

A formação de expectativas inflacionárias no Brasil: um estudo do efeito Fisher em um mecanismo de extração de sinal*

MÁRCIO G. P. GARCIA**

Este paper deriva um mecanismo de extração de sinal para examinar todas as implicações testáveis da equação de Fisher. O sinal é a taxa de juros nominal líquida de impostos, a qual, sob o modelo de Fisher, é igual à soma da expectativa de inflação com a taxa real de juros (que se supõe igual a uma constante ou a uma constante mais uma diferença de martingale). Todos os modelos lineares alternativos podem ser representados como ruído adicionado ao sinal. As literaturas internacional e brasileira são concisamente revistas e os testes empíricos reinterpretados como casos especiais do mecanismo de extração de sinal. O teste do modelo é feito com dados de taxa de juros de CDB de grandes bancos no período 1973/90. Pouco ruído é encontrado, ou seja, a equação de Fisher parece ser uma aproximação válida para o processo de formação das taxas de juros no Brasil. Este resultado implica a impossibilidade do governo tentar diminuir sistematicamente o custo do financiamento de seus déficits emitindo dívida não indexada. Dadas as amplas flutuações observadas nas taxas reais ex post, o sucesso da equação de Fisher revela a existência de substanciais erros de previsão da inflação, o que indica a necessidade de mais pesquisa na área de como agentes formam expectativas inflacionárias. Quando a inflação acelera rapidamente, como aconteceu nos últimos anos da década dos 80 no Brasil, os índices de preço captam tal aceleração com atraso. Isto gera um efeito Fisher até para títulos indexados. Faz-se também um teste para este efeito neste paper.

* Agradeço a John Shoven, Orazio Attanasio, Albert Fishlow, Julie Anderson, Pedro Valls, Andrew Bernard, James Conklin, David Robinson, Fabio Giambiagi, Sheila Najberg, os participantes do Seminário de Economia Internacional e de Desenvolvimento Econômico, na Universidade Stanford, e do Seminário de Desenvolvimento Econômico na Universidade da Califórnia, em Berkeley e, especialmente, Steve Durlauf, por muitas proveitosas discussões deste assunto. Este trabalho é uma versão resumida do Capítulo II da minha dissertação de doutorado. Agradeço, ainda, o apoio financeiro do CNPq e do BNDES. Como de costume, todos os erros remanescentes são de minha responsabilidade.

** Do Departamento de Economia da PUC/RJ.

1 - Introdução

Irving Fisher sugeriu que as taxas de juros nominais se ajustam, ponto percentual por ponto percentual, às mudanças na inflação esperada.¹ Quer seja válido ou não, o efeito Fisher constitui tópico de evidente importância em finanças, e é ainda mais importante para a política macroeconômica dos países em desenvolvimento. Se aumentos nas expectativas de inflação não forem inteiramente incorporados às taxas de juros nominais, os governos podem nisto encontrar um estímulo para manterem seus déficits fiscais, financiando-os através da dívida pública não indexada. Isto é particularmente relevante para as economias inflacionárias, como o Brasil.

É abundante a literatura sobre o efeito Fisher e, como acontece freqüentemente em tais casos, diferentes estudos concentram-se sobre diferentes implicações do modelo nulo, gerando, via de regra, resultados discrepantes. O mecanismo da extração do sinal usado no presente estudo oferece uma base unificadora para todos os testes anteriormente sugeridos na literatura. Seguindo os modernos princípios da macroeconomia, os modelos aqui testados partem do pressuposto de que as expectativas são racionais.

A primeira aplicação empírica estuda a existência do efeito Fisher no Brasil, usando dados do mercado de certificados de depósito bancário (CDB) de bancos privados, relativos ao período de 1973 a 1990. O instrumental econométrico utilizado proporciona medidas da plausibilidade do efeito Fisher. Tais medidas são importantes porque os modelos macroeconômicos são avaliados e, o que é mais significativo, usados na política econômica em termos de sua plausibilidade, e não da correção de sua especificação.

Os resultados indicam que o modelo de Fisher se ajusta, de modo satisfatório, aos dados brasileiros. Tal conclusão implica a recomendação de política econômica de que o governo não pode aliviar a carga de financiamento de seus déficits fiscais através da emissão de dívida não indexada em períodos em que ocorram escaladas inflacionárias.

