-0,058	0,187	0,186
1985	I	0,009	-0,018	-0,029	0,053	0,014	0,015
	II	0,055	-0,034	-0,048	0,043	0,016	0,018
	III	-0,087	-0,050	-0,113	0,076	-0,174	-0,171
	IV	0,213	-0,107	-0,128	-0,045	-0,066	-0,082
1986	I	-0,009	-0,107	-0,169	-0,185	-0,469	-0,393
	II	0,007	0,017	-0,029	-0,041	-0,046	-0,044
	III	-0,108	-0,013	-0,021	0,088	-0,054	-0,052
	IV	0,069	0,157	0,271	-0,034	0,465	0,489
1987	I	-0,093	0,069	0,296	0,160	0,433	0,459
	II	-0,063	-0,038	0,050	-0,468	-0,519	-0,338
	III	-0,079	-0,003	-0,072	0,110	-0,044	-0,045
	IV	-0,003	0,655	0,333	-0,180	0,804	0,679
1988	I	0,063	0,054	0,015	0,126	0,258	0,320
	II	-0,107	0,061	0,084	0,039	0,077	0,072
	III	-0,144	0,001	-0,123	0,023	-0,244	-0,216
	IV	0,061	0,219	0,100	-0,154	0,226	0,207
1989	I	-0,092	-0,032	-0,034	-0,060	-0,218	-0,188
	II	-0,077	0,301	0,042	0,086	0,351	0,352
	III	-0,142	-0,018	-0,086	-0,024	-0,270	-0,230
	IV	0,131	-0,558	-0,167	0,176	-0,418	-0,611

(continua)

**Tabela 4**  
**Componentes da Taxa de Variação do Multiplicador Monetário m3 (continuação)**

Ano		$E(m_3, k)k$	$E(m_3, t_2)t_2$	$E(m_3, t_3) t_3$	$E(m_3, r) r$	m3 est.	m3 obs.
1990	I	-0,072	-0,100	0,011	-0,389	-0,550	-0,373
	II	0,011	0,031	0,041	0,125	0,208	0,242
	III	-0,070	-0,030	-0,001	-0,046	-0,148	-0,131
	IV	0,083	0,068	0,178	0,052	0,382	0,455
1991	I	0,048	-0,008	0,003	0,020	0,062	0,067
	II	0,131	0,022	-0,029	0,063	0,188	0,241
	III	-0,210	0,326	0,145	-0,116	0,145	0,107
	IV	0,088	0,494	0,141	-0,042	0,682	0,723
1992	I	0,003	0,102	0,001	0,108	0,214	0,241
	II	-0,019	0,043	0,024	-0,021	0,026	0,025
	III	-0,219	-0,054	0,005	-0,093	-0,361	-0,273
	IV	0,143	0,175	0,074	0,043	0,434	0,541
1993	I	-0,009	-0,028	0,017	0,145	0,124	0,143
	II	-0,025	0,110	0,047	-0,007	0,126	0,122
	III	-0,289	-0,049	0,007	-0,058	-0,390	-0,287
	IV	0,076	0,206	0,085	0,075	0,441	0,522
1994	I	0,294	-0,240	-0,096	0,032	-0,010	-0,015
	II	-0,297	-0,268	-0,081	-0,874	-1,520	-0,697
	III	-0,054	-0,165	-0,080	0,077	-0,222	-0,226
	IV	-0,051	0,186	0,182	-0,199	0,118	0,094
1995	I	-0,023	0,042	0,068	0,152	0,239	0,273
	II	-0,019	0,092	-0,005	0,129	0,197	0,221
	III	-0,034	-0,126	-0,099	-0,102	-0,361	-0,317
	IV	0,018	0,221	0,091	0,083	0,412	0,459
1996	I	-0,026	0,066	-0,014	0,032	0,059	0,060
	II	0,005	0,032	-0,017	-0,172	-0,152	-0,130
	III	-0,158	0,020	0,015	0,285	0,162	0,183
	IV	0,367	-0,190	-0,091	-0,103	-0,017	-0,024
1997	I	-0,005	0,021	0,009	-0,124	-0,099	-0,088
	II	0,023	0,003	-0,004	0,023	0,045	0,047
	III	-0,109	-0,082	-0,001	-0,029	-0,220	-0,192
	IV	0,086	0,103	0,021	-0,097	0,112	0,111
1998	I	0,001	0,009	-0,009	-0,188	-0,188	-0,158
	II	0,034	-0,017	-0,014	-0,193	-0,190	-0,196
	III	-0,028	0,029	0,015	0,080	0,096	0,092
	IV	-0,085	0,008	-0,002	0,258	0,179	0,156

