

# EFEITO FISHER, INCERTEZA E AVERSÃO AO RISCO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O BRASIL\*

Sérgio Rodrigo Vale<sup>§</sup>  
Fabiana Rocha<sup>¶</sup>

## RESUMO

O artigo tem como objetivo estimar a equação de Fisher com incerteza para o Brasil durante o período de jan/75 a set/2000. Os trabalhos empíricos feitos até agora para a economia brasileira consideravam que apenas a taxa de inflação poderia ter caráter preditivo sobre a taxa de juros nominal. Nesses modelos o agente era considerado neutro ao risco e qualquer tipo de incerteza decorrida da existência de uma inflação elevada não era considerada. No modelo aqui apresentado os agentes incorporam esse prêmio de risco na taxa de juros nominal por meio da covariância entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento do consumo. As estimativas mostram que esse prêmio é elevado para o período hiperinflacionário, o que implica um efeito Fisher menor. Além disso, os agentes possuíam um coeficiente de aversão ao risco maior do que em períodos inflacionários mais estáveis.

**Palavras-chave:** efeito Fisher, prêmio de risco, aversão ao risco, suavização de consumo, co-integração.

## ABSTRACT

This paper aims to estimate a Fisher relation embedded with uncertainty for Brazil during the period Jan/75 - Sept/2000. So far the empirical literature for the Brazilian economy only considered a simple one-to-one relation between expected inflation and nominal interest rates, which means that agents were risk neutral and any kind of uncertainty was simply "added" to the error term. In the model we consider agents incorporate this risk premium in the nominal rate through the covariance between the inflation rate and consumption growth. Our estimates show that the risk premium is high for hyperinflationary periods, which implies a weaker Fisher effect. Moreover agents have a high risk aversion coefficient in these periods compared to more stable ones.

**Key words:** Fisher effect, risk premium, risk aversion, smooth consumption, cointegration.

**JEL classification:** C32, E31, E43.

---

\* Gostaríamos de agradecer a Gilberto Tadeu Lima, Vera Lúcia Fava, Denisard Alves e ao parecerista anônimo pelos comentários feitos. Sérgio Rodrigo Vale agradece, ainda, ao CNPq pelo apoio financeiro. Os erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

§ MB Associados, IBMEC-SP e Universidade Presbiteriana Mackenzie.

¶ FEA/USP.

Recebido em julho de 2003. Aceito em maio de 2004.

## 1 INTRODUÇÃO

Desde os estudos de Fisher (1896,1907)<sup>1</sup> a relação entre juros nominais e expectativa de depreciação da moeda aparece como um dos mais estudados tópicos da macroeconomia moderna. A magnitude de resposta dos juros nominais à variação da expectativa da inflação<sup>2</sup> é importante para se saber o grau de redistribuição de poder de compra entre credores e devedores de uma economia. Por exemplo, se a resposta dos juros nominais é menor do que um isso será prejudicial para os credores, pois implicará uma taxa de juros real menor que a esperada. No caso de um efeito maior do que um ocorre o contrário para os credores. Dessa maneira, a teoria fisheriana indica que a relação entre juros nominais e inflação é de um para um, ou seja, que as perdas ou ganhos dos agentes são insignificantes ante as variações da expectativa de inflação.

Pode ocorrer, contudo, que em situações de incerteza inflacionária os agentes venham a cobrar uma taxa de juros nominal maior do que se não considerassem esse risco. A idéia encontra-se no artigo de Lucas (1978), que introduziu a análise de CAPM com consumo, e refere-se à sensibilidade do agente a movimentos da taxa de inflação e do consumo. Por exemplo, se o agente julga que seu consumo vai cair no futuro e ao mesmo tempo também considera que a inflação irá subir ele “pede” uma taxa de juros maior para compensar a perda no consumo e na riqueza. Em outros termos, ele teria um consumo menor, uma riqueza real menor (advinda do aumento da inflação), mas, em compensação, a taxa de juros nominal pedida sobre o título seria maior. Assim, o título nominal serve como um *poor hedge* contra flutuações não-antecipadas do consumo.

Existem poucos trabalhos sobre o efeito Fisher no Brasil. O trabalho seminal é o de Silveira (1973), que utilizou mínimos quadrados para estimar a equação de Fisher tradicional,<sup>3</sup> tendo obtido resultados que corroboraram a relação. A seu trabalho, seguiram-se outros três semelhantes (Meirelles, 1974; Britto, 1979; e Rocha, 1988) que também utilizaram mínimos quadrados, sem considerar a possibilidade de estacionariedade das séries. Em trabalho mais recente, Garcia (1991) usa uma metodologia de extração de sinais baseada em Durlauf e Hall (1989), que incorpora e reinterpreta todos os resultados obtidos anteriormente para o Brasil. Utilizando a taxa de CDB e dois índices diferentes de inflação para o período de jan/73 a jun/90, chega mais uma vez à conclusão que existe efeito Fisher para títulos nominais no Brasil. Entretanto, a equação de Fisher pode ser pensada “como gerada por um modelo com agentes neutros ao risco e com um ativo que paga uma taxa de retorno constante.” (Garcia, 1991, p. 9). Blumenschein (1994) não estima diretamente a equação de Fisher, mas usa os métodos de Cagan e Gandolfi (1969) para estimar uma relação indireta entre juros e inflação. Seus resultados mostram que o efeito Fisher teve mais força no período posterior a 1986, com resultados fracos para o período pré-86. Finalmente, Carneiro *et al.* (2002) testam uma versão simplificada da equação de Fisher, como apresentada na nota 3, por meio de técnicas de co-integração. Os autores obtêm um coeficiente significativo e próximo de 1. Além de não considerarem incerteza no modelo, eles utilizam apenas uma taxa de juros (CDB) para o período de 1980 a 1997.

O objetivo deste artigo é medir o grau de incerteza nas taxas de juros no Brasil e identificar qual o grau de efeito Fisher existente, ou seja, se se pode considerar que a relação entre inflação e juros é de um para um ou não. Para isso, vamos levar em conta duas (2) taxas de juros diferentes, quais sejam, o “*overnight*” e o CDB entre o período que vai de janeiro de 1975 a setembro de 2000.<sup>4</sup>

1 Segundo Dimand (1999), a relação denominada de equação de Fisher já era estudada desde 1740 por meio dos trabalhos de William Douglass sobre a evolução da moeda nas colônias britânicas na América do Norte. Em *Appreciation and Interest* (1896) Fisher reconhece o trabalho pioneiro de Douglass.

2 Ou o contrário, como preconizado por Fama (1975).

3 A equação tradicional é dada por  $i_t = r_t + \pi_t^e$  e indica que a taxa de juros nominal entre  $t$  e  $t+1$ ,  $i$ , excede a taxa de juros real,  $r$ , entre  $t$  e  $t+1$ , pela taxa esperada de aumento dos preços entre  $t$  e  $t+1$ ,  $\pi^e$ .

4 Vale (2001) apresenta os resultados utilizando mais três taxas de juros, Capital de Giro, Desconto de Duplicata e Taxas de juros sobre títulos estaduais, que, por questão de espaço, não serão aqui consideradas.

Além disso, na estimação não consideramos agentes neutros ao risco, mas permitimos que o grau de aversão ao risco do agente seja estimado explicitamente.

O artigo está organizado da seguinte maneira. Na segunda seção apresentamos um modelo teórico que incorpora incerteza na relação de Fisher. Na terceira seção discutimos a metodologia econométrica bem como os resultados obtidos. Na quarta seção resumimos as principais conclusões.