A experiência brasileira pode ser usada também para testar um importante corolário da relação de Fisher. Em consequência da metodologia utilizada no Brasil

1 O próprio Fisher, contudo, adverte: "A taxa monetária e a taxa real são normalmente idênticas: quer dizer, serão ... as mesmas quando o poder de compra do dólar em termos do custo de vida é constante ou estável. Quando o custo de vida não é estável, a taxa de juros considera, até certo ponto, a avaliação e a depreciação, mas apenas levemente e, em geral, indiretamente ... Isto é ... quando os preços estão caindo, a taxa de juros tende a ser baixa, mas não tão baixa como deveria ser, para compensar a queda" [Fisher (1930)].

Observe-se também que, sob impostos, o mencionado efeito deveria ser maior do que de um para um. Se o código tributário não está indexado, um aumento de 1% na inflação vai requerer um aumento de $(1+t)\%$ nas taxas nominais (t sendo a taxa de imposto relevante), para que se mantenha inalterado o retorno real.

Para uma revisão da vasta literatura sobre o efeito Fisher, ver, por exemplo, Summers (1983). Rocha (1988) é outra excelente referência sobre o assunto, em particular sobre a evidência brasileira.

para cálculo do índice de preço, o índice da inflação para um determinado mês é, na realidade, uma *proxy* da inflação do mês anterior (este ponto é explicado na Seção 4). Quando há uma rápida escalada da inflação, como aconteceu no Brasil no final dos anos 80, o índice de inflação, que guia a indexação financeira voltada para trás, subestima a inflação verdadeira. Com investidores racionais cientes desse problema estatístico, as taxas reais *prometidas* dos papéis indexados² devem subir por causa desse fato, muito embora a taxa real vigente *ex ante* possa não variar tanto. Isso ocorre porque a inflação medida, defasada de um mês, subestima a inflação verdadeira, quando esta se acelera. Testa-se também para esse efeito Fisher dos títulos indexados.

Depois desta breve introdução, a Seção 2 expõe os princípios básicos do mecanismo de extração de sinal usado na parte empírica do estudo. Todos os testes anteriores da equação de Fisher estão subsumidos no mecanismo de extração de sinal aqui considerado. O Apêndice 1 passa em revista a literatura existente sobre o efeito Fisher e mostra que todos os testes da relação Fisher até aqui sugeridos constituem casos especiais do teste considerado no presente trabalho. A Seção 3 apresenta a estimação econométrica e os resultados, a Seção 4 analisa a existência do efeito Fisher para os CDB indexados, e a Seção 5 apresenta as conclusões.

2 - O mecanismo de extração de sinal

Nesta seção faz-se uma breve exposição do mecanismo econométrico usado neste estudo, tal como é aplicado ao efeito Fisher. O mecanismo geral foi desenvolvido no trabalho de Durlauf e Hall (1989a) — daqui em diante designado como DH — no qual podem ser encontradas provas dos teoremas aqui usados. O modelo nulo é a equação de Fisher:

$$H_0: R_t = \rho + \pi_{t+1}^e \quad (1)$$

onde:

R_t = taxa de juros nominal líquida de impostos de t até $t+1$ (%);

ρ = expectativa de taxa real de juros líquida de impostos (que se supõe constante)(%);

π_{t+1}^e = expectativa da taxa de inflação de t até $t+1$ (%).

2 No Brasil, quando se compra um CDB indexado à inflação, o rendimento nominal é dado pelo aumento no índice oficial mais a taxa real *prometida*. Uma vez que a inflação vigente pode diferir da taxa de aumento no índice de preço, a taxa real *prometida* pode também diferir da taxa real *ex post*.

A equação (1) pode ser entendida como gerada por um modelo com agentes indiferentes ao risco e um ativo que paga um rendimento (esperado) constante, ρ_t .³ Em razão da falta de linearidade intrínseca ao cálculo da taxa real e ao emprego do operador (linear) de expectativa, o efeito Fisher [equação (1)], em condições de incerteza, vale apenas como uma aproximação.⁴

No mecanismo de extração de sinal, este é definido como $R_t = \rho + \pi_{t+1}^e$. Todos os modelos lineares alternativos podem ser expressos como um termo de ruído (S_t) acrescentado ao sinal [equação (2)]:

$$H_1: R_t = \rho + \pi_{t+1}^e + S_t \quad (2)$$

onde S_t = ruído do modelo.