**Tabela 5**  
**Componentes da Taxa de Variação do Multiplicador Monetário m4**

Ano		E(m4,K) k	E(m4,t2)t2	E(m4,t3) t3	E(m4,t4)t4	E (m4,r) r	m4 est.	m4 obs.
1980	I	0,0415531	-0,033824	-0,019104	-0,031512	-0,015442	-0,058329	-0,060175
	II	-0,042849	0,0031254	0,0346394	0,0292828	-0,036498	-0,0123	-0,011342
	III	-0,120654	-0,01934	-0,029768	-0,035104	0,0156878	-0,189178	-0,169003
	IV	0,0750553	0,0432909	0,075716	0,085624	-0,03478	0,2449062	0,2581576
1981	I	0,0490488	0,0085846	-0,006045	0,0182268	0,0438735	0,1136882	0,1261095
	II	-0,051012	0,0213841	0,0497795	0,0600239	-0,019367	0,0608089	0,0565421
	III	-0,080012	-0,005931	-0,014173	-0,004493	0,019616	-0,084993	-0,079589
	IV	0,027544	0,0278044	0,1048909	0,0709573	-0,100138	0,1310585	0,1225116
1982	I	-0,005646	0,0217997	-0,01323	0,0272375	0,0394743	0,0696348	0,0720348
	II	-0,020923	0,0203805	0,0297035	0,0440305	-0,026591	0,0466005	0,0444123
	III	-0,024607	-0,042695	-0,037769	-0,051881	0,0293925	-0,12756	-0,12792
	IV	0,0629995	0,0254922	0,0415429	0,0306721	-0,047667	0,1130394	0,115486
1983	I	0,0256476	0,0165316	0,0039676	-0,000123	0,0757403	0,1217644	0,1358226
	II	-0,012008	0,0113646	0,0800066	0,0172824	-0,031265	0,0653804	0,0626167
	III	-0,027173	0,0064492	-0,014446	-0,006459	0,0152232	-0,026405	-0,026046
	IV	0,0640614	0,0616586	0,1039836	0,0289522	-0,032635	0,2260212	0,2344298
1984	I	-0,020634	0,0222526	-0,01643	0,0465381	-0,013817	0,0179108	0,0172952
	II	-0,06962	0,002132	0,0343487	0,0637426	0,0162685	0,0468722	0,0443386
	III	-0,043212	-0,014792	-0,025611	-0,006771	0,0290027	-0,061383	-0,060389
	IV	0,0453932	0,0602596	0,0690218	0,1077742	-0,057613	0,224836	0,2226763
1985	I	0,0088055	-0,011132	-0,01823	0,0219784	0,0529401	0,0543623	0,0579643
	II	0,0565658	-0,020104	-0,028922	-0,027124	0,0428548	0,0232702	0,0259081
	III	-0,09002	-0,029545	-0,067022	-0,045148	0,075778	-0,155957	-0,153206
	IV	0,2209578	-0,062111	-0,074263	-0,144145	-0,044749	-0,104311	-0,128313
1986	I	-0,009089	-0,065195	-0,103187	-0,126633	-0,185472	-0,489576	-0,409661
	II	0,007306	0,0109695	-0,018283	-0,095514	-0,041192	-0,136712	-0,132325
	III	-0,114401	-0,008741	-0,014568	-0,007013	0,0879875	-0,056735	-0,054562
	IV	0,0734605	0,109427	0,1887616	0,2043408	-0,033533	0,542457	0,5704622
1987	I	-0,096422	0,0457972	0,195096	0,255088	0,1599867	0,5595455	0,5928876
	II	-0,064494	-0,022882	0,0299227	0,00166	-0,467829	-0,523623	-0,341052
	III	-0,083244	-0,00168	-0,043885	-0,002164	0,1100059	-0,020967	-0,021412
	IV	-0,003339	0,3873906	0,196715	-0,180863	-0,180187	0,2197178	0,1856082
1988	I	0,0640017	0,0454098	0,0124937	0,0002463	0,1256716	0,2478231	0,3073255
	II	-0,108185	0,0519378	0,0707151	0,0826314	0,0391736	0,136273	0,1268797
	III	-0,145123	0,0006738	-0,099269	0,0511775	0,0226223	-0,169918	-0,150577
	IV	0,0621139	0,162321	0,0740412	0,002443	-0,153753	0,1471663	0,1351861

(continua)