## 2 ASPECTOS TEÓRICOS DO EFEITO FISHER COM INCERTEZA

O modelo aqui apresentado baseia-se nos trabalhos de Sarte (1998), Shome, Smith e Pinkerton (1988), Chan (1994) e Lucas (1978). Supõe-se que a economia seja formada por um consumidor representativo que escolhe uma trajetória de consumo para maximizar o valor esperado descontado de uma função de utilidade separável num horizonte infinito. Vamos considerar que a função de utilidade seja duas vezes diferenciável com  $u'(\cdot) > 0$  e  $u''(\cdot) \leq 0$ . Vamos assumir também que os indivíduos sejam idênticos em termos de suas dotações *per capita* e que estas sejam *nonstorable* e exógenas. A riqueza do indivíduo é composta de moeda, títulos de um período indexados pela inflação e títulos nominais de um período. Ao se fazer esta distinção entre títulos indexados e nominais estamos separando os efeitos inflacionários dos efeitos reais do modelo.<sup>5</sup> Dessa maneira, um título indexado adquirido no período  $t$  paga uma unidade de dotação com certeza no período  $t+1$ . O título nominal, por sua vez, está sujeito ao risco inflacionário, ou seja, um título nominal adquirido em  $t$  paga uma unidade de moeda cobrado sobre o rendimento na data  $t+1$ .

Vamos supor ainda que a economia seja regida por uma restrição de *cash-in-advance* e que no início de cada período uma transferência monetária,  $v_t M_{t-1}$ , e um choque real de dotação,  $y_t$ , sejam percebidos. Ao receber a transferência e os *payoffs* dos títulos que estiverem vencendo o agente decidirá como alocar sua riqueza entre os encaixes monetários,  $M_t^d$ , os títulos indexados,  $z_t$ , e os títulos nominais,  $z_t^N$ . Ao fim das transações no mercado de ativos naquele período o indivíduo utiliza os encaixes monetários adquiridos no início do período para financiar seu consumo  $p_t c_t$ . Neste período o agente recebe sua nova dotação nominal  $p_t y_t$ , a qual será gasta no período seguinte. Percebam que  $c_{t-1}$  aparece na restrição orçamentária 2, pois é a diferença entre  $y_{t-1}$  e  $c_{t-1}$  que será usado como fonte de renda para alocar sua riqueza no momento seguinte. Outro ponto importante é que o choque de dotação  $y_t$  é realizado no final do período  $t-1$  e usado no período seguinte. Por isso temos  $y_{t-1}$  e não  $y_t$  na restrição orçamentária. Em termos formais temos:

$$\text{Max} U = E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(c_s), 0 < \beta < 1 \quad (1)$$

sujeito às seguintes restrições

$$\frac{p_{t-1}}{p_t} c_{t-1} + q_t z_t + \frac{x_t}{p_t} z_t^N + \frac{M_t^d}{p_t} = \frac{p_{t-1}}{p_t} y_{t-1} + \frac{M_{t-1} + v_t M_{t-1}}{p_t} + z_{t-1} + \frac{z_{t-1}^N}{p_t} \quad (2)$$

e

$$c_t \leq \frac{M_t^d}{p_t} \quad (3)$$

<sup>5</sup> Essa idéia de separar títulos nominais de indexados vem dos trabalhos de Labadie (1989, 1994), como citado em Sarte (1998, p. 55).

$q_t$  e  $x_x$  correspondem ao preço real de um título indexado por um período e o preço de um título nominal de um período, respectivamente.  $E_t$  é o operador esperança condicional à informação em  $t$ . Resolvendo as condições de primeira ordem chegamos à seguinte equação de Euler:

$$u'(c_t) = \beta E_t(1 + r_t)u'(c_{t+1}), \quad (4)$$

onde  $(1 + r_t) = 1/q_t$ . A interpretação da equação acima é a tradicional. O lado esquerdo representa o benefício marginal em termos de utilidade de se consumir uma unidade da dotação hoje, enquanto o lado direito indica o custo de oportunidade de não se investir em uma unidade de dotação que renderia  $(1 + r_t)$  no período seguinte.

Se considerarmos a possibilidade de poupar por meio do título nominal, a equação de Euler será:

$$\frac{u'(c_t)}{p_t} = \beta E_t R_t \frac{u'(c_{t+1})}{p_{t+1}} \quad (5)$$

onde  $R_t = 1/x_t$ . A interpretação desta equação é semelhante à anterior. De fato, o benefício marginal de se consumir uma unidade monetária adicional da dotação, com a unidade monetária valendo  $1/p_t$  unidades da dotação, representa o lado esquerdo da equação. Se investir esse real adicional

num título nominal, o agente obterá  $\frac{R_t}{p_{t+1}}$  unidades da dotação no período seguinte. Como vemos, novamente o lado direito representa o custo marginal de consumir um real adicional da dotação.

A equação (5) é a base do nosso estudo, já que estamos interessados em saber de que forma a inflação afeta a taxa de juros nominal. Para encontrarmos essa relação reescrevemos a equação (5)

considerando  $\frac{p_{t+1}}{p_t} = \pi_{t+1}$ , onde  $\pi_{t+1}$  é um mais a taxa de inflação:

$$E_t \left[ \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \pi_{t+1}^{-1} \right] = \beta^{-1} R_t^{-1} \quad (6)$$

Vamos supor que a função de utilidade seja do tipo CRRA:<sup>6</sup>

$$U(c_t) = \frac{c_t^{1-\lambda} - 1}{1-\lambda}$$

onde  $\lambda$  é o coeficiente de aversão relativa ao risco. Neste caso,  $\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} = g_{t+1}^{-\lambda}$ , com  $g_{t+1}$  sendo um mais a taxa de crescimento do consumo. Assumindo que as variáveis  $g_{t+1}$  e  $\pi_{t+1}$  sejam distribuídas

<sup>6</sup> Os trabalhos que tratam do efeito Fisher geralmente assumem a função CRRA. Sarte (1998) utiliza a função de utilidade chamada *keeping-up-with-the-joneses* para efeitos de comparação com a CRRA. Esta função supõe que os indivíduos consideram o consumo relativo nas suas preferências e tem a seguinte especificação (Abel, 1990):

$$u(c_t) = \frac{(c_t / C_{t-1})^{1-\lambda} - 1}{1-\lambda} \quad (*)$$

onde  $C_{t-1}$  é o consumo médio no período anterior. A diferença entre as equações (\*) e (7) é que naquela é o consumo relativo das famílias que importa e não o consumo absoluto. Devido ao pouco uso dessa função na análise do efeito Fisher não a utilizaremos neste trabalho.

lognormalmente,<sup>7,8</sup> temos que  $g_{t+1}^{-\lambda}$  e  $\pi_{t+1}^{-1}$  também são distribuídas lognormalmente. Utilizando a segunda expressão da nota de rodapé 7, temos:

$$E_t[g_{t+1}^{-\lambda}\pi_{t+1}^{-1}] = E_t[g_{t+1}^{-\lambda}]E_t[\pi_{t+1}^{-1}]\exp[\lambda \text{cov}_t(\ln g_{t+1}, \ln \pi_{t+1})] \quad (8)$$

Substituindo a equação (8) na (6) e rearranjando os termos obtemos:

$$R_t = \beta^{-1}[E_t[g_{t+1}^{-\lambda}]^{-1}[E_t[\pi_{t+1}^{-1}]]^{-1}\exp[\text{cov}_t[\lambda \ln g_{t+1}, -\ln \pi_{t+1}]] \quad (9)$$

Utilizando a primeira expressão da nota de rodapé 3 para substituir  $E_t[g_{t+1}^{-\lambda}]$  e tomando o logaritmo da equação (9) chegamos a um resultado empiricamente estimável:

$$\ln R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln E_t[\pi_{t+1}^{-1}] + \alpha_2 E_t[\ln g_{t+1}] + \alpha_3 \text{var}[\ln g_{t+1}] + \alpha_4 \text{cov}_t[\ln g_{t+1}, -\ln \pi_{t+1}] \quad (10)$$

onde  $\alpha_0 = -\ln\beta$ ,  $\alpha_1 = -1$ ,  $\alpha_2 = \alpha_4 = \lambda$  e  $\alpha_3 = -0.5\lambda^2$ .