De acordo com expectativas racionais, a taxa de inflação observada, π_{t+1} (inflação que ocorre no vencimento do título que paga R_t) é dada pela equação (3):

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1}^e + v_t \quad (3)$$

onde:

π_{t+1} = taxa de inflação de t a $t+1$ (%);

v_t = erro de previsão.

Subtraindo-se (3) de (2), obtém-se (4):

$$R_t - \pi_{t+1} = \rho + S_t - v_t \quad (4)$$

A equação (4) tem duas variáveis não observáveis (além da constante, ρ), S_t e v_t . Expectativas racionais presumem que v_t é uma diferença de martingale, isto é, que não são cometidos erros sistemáticos quando a inflação está sendo calculada. Ratificando, v_t é o erro de previsão, que é consistente com este modelo de expectativas racionais e com o efeito Fisher. S_t , por outro lado, representa tudo aquilo que

³ $\rho_t = \rho$ ou $\rho_t = \rho + \varepsilon_t$, sendo ε_t uma diferença de martingale. Do ponto de vista observacional, ambas as alternativas são equivalentes.

⁴ Para o caso brasileiro, em que o efeito cruzado é importante, a equação (1) deveria ser:

$$R_t = \rho + \pi_{t+1}^e + \rho \pi_{t+1}^e \quad (1')$$

Em condições de incerteza, mesmo a equação (1') vale apenas como uma aproximação.

o modelo nulo *não* leva em consideração. S_t poderia ser, por exemplo, o efeito da política monetária esperada sobre a taxa real de juros *ex ante*.

O mecanismo DH utiliza toda a informação disponível (passada e futura) para separar econometricamente as duas variáveis não observáveis, S_t e v_t . Dadas as características desse modelo, o corolário 1.1 em DH⁵ afirma que uma regressão de $[R_t - \pi_{t+1}]$ sobre um conjunto de variáveis conhecido no tempo t , incluindo inflação defasada e taxas de juros nominais correntes e defasadas, apreende *todas* as implicações testáveis deste modelo de expectativas racionais e o efeito Fisher. Intuitivamente, a informação futura não pode ser usada para separar v_t de S_t porque, por expectativas racionais, v_t é ortogonal a (tem correlação nula com) todo o conjunto de informações conhecidas no período t . Portanto, uma regressão de $[R_t - \pi_{t+1}]$ numa constante e em variáveis conhecidas no tempo t pode apenas detectar ruído. Sob a hipótese nula, nenhuma variável poderia mostrar-se significativa em tal regressão. Variáveis futuras (indexadas em $t+1, t+2, \dots$), porém, não são necessariamente ortogonais em relação a v_t , ou a S_t . Em consequência, tais variáveis não podem ser usadas para separar as não observáveis.

Assim, o mecanismo DH vale-se de toda informação (presente e futura) de que dispõe o econometrista para calcular o limite inferior mais justo para o ruído do modelo. Tal estimativa dá uma avaliação da plausibilidade do modelo original. Se for detectado muito ruído, isso indicará a existência de outros fatores, não levados em conta pelo modelo nulo. Além da apresentação gráfica, duas métricas diferentes, apresentadas na Seção 3, são usadas para avaliar o grau de razoabilidade do modelo. Em outras palavras, se a hipótese nula é uma boa aproximação da realidade, então a informação disponível no tempo t deverá explicar muito pouco sobre a variação de $[R_t - (\pi_{t+1} + \rho)]$.

3 - Estimativa e resultados para o Brasil

3.1 - Reexposição do teste DH para economias altamente inflacionárias

Conforme mencionado antes, quando a taxa de inflação é alta o termo cruzado na equação (1') não pode ser desconsiderado. Para este caso, a equação (4) deverá ser

5 O corolário 1.1 [Durlauf e Hall (1989a), p. 10-11] prova a equivalência de testes do ruído do modelo baseados em previsão e em suavização (*smoothing*), quando as inovações de informação se apresentam modeladas como um subconjunto de informações à disposição do econometrista.

a seguinte:⁶

$$\ln \left(\frac{1 + R_t}{1 + \pi_{t+1}} \right) = \ln(1 + \rho) + S_t - v_t \quad (5)$$

Conseqüentemente, as regressões DH têm o logaritmo natural de (1 + taxa real de juros *ex post*) como a variável dependente, e diferentes conjuntos de variáveis explicativas [$L_x(t)$]. Ao contrário das regressões em níveis, estas em logaritmos não apresentam variação relativamente à unidade em que as taxas são expressas (% por ano, % por mês, etc.).⁷