Tabela 5

## Componentes da Taxa de Variação do Multiplicador Monetário m4 (continuação)

Ano		E(m4,K) k	E(m4,t2)t2	E(m4,t3) t3	E(m4,t4)t4	E (m4,r) r	m4 est.	m4 obs.
1989	I	-0,092578	-0,025302	-0,026961	0,0090607	-0,060007	-0,195788	-0,16929
	II	-0,078606	0,2323803	0,0322518	0,0731493	0,0856814	0,3448565	0,3458985
	III	-0,143238	-0,01387	-0,066773	-0,04962	-0,024139	-0,29764	-0,253785
	IV	0,1324801	-0,446454	-0,133363	-0,06605	0,1755578	-0,337829	-0,493077
1990	I	-0,07707	-0,061299	0,0067094	-0,147546	-0,389301	-0,668506	-0,453346
	II	0,0125154	0,0216954	0,02856	0,1164595	0,1252416	0,3044719	0,3542187
	III	-0,076564	-0,019662	-0,000922	0,0049545	-0,046078	-0,138272	-0,12192
	IV	0,0924894	0,0432977	0,1141402	-0,12833	0,0521249	0,1737222	0,2069957
1991	I	0,0498551	-0,006523	0,002231	0,0525087	0,0196472	0,1177187	0,1274698
	II	0,1373648	0,0163453	-0,020952	0,0206612	0,0634629	0,2168819	0,2772199
	III	-0,218671	0,231199	0,102954	0,0569009	-0,11603	0,0563531	0,041585
	IV	0,0910354	0,3722487	0,1059851	0,2169867	-0,041539	0,7447167	0,7902601
1992	I	0,003409	0,0740849	0,0004682	0,0497792	0,107707	0,2354484	0,2649297
	II	-0,019474	0,0307557	0,016888	0,0727446	-0,021308	0,079606	0,076433
	III	-0,223191	-0,036807	0,0035283	-0,022879	-0,092721	-0,372069	-0,281086
	IV	0,1463612	0,119876	0,0503877	0,0940362	0,042852	0,4535132	0,5643523
1993	I	-0,00938	-0,019206	0,0113139	0,0167374	0,1447929	0,1442575	0,1667955
	II	-0,025318	0,0727214	0,0313055	0,0593081	-0,006826	0,1311903	0,1270226
	III	-0,292945	-0,031971	0,0044749	-0,02939	-0,058459	-0,40829	-0,300605
	IV	0,0767747	0,1383937	0,0569482	0,0423606	0,0746621	0,3891392	0,4599855
1994	I	0,2968374	-0,167841	-0,066968	-0,096674	0,0319352	-0,00271	-0,004079
	II	-0,300027	-0,185674	-0,056042	-0,112209	-0,873916	-1,527868	-0,700597
	III	-0,056094	-0,115426	-0,056184	-0,041283	0,0770895	-0,191898	-0,195111
	IV	-0,053588	0,1252538	0,1223257	0,2590539	-0,199208	0,2538375	0,2017337
1995	I	-0,023962	0,0257319	0,0415655	-0,017964	0,1518263	0,1771974	0,20271
	II	-0,019711	0,0599465	-0,003401	0,020937	0,1291854	0,186957	0,2096215
	III	-0,035492	-0,082152	-0,064495	-0,107244	-0,102337	-0,391721	-0,343669
	IV	0,0184698	0,1506783	0,0617723	0,0827642	0,0825499	0,3962346	0,4415588
1996	I	-0,026223	0,0457559	-0,009452	-0,012251	0,0321483	0,0299774	0,0301088
	II	0,0050364	0,0226168	-0,011876	-0,006959	-0,171567	-0,162748	-0,13955
	III	-0,162289	0,0146544	0,010469	-0,022731	0,2850906	0,1251945	0,1409578
	IV	0,3747364	-0,141374	-0,067394	-0,107224	-0,103047	-0,044304	-0,062728
1997	I	-0,00485	0,0163909	0,0069799	0,0138717	-0,124297	-0,091905	-0,081371
	II	0,0237117	0,0020339	-0,003461	0,0070716	0,0234385	0,0527947	0,0555023
	III	-0,110976	-0,062683	-0,000505	-0,016443	-0,028648	-0,219255	-0,191181
	IV	0,0879653	0,0783956	0,0157539	0,0388952	-0,097454	0,123556	0,123272
1998	I	0,0005482	0,0066937	-0,007123	-0,01277	-0,18782	-0,200472	-0,168856
	II	0,0349985	-0,012515	-0,010622	-0,014045	-0,193047	-0,19523	-0,201597
	III	-0,028548	0,0223328	0,0112045	-0,002111	0,0804072	0,0832853	0,0790342
	IV	-0,086976	0,0063926	-0,001743	-0,008546	0,2579606	0,1670885	0,1444709

### Anotações sobre ser bem-sucedido\*

Robert M. Solow<sup>§</sup>

Como o editor desta coletânea pode testemunhar, minha tendência foi resistir ao seu convite para contribuir com ela. Minha relutância teve duas razões, uma geral e uma específica.

A razão geral foi um sentimento que o interesse em personalidades já tinha ido além do que é saudável na literatura econômica e, mais ainda, na cultura em geral. Não imagino que alguém seja estúpido o bastante para dizer ou acreditar que as características pessoais de um autor têm alguma relação com a verdade ou com a falsidade ou com o valor de seu trabalho escrito. Não contestaria que os traços pessoais de um autor têm alguma coisa a ver com o sucesso diferencial e com a difusão de idéias dentro da profissão e mais ainda fora da profissão. Mas isso é para se lamentar; e, mesmo sendo inevitável, certamente não deve ser encorajado. Nem por um momento penso que esta coleção de ensaios pretenda ter esse efeito. Mas é, contudo, um artefato cultural e eu estou desestimulado a sondar corações e mentes das pessoas que devem, de alguma forma importante, ser anônimas. Com certeza, o culto da personalidade não é de grande importância em economia. É de grande importância em política como, por exemplo, nos Estados Unidos, que acabou de passar por uma campanha presidencial que parecia não somente estar destituída de idéias, mas positivamente determinada a evitar que elas interferissem na eleição.