Da equação (10) fica claro que a equação de Fisher no sentido tradicional não vale mais. Nos modelos usuais costuma-se supor que os agentes sejam neutros ao risco, o que implica que  $\lambda=0$ . Neste caso,  $\alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ , e o efeito Fisher seria pleno, ou seja, apenas movimentos na expectativa do crescimento do poder de compra gerariam impactos na taxa de juros nominal. Entretanto, em ambientes de incerteza macroeconômica elevada, como o Brasil,<sup>9</sup> é de se supor que os agentes não sejam neutros e sim avessos ao risco. Esse grau de aversão pode, então, ser medido por meio da relação entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de mudança do poder de compra da moeda e representa um prêmio de risco para compensar a incerteza adicional.<sup>10</sup> Quando o aumento do poder de compra é positivamente relacionado com o crescimento do consumo, a taxa de juros nominal tende a subir, ocorrendo o contrário caso a relação seja negativa. Uma interpretação intuitiva dessa relação pode ser a seguinte: se a covariância é positiva e as duas taxas estão caindo, isto significa que o consumidor está perdendo poder de compra e diminuindo sua capacidade de consumo.<sup>11</sup> Para compensar as duas perdas (na riqueza e no consumo) ele exige uma taxa de juros nominal maior. Assim, o título nominal serve como um *poor hedge* contra flutuações não antecipadas no consumo. Por outro lado, quando o poder de compra no futuro for alto e o consumo baixo, a taxa de juros no presente torna-se baixa e o título nominal acaba servindo como um veículo de suavização do consumo (*smooth consumption*).<sup>12</sup>

Outro aspecto importante é a relação entre a taxa de juros real e o crescimento do consumo. O objetivo de Lucas (1978)<sup>13</sup> ao propor seu modelo original baseava-se na idéia de que como o comportamento da taxa de juros nominal é incerto, já que a inflação é uma variável que somente passa a ser conhecida no período  $t+1$ , não haveria como estimar a taxa de juros real. Em vista dessa im-

7 Se duas variáveis são distribuídas lognormalmente, então:

$$E_t(X_{t+1}) = \exp[E_t(\ln X_{t+1}) + 0.5 \text{var}_t(\ln X_{t+1})] e$$

$$E_t(X_{t+1}Y_{t+1}) = E_t[X_{t+1}]E_t[Y_{t+1}]\exp[\text{cov}_t(\ln X_{t+1}, \ln Y_{t+1})] \text{ para todo } X \text{ e } Y$$

8 A hipótese de lognormalidade é comum nesse tipo de análise. Ver Shome *et al.* (1988) para uma aplicação semelhante feita para os Estados Unidos.

9 Os trabalhos de Issler (1991) e Issler *et al.* (1999) mostram que a incerteza advinda dos bruscos movimentos da inflação no Brasil existe e é elevada.

10 É importante frisar que o resultado obtido para o prêmio de risco não depende da inflação e sim do poder de compra da moeda (o inverso da taxa de inflação), pois é esta que de fato interessa ao investidor na sua decisão. Ver Shome, Smith e Pinkerton (1988) e Fama (1976) para mais detalhes.

11 Veremos em seguida que o crescimento do consumo está relacionado diretamente com a taxa de juros real.

12 Ver Chan (1994) para mais detalhes.

13 Ver Ireland (1996) para uma discussão sobre o artigo de Lucas.

possibilidade, a solução obtida considerava usar a taxa de crescimento do consumo como alternativa para se calcular a taxa de juros real, o que pode ser visto na equação de Euler (4). Se tomarmos o logaritmo dessa equação utilizando a função de utilidade CRRA e rearranjarmos, teremos:

$$\ln(1 + r_t) = -\ln\beta + \lambda \ln E_t[g_{t+1}] \quad (11)$$

Este termo é idêntico à soma do primeiro com o terceiro item do lado direito da equação (10). Assim, a estimação desta equação permite que obtenhamos um valor estimado para a taxa de juros real para cada t.

Finalmente, vale a pena olhar mais atentamente para o segundo termo do lado direito da equação (10). Em vários trabalhos costuma-se supor que  $E_t[\ln \pi_{t+1}] = \ln[E_t[\pi_{t+1}^{-1}]]^{-1}$ .<sup>14</sup> Entretanto, sabe-se pela desigualdade de Jensen<sup>15</sup> que essa relação não é verdadeira, principalmente quando a variância da inflação é elevada. Para mostrar isso, tomemos a seguinte expressão:

$$E_t[\pi_{t+1}^{-1}]^{-1} = \exp[E_t(\ln \pi_{t+1}) - 0.5 \text{var}(\ln \pi_{t+1})] \quad (12)$$

Aplicando logaritmo em (12) e rearranjando obtemos:

$$-\ln E_t[\pi_{t+1}^{-1}] = E_t[\ln \pi_{t+1}] - 0.5 \text{var}_t[\ln \pi_{t+1}] \quad (13)$$

Substituindo a equação (13) em (10) temos:

$$\begin{aligned} \ln R_t = & \alpha_0 + \alpha_1' E_t[\ln \pi_{t+1}] + \alpha_2 E_t[\ln g_{t+1}] + \alpha_3 \text{var}[\ln g_{t+1}] + \\ & \alpha_4 \text{cov}_t[\ln g_{t+1}, -\ln \pi_{t+1}] + \alpha_5' \text{var}_t[\ln \pi_{t+1}] \end{aligned} \quad (14)$$

onde  $\alpha_1' = 1$  e  $\alpha_5' = -0.5$

A diferença entre as equações (10) e (14) é que esta última envolve a inclusão da variância da taxa de inflação.

Assim, a equação (14) permite descobrir: 1) qual o grau do efeito Fisher; 2) se o coeficiente de aversão ao risco ( $\lambda$ ) é significativo ou não (o que implica a existência de um prêmio de risco medido pela covariância); 3) se a desigualdade de Jensen é válida, ou seja, se o coeficiente  $\alpha_5$  é diferente de zero e estatisticamente igual a  $-0,5$ .

### 3 RESULTADOS OBTIDOS

#### 3.1 Descrição dos dados

O período analisado vai de jan./1975 a set./2000. Devido à enorme profusão de índices de inflação no País, decidimos escolher o índice oficial do governo, pois este serviria melhor como indicador das expectativas do mercado em relação à inflação. Entre jan./1970 e out./1985 o índice oficial era o IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas; de nov./1985 a fev./1986 usou-se o IPCA-AMPLP (IBGE-Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística); de mar./1986 a fev./1991 o IPC

<sup>14</sup> Ireland (1996), por exemplo, utiliza essa aproximação nas suas estimativas para o prêmio de risco nos EUA.

<sup>15</sup> Para uma prova formal da desigualdade de Jensen, ver Mittelhammer (1996, p. 120). Uma discussão sobre essa desigualdade dentro dos modelos de incerteza pode ser apreciada em Sarte (1998) e Shome *et al.* (1988). Significa dizer que essa desigualdade vale somente se a função for côncava.

(IBGE), e de mar./1991 em diante o INPC (IBGE). Os dados foram obtidos em *Análise Financeira* (1989) para os números até dez./1988. A partir de jan./1989 utilizamos o índice apresentado na Revista *Cenários*.<sup>16</sup>

O índice oficial apresentado acima é calculado como uma média dos preços diários do começo ao fim do mês. Isto quer dizer que a inflação medida reflete mudanças da **média** dos preços do mês anterior para a **média** do mês corrente. Desta forma, um indicador mais preciso da inflação do mês fechado seria a média geométrica com pesos iguais das taxas de inflação de  $t$  e  $t+1$ . Como esse tipo de medida perde o significado com a mudança abrupta decorrente dos planos de estabilização, optou-se pela utilização dos índices fechados para o mês subsequente a cada plano de estabilização.<sup>17</sup>

Como ressaltado anteriormente, utilizamos o índice oficial por ser este o adotado pelo governo para balizar a taxa de juros real. Entretanto, as estimativas também serão feitas levando em conta o índice geométrico, e somente quando os resultados divergirem dos apresentados pelo índice oficial, serão apresentados.

Os dados existentes de taxas de juros no Brasil são relativamente recentes. Somente com a criação do mercado de capitais em 1964 e o fim da Lei da Usura e de outros obstáculos para a livre movimentação das taxas de juros<sup>18</sup> é que estas passaram a ser sistematicamente apuradas. Apesar disso, em vez dos trabalhos tradicionais que costumam utilizar apenas um segmento do mercado de títulos,<sup>19</sup> vamos utilizar dois. Isto porque, como discutido em Blumenschein (1994), existe uma correlação muito baixa entre as diversas taxas de juros no Brasil, diferentemente dos EUA, por exemplo.<sup>20,21</sup> Para os nossos propósitos, isso quer dizer que não só o efeito Fisher pode ser diferente em cada um dos mercados como o grau de aversão ao risco e o prêmio de risco podem divergir entre as diferentes taxas.

A primeira taxa a ser considerada é a taxa de juros cobrada sobre os títulos públicos federais (*over-selic*) e representa o título mais negociado em cada período (LTN, ORTN etc.). Os dados foram obtidos em *Análise Financeira* (1989) e Revista *Cenários*.<sup>22</sup> A segunda é a taxa do CDB pré-fixado.

Dois aspectos importantes devem ser considerados para efeito de estimação. Em primeiro lugar, entre junho de 1979 e dezembro de 1980 as taxas de juros reais apresentaram-se fortemente negativas devido aos limites impostos pelo governo para os empréstimos em cruzeiro como forma de forçar a captação de recursos externos (Resolução 63 e Lei n. 4131). Em segundo lugar, entre agosto de 1982 e janeiro de 1984 os CDBs foram, por força de lei, pós-fixados. Como forma de contornar este problema e manter a coerência da série utilizou-se a remuneração das letras de câmbio, que são necessariamente pré-fixadas. Todas as taxas foram obtidas em *Análise Financeira* (1989) para

16 O estudo do efeito Fisher no Brasil implica o uso de um índice de preço que seja balizado pelo governo. A escolha de uma cadeia de índices oficiais para cada período, como detalhado no artigo, é feita assim para captar as expectativas dos agentes em cada período de tempo. Adicionalmente, usamos esse índice para efeito de comparação com o trabalho sobre raiz unitária de Cati, Peron e Garcia (1999) que também o utiliza. Vale notar que devido ao caráter hiperinflacionário do período estudado não deveríamos ter diferenças entre os dois índices. Com efeito, no início do estudo fizemos uso paralelo do IGP-DI e do INPC apenas como forma de comparação com nosso estudo. Como esperado, não obtivemos resultados significativamente diferentes. Outro ponto importante é que o Banco Central passou a usar o IPCA a partir de julho de 1999 como índice oficial. Como o INPC e IPCA têm metodologias semelhantes e não apresentaram variações relevantes entre si, mantivemos o INPC no período completo entre 1991 e 2000.

17 Esse procedimento alternativo foi usado por Garcia (1991), tendo sido utilizado o IGP-DI como índice nas suas estimações principais. Cati *et al.* (1999) também utilizam a média geométrica com o objetivo de estudar a existência de raiz unitária na série de inflação brasileira.

18 Ver Rocha (1988) e *Andima* (1997) para uma abrangente discussão sobre o assunto.

19 Como o estudo de Garcia (1991), por exemplo, que usou somente o Certificado de Depósito Bancário (CDB) pré-fixado.

20 Os estudos empíricos do efeito Fisher para os EUA costumam usar as *Treasury Bills*, que seriam semelhantes às taxas de juros cobradas sobre os títulos emitidos pelo Banco Central.

21 A alta correlação entre os diversos mercados de títulos nos EUA permite dizer que o efeito Fisher poderia ser estimado para um único mercado. Entretanto, a simples correlação não capta as relações dinâmicas de curto e longo prazo entre a taxa de juros e a expectativa de inflação.

22 *Andima* (1997) apresenta dados semelhantes aos da *Análise Financeira* (1989).

os dados até 1988 e a partir daí na Revista *Cenários*.<sup>23</sup> A maturidade dos títulos varia de trinta dias a um ano e nenhuma série apresentada mantém um padrão constante de maturação ao longo do tempo. É importante observar, ainda, que consideramos as taxas de juros nominais descontados os impostos cobrados. Segundo Darby (1975), Feldstein (1976), Nielsen (1981) e Summers (1983), a existência de taxaço sobre os rendimentos nominais eleva o efeito Fisher pleno para mais de um para manter a taxa de juros real constante. No caso com incerteza, a existência de taxaço levaria a um efeito espúrio extra ao aumentar o prêmio de risco simplesmente porque a taxa de juros nominal seria maior do que a efetivamente percebida pelos agentes em relação à expectativa de inflação. A inclusão da taxaço no nosso modelo pode ser feita multiplicando a taxa de juros nominal por um fator  $(1-t)$  onde  $t$  é o imposto a ser cobrado. Quase todos os dados coletados nas publicações acima já vêm descontados da taxaço, não sendo possível detectar as diversas modificações nas alíquotas ao longo do tempo.<sup>24</sup>

Não existem dados de consumo com periodicidade mensal no Brasil. Mesmo os dados trimestrais existentes são estimados com base nos dados anuais, como em Issler *et al.* (1999). Entretanto, os testes de raiz unitária que serão feitos no item seguinte exigem que os dados de inflação e juros nominais sejam mensais, o que, para efeito de compatibilização com o modelo, exige que os dados de consumo também sejam mensais. Dada a inexistência de uma série longa de PIB mensal (só existem dados a partir de 1989, calculados pelo Banco Central), usamos a produção industrial de bens de consumo duráveis e não-duráveis<sup>25</sup> calculada pelo IBGE desde jan/1975 como *proxy* para nossa série de consumo. Todos os dados de consumo foram dessazonalizados.

### 3.2 Estimação

No que diz respeito às séries de taxa de inflação e taxa de juro nominal, uma questão importante é levantada por Cati *et al.* (1999) no que se refere à estacionariedade. Os testes padrões realizados pelos autores mostram que as séries não apresentam raiz unitária no período iniciado em jan/1974 até jun/1993. Segundo suas estimativas, a inflação apresenta “mais estacionariedade” no período da década de 80 do que na década de 70. Esse resultado parece ser paradoxal se levarmos em conta o caráter hiperinflacionário da década de 80 em relação à inflação moderada observada na década de 70. De fato, quando os autores propõem modificações no formato dos testes por meio da introdução de *dummies* específicas aos planos de estabilização os resultados passam a indicar a presença de uma raiz unitária.<sup>26</sup> A razão disso é que a existência de planos de estabilização de curta duração altera as propriedades estatísticas das variáveis, levando a rejeitar a hipótese de raiz unitária mais vezes do que o correto. A análise dos autores supõe que os planos de estabilização tenham duração pequena e conhecida, o que não ocorre quando consideramos a introdução do Plano Real

23 As duas publicações apresentam dados compatíveis, pois a primeira é um apanhado das taxas apresentadas na Revista *Cenários*.

24 *Andima* (1997) e *Análise Financeira* (1989) apresentam mais detalhes sobre a taxaço sobre os rendimentos nominais.

25 A estimativa usando a subdivisão entre duráveis e não-duráveis pode ser justificada pelo fato de que é difícil calcular o fluxo de serviços dos duráveis com os dados existentes. Por questão de espaço, apenas as estimativas usando consumo de não-duráveis serão utilizadas.

26 Os planos de estabilização considerados bem como sua duração estão na tabela abaixo

| Planos de estabilização e duração |                    |                 |
|-----------------------------------|--------------------|-----------------|
| Planos                            | Período            | Duração (meses) |
| Cruzado                           | 1986:03 – 1986:107 |                 |
| Bresser                           | 1987:07 – 1987:09  | 3               |
| Verão                             | 1989:02 – 1989:04  | 3               |
| Collor 1                          | 1990:03 – 1990:05  | 3               |
| Collor 2                          | 1991:02 – 1991:06  | 5               |
| Real                              | 1994:07 – 2000:09  | 75              |

Nota: O Plano Real considera 75 meses devido à data final do período analisado.



no período observado. Neste caso, devemos entender o Plano Real como uma mudança permanente nas séries de inflação e juros, ou seja, o período iniciado em junho/94 representaria uma quebra estrutural com data de quebra conhecida. Isso nos leva aos testes de Perron (1989, 1995) para quebra estrutural que serão utilizados conjuntamente com o teste sugerido por Cati *et al.* (1999).