A razão específica foi diferente. Não penso que tenho uma “filosofia de vida” A frase sugere algo significativo, buscando consistência e, talvez, universalidade, a qualidade de ser recomendável a outros. Quando me pergunto sobre minha filosofia de vida, acho que seu primeiro (e último) princípio deve ser: não ter nenhuma. Mas então decidi que não iria nem mesmo oferecer essa recomendação. Ocorreu-me que o que tenho, em vez de uma filosofia de vida, são umas poucas orientações para o sucesso. Não pode causar nenhum

---

\* Este artigo está sendo publicado com a autorização do próprio autor e da Cambridge University Press. Originalmente, esse texto, *Notes on Coping*, foi publicado em Michael Szemberg ed., *Eminent Economists. Their Life Philosophies*. Cambridge University Press, 1992.

§ Institute Professor of Economic at Massachusetts Institute of Technology and the 1987 winner of the Nobel Memorial Prize in economic science.

dano dizer o que penso sobre elas. Quero enfatizar que este é um trabalho empírico, não uma teoria. Penso que são coisas que observo em meu próprio comportamento e não regras que sempre formulei e debati comigo mesmo ou com minha esposa. Aqui estão alguns exemplos.

**Não se leve muito a sério.** A vida é cheia de pequenas ridicularias, incluindo as suas próprias. É muito difícil reconhecer as suas, mas, pelo menos, você pode evitar ser pomposo sobre elas. Acredito que muitos dos erros vêm do entrelaçamento de idéias e egos. As piores conseqüências podem ser evitadas com um pouco mais de atenção ao humor que existe em tudo. Sei que, ocasionalmente, violei esta orientação, mas imagino que a essência da máxima é não se aborrecer também com isso. Há um reverso para essa máxima e “reverso” é a palavra correta. Estou certo que, freqüentemente, rejeito, com uma piada, o que deveria enfrentar. Se você não se leva a sério, pode-se concluir, algumas vezes, que você não é sério. Não tenho que lembrar a meus colegas de profissão que sempre tem-se que escolher entre dois tipos de erros. Nenhuma receita para o sucesso é perfeita.

**Se você vir algo que precisa ser feito, faça-o.** Não me é fácil explicar o que quero dizer com esta orientação, mas penso que ela tem estado profundamente arraigada em mim, há um bom tempo. Acredito que fui promovido para “Acting Corporal”, aos dezenove anos, por causa desta característica. Suponho que ela englobe uma contradição parcial da injunção convencional de ter claro quais são suas prioridades antes de agir. Na minha mente, as prioridades não são tão claras a tal ponto que alguém deva deixar passar uma oportunidade para fazer alguma coisa útil. Talvez isso também reflita a minha crença de que é muito mais positivo fazer remendando do que partindo do zero. Reivindico para esta abordagem que ela se enquadre na injunção Hipocrática para que o médico “não cause danos” e que métodos graduais sejam uma receita geral para otimização local. E o que dizer sobre otimização global? Boa questão. Meu receio é que esses entusiastas de máximos globais corram o risco de desabar de rochedos íngremes. Do lado negativo, sei que, às vezes, me encontro fazendo trabalhos sem sentido, quando poderia, provavelmente, gastar meu tempo com coisas mais úteis. Minha esposa lembra-me de que uma vez, quando descobrimos que o mecanismo automático de despertar no nosso quarto de hotel não estava funcionando, gastei uma hora e meia tentando consertá-lo. (Eu o coloquei em funcionamento. Uma vez.) Nenhuma receita para o sucesso é perfeita.

**Não abandone a equipe.** Espero querer dizer aqui mais que uma mera trivialidade. Minha impressão é que as realizações mais úteis são feitas em equipe. Isto não quer dizer somente equipes do tipo companhias do exército, organizações esportivas e departamentos acadêmicos, mas, também, comunidades de pesquisa que estão interessadas em um

problema comum, mas que só interagem diretamente uma vez ou outra. Assim, considero seguramente fazer sua parte do trabalho de grupo como uma virtude cardinal. É desnecessário dizer que gastei muito do meu tempo lutando para manter-me acordado em reuniões enfadonhas. Nem toda iniciativa coletiva tem valor. Mas é tanto estimulante quanto eficiente fazer parte de um grupo de moral elevada, bem-sucedido, que sente prazer porque é produtivo e é produtivo porque sente prazer naquilo que faz. Claro, atenção exagerada a esta máxima teria arruinado Beethoven ou Proust. Nenhuma receita para o sucesso é perfeita.

Provavelmente eu poderia pensar em um par adicional de máximas e defendê-las como meio de ser bem-sucedido diante da complexidade da vida. Mas elas não seriam nem mais grandiosas e nem mais incontestáveis que essas. Eu não as consideraria de outra forma.

Esses pensamentos têm alguma relevância para a prática da ciência econômica? Seria absurdo supor que, dessas generalidades, seguem-se algumas regras metodológicas. Mas acredito que poderia reivindicar que elas sejam, pelo menos, peculiarmente compatíveis com certos preceitos (ou preconceitos) metodológicos.

Por exemplo, acho que não faz nenhum bem à economia ser ambiciosa. Nos últimos anos tenho ouvido físicos de partículas dizerem que eles estão à beira de uma Teoria de Todas as Coisas. Não tenho nenhuma opinião sobre a física teórica. Porém minha visão é de que a economia está excluída de ter uma Teoria de Todas as Coisas, não só porque ela é muito complexa, mas por razões mais profundas.