Para contornar o problema da presença de *inliers* devido aos planos de estabilização, Cati *et al.* (1999) sugerem a seguinte especificação:

$$y_t = \mu + \beta t + \sum_{j=1}^p [\kappa_j DA(j)_t + \lambda_j DB(j)_t + \phi_j D(j)_t] + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta \Delta y_{t-i} + v_t \quad (15)$$

onde  $j$  refere-se ao plano  $j$  e

$DB(j)_t = 1$  para o primeiro mês depois do fim do plano  $j$  e  $DB(j)_t = 0$  para o resto da série (*pulse dummy*) e

$D(j)_t = 1$  durante a vigência do plano  $j$  e  $D(j)_t = 0$  para o resto da série (*level dummy*)

$DA(j)_t = 1$  para o primeiro mês do plano  $j$  e  $DA(j)_t = 0$  para o resto da série (*pulse dummy*)

Para o nosso período de análise completo, que considera o período pós-Plano Real, precisamos considerar ainda *dummies* que incorporem a quebra permanente da série advinda da estabilização. Assim, devemos incorporar à equação (15) *dummies* que levem em conta essa quebra permanente. Partindo da equação mais geral (com uma *pulse dummy* e uma *level dummy*) estimamos a seguinte equação:

$$y_t = \mu + \beta t + \sum_{j=1}^p [\kappa_j DA(j)_t + \lambda_j DB(j)_t + \phi_j D(j)_t] + \gamma y_{t-1} + \omega DL_t + \varphi DP_t + \psi DT_t + \sum_{i=1}^k \delta \Delta y_{t-i} + v_t$$

onde o terceiro termo do lado direito representa as *dummies* dos planos fracassados (de curta duração) e os quinto, sexto e sétimo termos representam as *dummies* do Plano Real (mudança permanente).

**Tabela 1 – Teste de raiz unitária de DF-Cati-Perron-Garcia**

| Séries                     | Períodos          |                   |
|----------------------------|-------------------|-------------------|
|                            | 1975:01 a 2000:09 | 1975:01 a 1994:06 |
| Índice Oficial de Inflação | -0.43**           | 0.18**            |
| Overnight                  | -1.46**           | -0.26**           |
| CDB                        | -0.80**           | -0.81**           |

Nota: todas as séries estão em logaritmo. \*\* indica a presença de raiz unitária a 5%. Para o período de 1975:01 a 1994:-6 o valor crítico a 5% é o de Fuller (1976): -3.41. Para o período de 1975:01 a 2000:09 o valor crítico é de Perron (1989) e é dado de acordo com o período de quebra. Considerando que a quebra se dá no 247 mês e o número de observações é de 309, temos que o tempo de quebra relacionado à amostra total é de  $\lambda = 247/309 \approx 0.8$ . Utilizando a tabela VI.B e o valor de 0.8 para a quebra temos que o valor crítico é de -4.04 a 5%.

Os resultados da Tabela 1 mostram que podemos aceitar a hipótese de raiz unitária para todas as variáveis e para todos os períodos considerados. Os resultados para consumo não-durável mostram que se rejeita a hipótese de raiz unitária utilizando o teste ADF tradicional. Para o período de 75 a 94 obtém-se um valor de  $-11.99$ , e para o período completo  $-13.08$ , indicando rejeição da hipótese nula de não estacionariedade ao nível de 5%.

Dada a não rejeição de raiz unitária para as séries de inflação e juros, consideramos, a partir de agora, a primeira diferença dessas séries para a estimação das variâncias e covariância usadas na equação (14). A melhor maneira de estimar essas variáveis é usar um GARCH bivariado com a seguinte especificação:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t \\ y_t &= \alpha_2 + \alpha_3 z_t + v_t \\ H_t &= C' C + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q A_{ik} \eta_{t-1} \eta_{t-1}' A_{ik} + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^p G_{ik} H_{t-i} G_{ik} \end{aligned} \quad (17)$$

onde  $\pi_t$  é a taxa de inflação,  $y_t$  é a taxa de crescimento do consumo e  $x_t$  e  $z_t$  são variáveis explicativas que servem para captar o processo estocástico da inflação e do consumo. A terceira equação mostra o processo de variância-covariância, onde  $C$ ,  $A_{ik}$  e  $G_{ik}$  são matrizes  $n \times n$  de parâmetros com  $C$  triangular.  $K$  determina a generalidade do processo.

Essa especificação é chamada de BEKK, e é devida a Engle *et al.* (1995). A vantagem desse modelo em relação a outros é que a representação para a matriz  $H_t$  garante que ela seja positiva definida para todos os valores de  $\eta_t$  e, adicionalmente, que existam menos parâmetros para estimar do que em representações Vec tradicionais.<sup>27</sup>

Para evitar a estimação de um número excessivo de parâmetros supomos um GARCH-M (1,1), onde  $H_t$  é dado por:

$$H_t = C' C + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-1}^2 & \varepsilon_{t-1} v_{t-1} \\ v_{t-1} \varepsilon_{t-1} & v_{t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} H_{t-1} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \quad (19)$$

Usamos o método de estimação de quase máxima verossimilhança proposto por Bollerslev e Wooldridge (1992). O estimador é consistente para não normalidade dos resíduos, o que é uma característica comum nesse tipo de modelagem. Finalmente, na estimação utilizamos o algoritmo de otimização numérica de Berndt *et al.* (1974), mais conhecido como BHHH. Testes de Ljung-Box e LM também serão usados para identificar se não há mais estruturas GARCH nos resíduos. Os resultados das estimações são apresentados nas Tabelas 2 e 3.

As variáveis que vamos usar na equação (14) são as previsões feitas a partir das três equações nas Tabelas 2 e 3. Testes de raiz unitária sobre as previsões da variância e covariância mostraram que estas são estacionárias.<sup>28</sup>

Para estimar a equação (14) usamos o procedimento de co-integração. Temos seis variáveis no seguinte vetor auto-regressivo

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \Psi D_t \quad t = 1, \dots, T$$

27 Veja Bollerslev *et al.* (1995) e Engle *et al.* (*op. cit.*) para mais detalhes.

28 O teste para a variância da inflação não foi conclusivo, mas esse resultado se deve à presença de *inliers* decorridos dos planos de estabilização.

onde  $X_t = \{\text{juros nominais, inflação, taxa de crescimento do consumo, variância da inflação, variância do consumo, covariância}\}$ ,  $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_t$  são i.i.d.  $N_p(0, \Sigma)$  e  $D_t$  são as *dummies* dos planos. No caso tradicional, supõe-se que essas *dummies* sejam apenas sazonais, mas no nosso caso estas incluem as *dummies* dos planos de estabilização como definidas nos testes de raiz unitária.

**Tabela 2 – GARCH bivariado – Inflação e consumo de não-duráveis – 1975 a 2000**

$$\Delta\pi_t = 0.073\Delta\pi_{t-1} - 0.034\Delta\pi_{t-3} + 0.236\varepsilon_{t-1} - 0.196\varepsilon_{t-2} - 0.133\text{cruzado} - 0.164\text{bresser}$$

0.042                      0.025                      0.089                      0.075                      0.036                      0.03

$$- 0.293\text{verao} - 0.278\text{collor1} - 0.067 - 0.342\text{real} + 18.965\sigma_{\Delta\pi}^2$$

0.008                      0.079                      0.008                      5.533

$$\Delta C_t = -0.468\Delta C_{t-1} - 0.153\Delta C_{t-2} - 0.131\Delta C_{t-4} - 0.116\Delta C_{t-5} + 0.058\Delta C_{t-6}$$

0.059                      0.059                      0.062                      0.06                      0.051

$$+ 0.050\Delta C_{t-7} - 0.304\text{collor1}$$

0.054                      0.039

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11,t}^2 & 0 \\ \sigma_{12,t}^2 & \sigma_{22,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.0001 & 0.059 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.01 & 0.059 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.878 & 0 \\ 0 & -0.704 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.878 & 0 \\ 0 & -0.704 \end{bmatrix}$$

0.016                      0.016                      0.016                      0.273

$$+ \begin{bmatrix} 0.504 & 0 \\ 0 & 0.210 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t-1} & \sigma_{1,t-1}\sigma_{2,t-1} \\ \sigma_{1,t-1}\sigma_{2,t-1} & \sigma_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.504 & 0 \\ 0 & 0.210 \end{bmatrix}$$

0.04                      0.04                      0.112                      0.112

Inflação

Consumo de não-duráveis

Ljung-Box Q(24) = 29.07

Ljung-Box Q(24) = 25.61

Ljung-Box Q<sup>2</sup>(24) = 25.90

Ljung-Box Q<sup>2</sup>(24) = 17.31

Estatística LM – TR<sup>2</sup> = 4.98

Estatística LM – TR<sup>2</sup> = 4.25

Nota: As regressões de inflação incluíram as *dummies* dos planos de estabilização, e as de consumo incluíram uma *dummy* para o Plano Collor 1.

Como os resíduos não apresentaram normalidade, usamos o método de Bollerslev e Wooldridge (1992) para dar consistência às estimativas.

Tabela 3 – GARCH bivariado – Inflação e consumo de não-duráveis – 1975 a 1994

$$\Delta\pi_t = 0.067\Delta\pi_{t-1} - 0.095\Delta\pi_{t-3} + 0.257\varepsilon_{t-1} - 0.187\varepsilon_{t-2} + 0.187\varepsilon_{t-3} + 0.170\varepsilon_{t-4} - 0.136\text{cruzado} - 0.166\text{bresser}$$

$$\begin{matrix} 0.031 & & 0.023 & & 0.082 & & 0.078 & & 0.078 & & 0.082 & & 0.037 & & 0.037 \end{matrix}$$

$$-0.286\text{verao} - 0.288\text{collor1} - 0.067 + 27.551\sigma_{\Delta\pi}^2$$

$$\begin{matrix} 0.008 & & 0.085 & & 0.008 & & 8.318 \end{matrix}$$

$$\Delta C_t = -0.012 - 0.510\Delta C_{t-1} - 0.157\Delta C_{t-2} - 0.139\Delta C_{t-4} - 0.172\Delta C_{t-5} + 0.145\Delta C_{t-6}$$

$$\begin{matrix} 0.007 & & 0.061 & & 0.065 & & 0.079 & & 0.098 & & 0.076 \end{matrix}$$

$$-0.132\Delta C_{t-7} - 0.334\text{collor1}$$

$$\begin{matrix} 0.057 & & 0.039 \end{matrix}$$

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11,t}^2 & 0 \\ \sigma_{12,t}^2 & \sigma_{22,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.0003 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.001 & 0 \\ 0.0003 & 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.923 & 0 \\ 0 & -0.762 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.923 & 0 \\ 0 & -0.762 \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} 0.386 & 0 \\ 0 & 0.281 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11,t-1} & \sigma_{1,t-1}\sigma_{2,t-1} \\ \sigma_{1,t-1}\sigma_{2,t-1} & \sigma_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.386 & 0 \\ 0 & 0.281 \end{bmatrix}$$

| Inflação                               | Consumo de nao-duráveis                 |
|--|---|
| Ljung-Box Q(24) = 26.96                | Ljung-BoxQ(24) = 24.35                  |
| Ljung-Box Q <sup>2</sup> (24) = 32.71  | Ljung-BoxQ <sup>2</sup> (24) = 17.83    |
| Estatística LM-TR <sup>2</sup> = 45.77 | Estatística LM - TR <sup>2</sup> = 5.22 |

Nota: As regressões de inflação incluíram as *dummies* dos planos de estabilização, e as de consumo incluíram uma *dummy* para o Plano Collor 1.

Como os resíduos não apresentaram normalidade, usamos o método de Bollerslev e Wooldridge (1992) para dar consistência às estimativas.

As Tabelas 4 a 7 apresentam os testes de co-integração, sendo o primeiro o de máxima verossimilhança e o segundo a estatística do traço. Os valores apresentados na coluna à direita desses testes são as correções de Reimers (1992). Logo abaixo está o teste sobre as restrições da equação (14).

Tabela 4 – Co-integração usando taxa *overnight* e consumo de não-duráveis: 1975 a 2000

| H0:posto=p | -Tlog(1-mu) | usando T-nm | 95%  | -Tsum log(.) | usando T-nm | 95%   |
|------------|-------------|-------------|------|--------------|-------------|-------|
| p=0        | 132.7**     | 119.3**     | 40.3 | 387.7**      | 348.4**     | 102.1 |
| p<= 1      | 93.87**     | 84.36**     | 34.4 | 254.9**      | 229.1**     | 76.1  |
| p<= 2      | 75.72**     | 68.05**     | 28.1 | 161.1**      | 144.8**     | 53.1  |
| p<=3       | 57.64**     | 51.8**      | 22.0 | 85.35**      | 76.7**      | 34.9  |
| p<=4       | 20.88**     | 18.76*      | 15.7 | 27.71**      | 24.9**      | 20.0  |
| p<=5       | 6.834       | 6.142       | 9.2  | 6.834        | 6.142       | 9.2   |

| Equação estrutural supondo (14) |        |         |        |         |       |           |
|---------------------------------|--------|---------|--------|---------|-------|-----------|
| LO                              | LI     | LCONNSA | varinf | varconn | covar | constante |
| 1.0000                          | -1.047 | -1.57   | 0.5    | 0.093   | 1.57  | 0.0011    |
|                                 | (0.12) |         |        |         |       |           |

LR-test, posto-5,  $\chi^2(1) = 0.44 [0.50]$

Nota: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LO, da taxa over, LCONNSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummies* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha das defasagens foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o *overnight*, o número de defasagens do VAR foi 3, sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão de constante apenas no espaço de co-integração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca das variáveis do lado direito, tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca.

Tabela 5 – Co-integração usando taxa *overnight* e consumo de não duráveis: 1975 a 1994

| H0:posto=p | -Tlog(1-mu) | usando T-nm | 95%  | -Tsum log(.) | usando T-nm | 95%   |
|------------|-------------|-------------|------|--------------|-------------|-------|
| p==0       | 123.1**     | 113.4**     | 40.3 | 365.5**      | 336.7**     | 102.1 |
| p<= 1      | 103**       | 94.84**     | 34.4 | 242.4**      | 223.3**     | 76.1  |
| p<= 2      | 67.2**      | 61.89**     | 28.1 | 139.4**      | 128.4**     | 53.1  |
| p<=3       | 34.39**     | 31.67**     | 22.0 | 72.24**      | 66.5**      | 34.9  |
| p<=4       | 31.94**     | 29.42*      | 15.7 | 37.85**      | 34.8**      | 20.0  |
| p<=5       | 5.905       | 5.439       | 9.2  | 5.905        | 5.439       | 9.2   |

Equação estrutural supondo (14)

| LO     | LI               | LCONNSA | varinf | varconn | covar | constante |
|--------|------------------|---------|--------|---------|-------|-----------|
| 1.0000 | -0.517<br>(0.13) | -9.62   | 0.5    | 46.32   | 9.62  | -0.056    |

LR-test, posto-5,  $\chi^2(1) = 0.05 [0.82]$

Nota: igual a Tabela 4.