De uma forma bem clara, o comportamento econômico depende da natureza das instituições sociais (e das crenças e atitudes determinadas culturalmente ou, melhor ainda, das crenças e atitudes enquanto filtradas pelas instituições sociais). Adeptos de uma Teoria de Todas as Coisas em economia diriam, “Ok, mas então nós só temos que incluir a escolha das instituições sociais como um processo endógeno.” Penso que esta resposta está errada, não apenas difícil de ser executada, mas errada. Instituições sociais não são escolhidas, elas evoluem. Sem dúvida, esta evolução está sujeita a pressões seletivas; é improvável que instituições sociais completamente disfuncionais sobrevivam. É certo, entretanto, que uma série de arranjos institucionais e padrões de comportamento se mostrarão viáveis. Esta espécie de indiferença evolucionária pode ocorrer porque elas são mais ou menos equivalentes no que diz respeito à sobrevivência, ou porque elas aparecem em agregados interconectados muito difíceis de mudar, ou porque a pressão competitiva entre esses agregados não é forte o suficiente. Mesmo na evolução biológica, onde a pressão seletiva é, sem dúvida, muito mais intensa, parece existir muitas características que persistem sem

nenhuma razão particular enquanto não se tornarem ativamente prejudiciais. Este deve ser ainda mais o caso na evolução social. A conversa sobre “escolha ótima de instituições” não é somente uma metáfora, mas uma metáfora ruim. A consequência é que a economia deve prestar muita atenção nas instituições locais, porque elas são importantes na definição do comportamento.

Portanto, penso que a economia não deve levar-se muito a sério, mas ocupar-se apenas de fazer aquilo que precisa ser feito. É dito, algumas vezes, que a economia, praticada desse jeito gradual que sugiro, resulta somente numa vasta coleção de pequenos modelos, somente relacionados tenuamente entre si, no melhor dos casos. Eu posso viver com isso. É muito melhor do que insistir num modelo simples unificado que está equivocado sobre quase todas as coisas particulares.

O único candidato, até agora, para uma Teoria de Todas as Coisas em economia tem sido a teoria do equilíbrio geral competitivo. Ela já foi imensamente valiosa por demonstrar que um sistema de mercados não regulados poderia, em princípio, gerar ordem ao invés do caos. Sem esta demonstração a economia moderna não seria absolutamente possível. Esta é uma terrível razão para se prender ao modelo global, mesmo onde ele é inadequado, i.e., em quase todas as situações. Existem alternativas, e quanto mais, melhor.

Em outras palavras, penso que minhas máximas gerais para o sucesso são especialmente compatíveis com uma abordagem oportunista para fazer teoria econômica. Não quero dizer “oportunista” no sentido “imoral”, mas como uma curta expressão para “não desejar sacrificar um *insight* no altar da pureza metodológica.” Parece-me que esta preferência pelo oportunismo acima do formalismo se aplica ao trabalho empírico tão apropriadamente quanto à teoria. Nesta esfera, penso que oportunismo sugere que deveríamos explorar gratamente toda evidência disponível que podemos encontrar. Análise formal de série temporal é maravilhosa quando leva a respostas robustas para questões interessantes. A experiência sugere que dificilmente isso acontece. Então, temos que reunir, ao mesmo tempo, tudo o que podemos de observação casual, questionários, crenças folclóricas, narrativa histórica e tudo o que nos chegar às mãos. Claro, é muito difícil dar algum sentido plausível a essas migalhas, mas a alternativa parece ser pior. Penso que o economista está na posição aqui atribuída ao historiador: “*Num historiador, não devemos ser críticos de toda particularidade não relacionada a seu grande design; mesmo assim, penso que se deve ser, mas só para exigir que aquilo que ele escreve seja verdade.*” (Isto é de Henry Stubbe, “The Lord Bacons Relation of the Sweating-Sickness Examined” [1671]. Claro, eu não sou capaz de descobrir essas preciosidades por mim mesmo; está citado em Christopher Hill’s *The Experience of Defeat* [1984].)

O que dizer a respeito da minha crença peculiar sobre a importância de iniciativas de equipes? Não estou certo de que haja qualquer coisa paralela ou análoga no método econômico. Talvez explique por que acho que ensinar seja uma importante atividade e, em si mesma, parte do avanço do conhecimento, e por que, algumas vezes, tenho a sensação de que demandamos demais de um tipo superficial de “originalidade” de nossos pós-graduandos. Mas isso estaria alongando demais a minha idéia.



## Influências intelectuais

Fernando Homem de Melo<sup>§</sup>

Minha formação intelectual é heterodoxa. Graduei-me em Agronomia mas já com uma clara orientação para a Economia. Na época, existia a possibilidade, nos últimos dois anos do curso, de seguir a chamada diversificação em economia. Eu já manifestava então uma preferência não propriamente ligada a uma pessoa ou a um grupo de pessoas. Minha formação teve origem em *problemas* a princípio. Daí a aproximação com a área de Economia por meio da especialização em Economia Agrícola.