Tabela 6 – Co-integração usando taxa CDB e consumo de não-duráveis: 1975 a 2000

| H0:posto=p | -Tlog(1-mu) | usando T-nm | 95%  | -Tsum log(.) | usando T-nm | 95%   |
|------------|-------------|-------------|------|--------------|-------------|-------|
| p==0       | 164.5**     | 154.7**     | 40.3 | 474.9**      | 446.7**     | 102.1 |
| p<= 1      | 133.9**     | 126**       | 34.4 | 310.5**      | 292**       | 76.1  |
| p<= 2      | 94.09**     | 88.5**      | 28.1 | 176.5**      | 166**       | 53.1  |
| p<=3       | 57.94**     | 54.5**      | 22.0 | 82.42**      | 77.52**     | 34.9  |
| p<=4       | 14.88       | 13.99       | 15.7 | 24.48**      | 34.8**      | 20.0  |
| p<=5       | 9.605*      | 9.035       | 9.2  | 9.605*       | 9.035       | 9.2   |

Equação estrutural supondo (14)

| LCDB   | LI              | LCONNSA | varinf | varconn | covar | constante |
|--------|-----------------|---------|--------|---------|-------|-----------|
| 1.0000 | -0.89<br>(0.06) | -2.32   | 0.5    | 2.69    | 2.35  | -0.02     |

LR-test, posto-5,  $\chi^2(1) = 5.17 [0.02]$

Nota: LI é o logaritmo da taxa de inflação, LCDB, da taxa de juros do Certificado de Depósito Bancário, LCONNSA, da taxa de crescimento do consumo, varinf é a variância da taxa de inflação, varconn é a variância da taxa de crescimento do consumo e covar é a covariância entre a taxa de crescimento do consumo e a taxa de inflação. Em todos os sistemas testados foram colocadas *dummies* para os planos de estabilização semelhantes às usadas nos testes de raiz unitária. Para a escolha das defasagens foram usados os critérios de Schwartz e Hannan-Quinn, e quando houve discrepância entre os dois optou-se pelo último como critério de decisão. Para o CDB, o número de defasagens do VAR foi 3, sendo que não foi possível obter normalidade dos resíduos devido às diversas quebras observadas. Também optamos pela inclusão de constante apenas no espaço de co-integração. O teste LR apresentado também testou a exogeneidade fraca das variáveis do lado direito, tendo sido aceita a hipótese de exogeneidade fraca.

Tabela 7 – Cointegração usando taxa CDB e consumo de não-duráveis: 1975 a 1994.

| H0:posto=p                                  | -Tlog(1-mu)     | usando T-nm | 95%    | -Tsum log(.) | usando T-nm | 95%       |
|---|-----------------|-------------|--------|--------------|-------------|-----------|
| p==0  | 183**           | 173.4**     | 40.3   | 493.4**      | 467.5**     | 102.1     |
| p<= 1                                       | 136.9**         | 129.7**     | 34.4   | 310.4**      | 294.2**     | 76.1      |
| p<= 2                                       | 97.69**         | 92.57**     | 28.1   | 173.5**      | 164.4**     | 53.1      |
| p<=3  | 42.32**         | 40.1**      | 22.0   | 75.82**      | 71.84**     | 34.9      |
| p<=4  | 22.28**         | 21.11**     | 15.7   | 33.5**       | 31.74**     | 20.0      |
| p<=5  | 11.22*          | 10.63*      | 9.2    | 11.22*       | 10.63*      | 9.2       |
| Equação estrutural supondo (14)             |                 |             |        |              |             |           |
| LCDB  | LI              | LCONNSA     | varinf | varconn      | covar       | constante |
| 1.0000                                      | -0.72<br>(0.10) | -7.89       | 0.5    | 31.15        | 7.89        | 0.21      |
| LR-test, posto-5, $\chi^2(1) = 2.38 [0.12]$ |                 |             |        |              |             |           |

Nota: igual a Tabela 6.

Como salientado anteriormente, a presença de variáveis estacionárias aumenta o número de vetores de co-integração, mas não indica, necessariamente, que cada um dos vetores tenha um significado econômico distinto. No nosso caso, importa o resultado de um dos vetores e a sua identificação de acordo com a forma estrutural apresentada pela equação (14).

O primeiro resultado a ser destacado é o de a hipótese de co-integração ter sido aceita em todas as estimativas realizadas. Além de testar a forma estrutural da equação (14), estimamos os vetores de co-integração com restrições impostas no vetor de longo prazo ( $\beta$ ) e no vetor de curto prazo ( $\alpha$ ). A restrição imposta nesse último pode ser considerada como um teste de exogeneidade fraca onde testamos a hipótese de que os componentes de volatilidade e a taxa de crescimento do consumo seriam exógenos. Os testes de restrição sobre  $\alpha$  e  $\beta$  foram feitos conjuntamente e utilizou-se o teste de razão de verossimilhança (LR) como estatística de decisão, como proposto em Johansen e Juselius (1992) e Johansen (1991). Vale dizer que os testes indicaram que todas as variáveis do lado direito da equação (14) foram consideradas fracamente exógenas.

Os coeficientes relativos ao efeito Fisher pleno são estatisticamente menores do que 1,<sup>29</sup> como costumeiramente são encontrados na literatura brasileira<sup>30</sup> e internacional, o que é devido à presença do prêmio de risco da inflação. Como o risco inflacionário nos países desenvolvidos é relativamente pequeno, justifica-se desconsiderar a existência de prêmio de risco, e mesmo quando se estima tais valores os resultados são geralmente insignificantes. Mas no caso de países com histórico de inflação elevada essa desconsideração não se justifica, como pode ser observado pelos valores estimados. No caso do CDB, taxa comumente usada em outros estudos, a resposta da taxa de juros

29 Os desvios padrões dos coeficientes são apresentados nas Tabelas de 4 a 6 e apenas a taxa over no período completo apresentou coeficiente estatisticamente igual a 1.

30 O exemplo mais recente de estimação para o caso brasileiro detectou um efeito Fisher pleno de um para um. Ver Carneiro *et al.* (2002).

à inflação é de apenas 0.72 para o período que vai até 94, mas é de 0.89 para o período completo. O mesmo comportamento pode ser observado na taxa over.<sup>31</sup>

O resultado mais interessante, contudo, é o que se refere à estimação do coeficiente de aversão ao risco. Para o período que vai até 1994, ou seja, antes da implementação do Plano Real, o valor estimado é de 9.6 para a taxa over e 7.8 para o CDB. Se compararmos esses resultados com os do período completo vemos que este último apresenta valores bem menores: 1.57 e 2.32 para a taxa over e CDB, respectivamente. Este comportamento durante hiperinflações é consistente com o observado em outros países que passaram por períodos inflacionários, como é o caso de Israel.<sup>32</sup> Usando metodologia diferente, Balsam *et al.* encontraram um coeficiente de aversão ao risco igual a 5 para o período hiperinflacionário israelense, o que é condizente com nossos resultados, uma vez que o período hiperinflacionário israelense foi mais moderado que o brasileiro.

Uma possível explicação para esse prêmio de risco elevado pode ser a expectativa de que uma "catástrofe" econômica venha a ocorrer e o governo seja obrigado a dar um *default* na dívida. A idéia é de que os investidores estão racionalmente preocupados com a probabilidade de que algo inesperado venha a interromper o fluxo de pagamentos dos juros dos títulos, e essa insegurança se reflete num prêmio de risco maior. Esse tipo de explicação vem sido sugerida na literatura de *equity premium puzzle* para justificar o elevado *equity premium* observado nas estimativas, e é geralmente chamado de *survivorship bias* (viés de sobrevivência).<sup>33</sup>

#### 4 CONCLUSÃO

O presente artigo buscou estimar o componente de incerteza inflacionária embutida nas taxas de juros nominais. Incluindo o período hiperinflacionário das décadas de 80 e 90 conseguimos identificar um efeito Fisher menos forte do que o normalmente encontrado na literatura sobre o tema no Brasil. Com efeito, entre 1975 e 1994, antes do Plano Real, o coeficiente de Fisher para o CDB foi de 0.72 contra 0.89 para o período completo, incluindo o Plano Real. Tal comportamento foi detectado igualmente na taxa de juro *overnight*. A razão para esse descasamento é a não consideração de um prêmio de risco inflacionário nas estimadas feitas anteriormente. De fato, esse prêmio de risco não apenas é significativo como também indica que os agentes tinham um grau de aversão ao risco essencialmente mais elevado durante o período hiperinflacionário do que no período completo. Tal comportamento pode ser explicado como um "viés de sobrevivência". Como os agentes racionalmente não sabem se o governo vai conseguir honrar seus títulos, eles pedem um prêmio de risco para compensar esse fator. Esse viés é geralmente usado para explicar o *equity premium puzzle* no caso de economias com comportamento esperado ruim, o que parece ser o caso brasileiro dos anos 80 e 90.