Fiz o mestrado e o doutorado, ambos em Economia, nos Estados Unidos, na Universidade Estadual da Carolina do Norte. Experimentei de certa forma um choque cultural com o meu envolvimento mais profundo com a área de economia. Ao retornar ao Brasil, após uma rápida passagem pelo Instituto de Economia Agrícola, fui convidado para vir para o Departamento de Economia da Universidade de São Paulo. Isso representou um outro choque de influências devido à riqueza desse Departamento à época (1975). Esse período coincidiu com o retorno de inúmeras pessoas desse Departamento que haviam ido fazer o doutoramento nos EUA: João Sayad, Adroaldo Moura da Silva, Celso Marton, entre outros.

A menção desses poucos nomes dá uma idéia das influências que experimentei: formação com origem na Agronomia, choque de treinamento em Economia nos EUA e, mais tarde, dedicação a um Departamento de Economia na Universidade de São Paulo com pessoas que atuavam em áreas tão distintas como macroeconomia, microeconomia, comércio internacional, recursos humanos etc. Trabalhar com colegas de várias esferas do pensamento econômico foi uma grande influência em minha formação e no meu trabalho de pesquisa posterior. Comércio internacional ilustra bem, pois eu tenho o meu chamado *mayor* em economia e o meu chamado *minor* dividido em duas áreas que são econometria e comércio internacional.

---

§ Professor titular do Departamento de Economia da Universidade de São Paulo.

## Meus temas de pesquisa

Minha preocupação sempre foi o aspecto macroeconômico da agricultura, ou seja, o desenvolvimento da agricultura, a política agrícola, a economia internacional da agricultura. Daí a importância da influência dos outros colegas que trabalhavam nessas áreas de pesquisa. Minha preocupação era entender as peculiaridades da economia agrícola brasileira que, até então, não fora objeto de pesquisas específicas. Havia alguns poucos ensaios sobre agricultura: Rui Miller Paiva, Rubens, Araújo Dias Constantino Fraga e Paulo Cidade de Araújo.

A Economia Agrícola no Brasil era uma ciência que começava a dar os seus primeiros passos. Havíamos sido treinados no arcabouço da teoria neoclássica nos EUA mas tínhamos ainda um entendimento muito pequeno sobre a realidade brasileira no que tange à Economia Agrícola. Enfrentávamos então o desafio de entender as características peculiares da agricultura brasileira. A minha motivação sempre foi entender essas características peculiares da economia agrícola brasileira em relação às outras economias. Nós dispúnhamos apenas da literatura internacional sobre o papel da agricultura no desenvolvimento econômico. Essa literatura não me satisfazia. O trabalho clássico de Antônio Barros de Castro *O papel da agricultura no desenvolvimento econômico no Brasil*, escrito na segunda metade dos anos 60, foi um texto extremamente marcante, apesar do Castro não ser um economista agrícola. Ele se interessou como cientista por uma dúvida, por uma questão, por um problema e teve a oportunidade de ler e refletir tudo durante uns dois anos e depois publicou essa obra. Até hoje eu faço questão de, nos meus cursos de economia agrícola, seja a nível de graduação e pós-graduação, colocá-lo na bibliografia, pois para mim esse texto é fundamental.

Outro entendimento que deve ser adquirido é a compreensão de que agricultura brasileira é composta de dois setores: um setor de *tradables*, que são os comercializáveis tipo soja, café e açúcar; ao lado dos *non-tradables* como feijão, batata, cebola, mandioca, ou seja, os produtos do mercado interno. Isso tem implicações econômicas, de teoria, econômica muito interessantes do ponto de vista alocativo e distributivo que nem sempre são bem aceitos na nossa discussão sobre estoques reguladores, sobre o papel da política agrícola. O importante foi aproveitar os aspectos positivos da literatura internacional mas abrindo o campo aqui: publicando sempre coisas relevantes para ajudar a entender as peculiaridades da economia agrícola brasileira em relação a outros países.

Para mim é muito honroso ter sido o autor mais citado nos anos oitenta e, se não me engano, o quarto mais citado nas últimas três décadas dentre os economistas brasileiros. Isso significa que, naquele momento, da metade do anos setenta até o final dos anos oitenta,

a chamada economia agrícola, nos seus pontos mais amplos - seu entendimento, suas facetas, suas inter-relações com o restante da economia, a importância das exportações agrícolas - era, primeiro, uma nova área de pesquisa e, segundo, relacionava-se fortemente com outros temas de pesquisa e com outras áreas. Daí a grande produção acadêmica do período e, em particular, os meus inúmeros trabalhos de pesquisa.

O tempo foi passando e a economia brasileira foi se alterando e, com isso, mudou o peso da agricultura na economia nacional. Hoje em dia, a participação da agricultura na economia brasileira é muito menos importante, inclusive no contexto daquilo que nos preocupava muito na época: o aspecto distributivo ou a importância dos preços relativos dos alimentos na distribuição da renda nacional.

A própria questão das exportações agrícolas brasileiras modificou-se pois aumentou muito a importância das exportações não agrícolas. Tudo aquilo que era de grande importância nos anos setenta e oitenta e que mereceu a atenção de economistas de outras áreas como João Sayad, Afonso Celso Pastore, José Pastore e o próprio Delfim Netto, contrasta com o presente. Naquela época, temas ligados à economia agrícola possuíam uma certa naturalidade que foi se esgotando com o tempo.

Para mim foi um grande privilégio poder compartilhar de um grupo tão rico intelectualmente. Deixo uma mensagem às novas gerações que procurem contribuir para a formação de grupos desse tipo mesmo tendo que respeitar o fato de que hoje as dificuldades são muito maiores.

### **Papel da agricultura e linhas de pesquisa**

Hoje os temas ligados à agricultura estão mais orientados para a microeconomia. O desenvolvimento agrícola ainda é uma questão relevante porém outros estão temas na ordem do dia como distribuição de renda e pobreza na agricultura, tema sem dúvida alguma de extrema relevância. Hoje, no entanto, as preocupações são outras, pois as exportações agrícolas são minoritárias em relação à exportação total.. O papel do preço do alimento ainda é importante mas não é mais tão importante como era no passado. Um grande problema da agricultura brasileira atualmente é a questão do desemprego e do baixo crescimento.

A ocupação territorial ainda é um tema extremamente importante. Existem vastas áreas de cerrado ainda sem aproveitamento e vastas áreas de fronteira agrícola, principalmente na região centro-oeste. Daí nos depararmos com as pressões internacionais que hoje querem

limitar de certa forma a expansão agrícola no Brasil. O Brasil tem uma área de cerrados agricultáveis da ordem de 150 milhões de hectares mas sua utilização enfrenta resistência de grupos internacionais e de organizações não governamentais que procuram destacar o perigo dessa ocupação no sentido do meio ambiente. Esses temas, desenvolvimento agrícola, meio ambiente, desenvolvimento agro-industrial e emprego são temas que hoje tem muito mais importância do que possuíam no passado. Eu ainda vejo um campo de pesquisa no sentido mais macro da agricultura. Outras questões dizem respeito à liberalização comercial da Organização Mundial do Comércio e seus impactos.

A agricultura no Brasil possui um potencial muito grande de crescimento e talvez o ponto central seja o fato da sociedade brasileira ainda não se encontrar devidamente sensibilizada para a importância desse crescimento em termos de sua colaboração para a solução de problemas importantes como é do da distribuição de renda. A agricultura dos cerrados é, sem dúvida, um fato notável do desenvolvimento agrícola brasileiro. Basta destacar o potencial agrícola do Mato Grosso, que é uma coisa extraordinariamente grande, mas que se encontra limitado pela situação do sistema de transportes e infra-estrutura. Há uns dez anos atrás, durante um seminário internacional sobre soja nos Estados Unidos, eu cheguei a mencionar que se o Brasil fizesse uma saída através do norte, viabilizando a produção de soja na região centro-oeste, ganhando em torno de US\$ 20,00 ou US\$ 30,00 por tonelada, haveria uma disputa muito grande de mercado que iria inclusive afetar a própria economia agrícola americana. Hoje, além da ferrovia norte/sul, que está sendo implantada, há o desenvolvimento de inúmeros projetos multimodais de transporte, tais como: Araguaia/Tocantins, Rio Madeira et. Com isso, abre-se uma possibilidade muito ampla de mudar a geografia econômica brasileira, respeitando-se sempre o meio ambiente.

### **Relação com a pesquisa**

A questão crucial da pesquisa é a dúvida que se instaura em sua cabeça. É a ânsia de poder contribuir com a explicação de alguma coisa. Esse é o fator fundamental e na minha linha de pesquisa foi fundamental pois minhas dúvidas eram muitas. Em realidade, a alegria do pesquisador consiste em ter um quadro geral, cheio de dúvidas e aos poucos, após anos de pesquisa, reflexão, estudo e interação com alunos e colegas de trabalho, ir removendo pouco a pouco, ano a ano, algumas das dúvidas iniciais. Isso é que faz a sua vida como pesquisador.

## Pesquisa e financiamento

O que me preocupa muito nos dias de hoje são os temas de pesquisa externamente determinados em grande medida devido à escassez dos recursos para a pesquisa. O papel que a FIPE teve no apoio ao Departamento de Economia nos últimos dez ou vinte anos também mudou. A FIPE ajudava muito mais em termos de definição de linhas de pesquisas. Havia muito mais interesse de entidades brasileiras em definir temas de pesquisa e financiar pesquisas do que hoje. Hoje não. É muito mais difícil um professor ou pesquisador “arrumar” financiamento para um bom tema de pesquisa *brasileira*. Isso atemoriza um pouco. Cada vez mais os temas de pesquisa são determinados no âmbito do Banco Mundial, FMI ou outras instituições que colocam temas de pesquisa externamente determinados e não necessariamente em linha com as prioridades que a pesquisa econômica no Brasil deveria possuir.

Hoje em dia quem é que vai financiar a remoção de dúvidas? Eu creio ter sido muito privilegiado pois hoje em dia ninguém está disposto a financiar a remoção de dúvidas. Eu trabalhei numa época em que havia muita sensibilidade com relação às dúvidas. Naquela época, havia disposição dos órgãos governamentais em apoiar as dúvidas e as inquietações acadêmicas. Hoje é tudo muito frustrante.