#### BIBLIOGRAFIA

Abel, A. B. Asset prices under habit formation and catching-up with the Joneses. *American Economic Review*, v. 80, p. 38-42, 1990.

Análise Financeira. *Taxa de juros no Brasil*. Segunda edição. 1989.

31 Esse comportamento também foi observado nas taxas de juros de capital de giro, desconto de duplicata e juros sobre títulos estaduais usadas em Vale (2001). Por questão de espaço, não serão aqui apresentadas.

32 Ver Balsam (1998) para mais detalhes sobre o caso israelense.

33 Ver Brown *et al.* (1995) e Siegel *et al.* (1997) para mais detalhes.

- Andima. *Taxas de juros: um amplo estudo sobre o mercado aberto no Brasil. Séries Históricas*. 1997.
- Balsam, A.; Kandel, S.; Levy, O. Ex-ante real rates and inflation risk premiums: a consumption-based approach. *Rodney L. White Center for Financial Research Working Papers 22-98*, Wharton School Rodney L. White Center for Financial Research, 1998.
- Berndt, E. K.; Hall, B. H.; Hall, R. E.; Hausman, J. Estimation and inference in nonlinear structural models. *Annals of Economic and Social Measurement*, v. 3, p. 653-665, 1974.
- Bollerslev, T.; Chou, R. Y.; Kroner, K. F. ARCH modeling in Finance. *Journal of Econometrics*, v. 52, p. 5-59, 1992.
- Bollerslev, T.; Wooldridge, J. Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamics models with time-varying covariances. *Econometric Reviews*, v. 11, p. 143-172, 1992.
- Britto, N. O. Inflação e o mercado de Letras do Tesouro Nacional. *Revista Brasileira de Economia*, abril 1979.
- Brown, S.; Goetzmann, W.; Ross, S. Survival. *Journal of Finance*, v. 50, p. 853-874, 1995.
- Cagan, P.; Gandolfi, A. The lag in monetary policy as implied by the time pattern of monetary effects on interest rates. *American Economic Review Papers and Proceedings*, v. 59, p. 277-284, 1969.
- Cenários*, Revista. Editora BBT. Vários números.
- Blumenschein, F. N. *Essays on macroeconomics policy and the institutional framework of the financial market in Brazil*. 1994. Tese (Doutorado). Cornell University.
- Carneiro, F.; Divino, J. A. C. A.; Rocha, C. A. Revisiting the Fisher hypothesis for the case of Argentina, Brazil and Mexico. *Applied Economics Letters*, v. 9, p. 95-98, 2002.
- Cati, R. C.; Garcia, M. G. P.; Perron, P. Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data. *Journal of Applied Econometrics*, v. 14, p. 27-56, 1999.
- Chan, L. K. C. Consumption, inflation risk and real interest rates: an empirical analysis. *The Journal of Business*, v. 67, n. 1, p. 69-96, 1994.
- Darby, M. R. The financial and tax effects of monetary policy on interest rates. *Economic Inquiry*, v. 13, p. 266-269, 1975.
- Dimand, R. W. Irving Fisher and the Fisher relation: setting the record straight. *Canadian Journal of Economics*, v. 32, n. 3, p. 744-750, 1999.
- Durlauf, S.; Hall, R. *A signal extraction approach to recovering noise in expectations based models*. Stanford University, 1989. Mimeografado.
- Engle, R.; Kroner, K. F. Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, v. 11, p. 122-150, 1995.
- Fama, E. Short-term interest rates as predictors of inflation. *American Economic Review*, v. 65, p. 269-282, 1975.
- \_\_\_\_\_. Inflation uncertainty and expected returns on Treasury Bills. *Journal of Political Economics*, v. 84, p. 427-448, 1976.
- Feldstein, M. Inflation, income taxes and the rate of interest: a theoretical analysis. *American Economic Review*, v. 66, 1976.
- Fisher, I. *Appreciation and interest*. Nova York: Macmillan, 1986.
- \_\_\_\_\_. *The rate of interest*. Nova York: Macmillan, 1907
- Garcia, M. G. P. *The formation of inflation expectation in Brazil*. 1991. Tese (Doutorado). Stanford University.
- Ireland, P. N. Long-term interest rates and inflation: a fisherian approach. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, v. 82, n. 1, p. 21-35, 1996.
- Issler, J. V. Inflation and level uncertainty: evidence using Brazilian data. *Revista Brasileira de Economia*, v. 45, n. 3, p. 473-482, 1991.



- \_\_\_\_\_. *Estimating and forecasting the volatility of Brazilian finance series using ARCH models*. Seminários EPGE-FGV. Rio de Janeiro, Julho/99.
- Issler, J. V.; Carvalho, L.; Reis, E.; Blanco, F. *Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente*. Seminário n. 12. Instituto de Pesquisas Econômicas. Universidade de São Paulo, 1999.
- Johansen, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- \_\_\_\_\_. Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in the presence of linear trend. *Econometrica*, v. 59, p. 1551-1580, 1991.
- Johansen, S.; Juselius, K. Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, v. 53, p. 211-244, 1992.
- Labadie, P. Stochastic Inflation and the equity premium. *Journal of Monetary Economics*, v. 24, p. 277-298, 1989.
- \_\_\_\_\_. The term structure of interest rates over the business cycle. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 18, p. 671-198, 1994.
- Lucas, R. Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, v. 49, p. 1429-1445, 1978.
- Meirelles, A. C. A expectativa de variações do nível de preços e a taxa de juros: o caso brasileiro – 1961/1970. *Ensaio Econômico*, APEC, 1974.
- Mittelhammer, R. C. *Mathematical statistics for economics and business*. Nova York: Springer-Verlag, 1996.
- Nelson, C. R.; Plosser, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139-162, 1982.
- Nielsen, N. C. Inflation and taxation: nominal and real rates of return. *Journal of Monetary Economics*, v. 7, p. 261-270, 1981.
- Osterwald-Lenum, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ml cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, p. 461-472, 1992.
- Perron, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, p. 1361-1401, 1989.
- \_\_\_\_\_. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: Bhaskara Rao, B. (ed.), *Cointegration for the applied economist*. St. Martin's Press, 1994.
- Reimers, H. E. Comparison of tests for multivariate cointegration. *Statistical Papers*, v. 33, p. 335-359, 1992.
- Rocha, R. *Juros e inflação: uma análise da equação de Fisher para o Brasil*. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas. Série Teses, n. 15, 1988.
- Sarte, P-D. G. Fisher's equation and the inflation risk premium in a simple endowment economy. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, v. 84, n. 4, p. 53-72, 1998.
- Shome, D. K.; Smith, S. D.; Pinkerton, J. M. The purchasing power of money and nominal interest rates: a re-examination. *Journal of Finance*, v. 43, n. 5, p. 1113-1126, 1988.
- Siegel, J. J.; Thaler, R. Anomalies: the equity premium puzzle. *Journal of Economic Perspectives*, v. 11, n. 1, p. 191-200, 1997.
- Silveira, A. M. Interest rates and rapid inflation: the evidence from the Brazilian economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 3, p. 794-805, 1973.
- Summers, L. H. The non-adjustment of nominal interest rates: a study of the Fisher effect. In: Tobin, J. (ed.), *Symposium in memory of Arthur Okun*. Washington, D. C.: The Brookings Institute, 1983.
- Vale, S. R. *Uma avaliação empírica do efeito Fisher com incerteza no Brasil*. 2001. Dissertação (Mestrado), Departamento de Economia, Universidade de São Paulo.