A própria questão da reforma do setor público brasileiro, com a perda do instituto da estabilidade, representou um desestímulo para a pesquisa e a ciência no Brasil. O professor universitário hoje não é mais estável. No entanto, passaram a ter estabilidade o funcionário da receita federal, o diplomata, as chamadas carreiras de Estado. Quem faz ciência hoje no Brasil? A universidade privada faz ciência? Esse professor universitário e esse pesquisador hoje já não são mais prioritários. Eu fico extremamente temeroso porque estamos diante de uma realidade de sucateamento do serviço público nessa área que é a universidade.

## Meu método de trabalho

Não se trabalha em pesquisa sozinho. Hoje eu trabalho de maneira mais solitária do que no passado. Por um lado, eu penso que minha contribuição principal já foi feita. Por outro lado, as dificuldades de financiamento da pesquisa são muito grandes para se formar uma equipe de trabalho. Hoje formar uma equipe de pesquisa para fazer algo significativo é

quase que impossível. É por isso que eu lamento muito quanto aos grupos novos que estão entrando aí no chamado mercado de trabalho universitário. Eles enfrentarão muito mais dificuldades para fazer parte de uma equipe de trabalho. Eu fico um pouco frustrado com as novas gerações e com as transformações pelas quais a universidade brasileira vem passando. O nosso próprio Departamento de Economia sofreu muitas alterações. Hoje ele já não é mais a mesma coisa que antes. Hoje já não há mais a interação do passado entre o jovem, o que está no ponto médio de sua carreira e o que está em um estágio mais avançado da carreira. O Departamento de Economia se alterou profundamente.

## Escrever bem

Escrever bem é escrever com clareza. O professor universitário tem uma vantagem pois ele lê muito ao longo de sua vida. O segredo para escrever bem é ler muito e estudar muito. Minha tese de doutorado nos EUA foi escrita, evidentemente, em inglês e teve sua redação elogiada. Outro ponto importante em nossa profissão é ler muito em inglês. Outro ponto importante é a própria reflexão. Só devemos sentar para escrever na medida em que tenhamos o quadro completo e claro na cabeça. Devemos evitar muitas versões de um mesmo texto.

## Principais trabalhos

Em minha vida de pesquisa, eu destacaria, por exemplo, o livro *O Problema Alimentar no Brasil: a Importância dos Desequilíbrios Tecnológicos*. Esse trabalho foi agraciado, em 1982, com o prêmio Haralambo Simeonides da ANPEC, em seu primeiro ano de existência. Esse livro foi resultado de uma pesquisa e não de tese. Nesse trabalho, eu procurei responder à questão de quais eram as principais raízes do problema alimentar no Brasil, a importância dos desequilíbrios tecnológicos e a importância dos preços dos alimentos na distribuição de renda. Eu cheguei a me envolver muito na controvérsia da PRÓ-ÁLCOOL. Em 1980, publiquei o livro *PRÓ-ÁLCOOL: Energia e Transportes*, em co-autoria com o professor Eduardo Giannetti da Fonseca. Em 1988, fui agraciado com o prêmio Moinho Santista, que hoje, é talvez, o principal prêmio científico concedido no Brasil. É um prêmio que o próprio Celso Furtado recebeu em economia.

Eu cheguei a professor titular da USP relativamente cedo. Na época, eu tinha 41 anos de idade. Esse foi um ponto importante em minha vida. Outro ponto, foi ter meu trabalho reconhecido nos meios acadêmicos como um dos autores mais citados no meio acadêmico.

## SUMÁRIO

- |  |     |  |
|--|-----|--|
| IGOR A. C. DE MORAIS<br>MARCELO S. PORTUGAL                                | 303 | Modelagem e Previsão de<br>Volatilidade Determinística e<br>Estocástica para a Série<br>do Ibovespa                          |
| PAULO BRÍGIDO<br>ROCHA MACEDO<br>EDUARDO DA MOTTA<br>E ALBUQUERQUE         | 343 | P&D e Tamanho da Empresa:<br>Evidência Empírica Sobre<br>a Indústria Brasileira  |
| EDVALDO ALVES<br>DE SANTANA<br>CARLOS AUGUSTO<br>C.N.V. DE OLIVEIRA        | 367 | A Economia dos Custos de<br>Transação e a Reforma na Indústria<br>de Energia Elétrica do Brasil                              |
| LAURA VALLADÃO DE<br>MATTOS  | 395 | John Stuart Mill, o Socialismo e<br>sua Utopia Liberal: Uma<br>Aplicação de sua Visão de<br>Instituições Sociais             |
| MARCOS ROBERTO<br>VASCONCELOS<br>EDUARDO STRACHMAN<br>JOSÉ RICARDO FUCIDJI | 415 | O Realismo Crítico e as<br>Controvérsias Metodológicas<br>Contemporâneas em Economia   |
| MARIA DE LOURDES<br>ROLLEMBERG MOLLO                                       | 447 | <i>Macroeconomia Moderna - Keynes e a<br/>Economia Contemporânea,</i><br>de LIMA G. T., SICSÚ, J. e<br>PAULA, L. F., (orgs.) |

## 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;

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.