Todas as regressões usam MQO com os erros-padrão corrigidos pela técnica desenvolvida por White (1986), que provê uma matriz de covariâncias consistentes sob a presença de autocorrelação e heterocedasticidade. A necessidade dessa correção é explicada a seguir, quando forem expostos os detalhes das estimativas. Uma vez obtida uma estimativa do limite inferior do ruído do modelo, duas medidas, além da apresentação gráfica, permitem avaliar a plausibilidade do modelo. A primeira delas é a relação $\sigma_S^2 / \sigma_{R-\pi}^2$, em que $\sigma_{R-\pi}^2$ é a variância amostral

da série $\ln \left(\frac{1 + R_t}{1 + \pi_{t+1}} \right)$. Ruído e erros de previsão são os dois componentes não

correlacionados da variância da taxa real *ex post*: em conseqüência, essa relação é uma medida da extensão em que o movimento na taxa de juros *real ex post* é uma resultante do ruído do modelo, isto é, de causas alheias ao modelo. Contudo, tal relação não responde à seguinte pergunta: qual a fração dos movimentos na taxa de juros *nominal* que é explicada pelo ruído? Computa-se, para esse efeito, a relação σ_S^2 / σ_R^2 , onde σ_R^2 é a variância amostral de $\ln(1 + R_t)$. Essa medida não fica limitada entre 0 e 1, porque ruído e inflação esperada podem ter correlação não nula. Se os dois forem positivamente (negativamente) correlacionados, a relação acima irá subestimar (superestimar) a contribuição do ruído do modelo.⁸ Apesar

6 Observe-se que para valores pequenos de R_t , π_{t+1} e ρ , a equação (5) chega a resultados bem aproximados pelos da equação (4). O erro de previsão na equação (5) é, aproximadamente, o erro percentual na previsão do nível de preço, isto é:

$$v_t = \ln \left(\frac{1 + \pi_{t+1}}{1 + \pi_{t+1}^e} \right)$$

7 Para que esta proposição de invariância tenha validade, os regressores precisam ter também a forma $\ln(1 + taxa)$. A invariância não se aplica à constante.

8 Suponha-se que a economia siga algum tipo de efeito Tobin-Mundell: as taxas reais *ex ante* caem quando a inflação sobe e vice-versa. Isto seria capturado pelo ruído do modelo, que na hipótese acima é negativamente correlacionado à expectativa de inflação. Suponha-se ainda que este efeito Tobin-Mundell é muito significativo na determinação da taxa de juros *nominal* (não apenas da *real*). É então concebível que a relação σ_S^2 / σ_R^2 possa ser maior que 1.

dessa falha inevitável, esta normalização da variância do ruído proporciona uma boa avaliação da plausibilidade do modelo. No contexto de um modelo de preço de ações, segundo o qual o preço da ação é o valor presente do fluxo futuro esperado dos dividendos, as normalizações análogas da variância do ruído feitas por Durlauf e Hall (1989b) ficaram todas perto ou acima dos 100%, mostrando o completo malogro daquele modelo.

3.2 - Os dados

A coleta de dados sobre taxas de juros no Brasil não é uma tarefa simples, havendo três razões principais para tal dificuldade. Primeira, poucas organizações fazem um trabalho consistente na compilação de taxas de juros. O Banco Central (Bacen) reúne esses dados para fins de auditoria, porém não os publica em seus boletins mensais. Segunda, a história econômica do Brasil é cheia de períodos em que taxas de juros obedeciam a um limite (*cap*), ou em que outros controles eram impostos às atividades bancárias. Em tais casos, freqüentemente os bancos contornavam as restrições legais recorrendo a meios especiais para cobrar mais dos clientes que pediam empréstimos, o que torna as taxas de juros um mau indicador do custo do empréstimo. Isso não deverá afetar muito este trabalho, por que se usam as taxas oferecidas sobre passivos bancários (CDB), não taxas cobradas sobre ativos (empréstimos bancários). Terceira, a tributação da renda de juros variou muito (até sete vezes em apenas um ano).

O conjunto de dados usado neste estudo compõe-se de taxas de depósitos extraídas de uma amostra de bancos brasileiros. Essas taxas são uma medida daquelas praticadas na primeira semana de cada mês pelos bancos, em seus CDB.⁹ Quanto ao problema tributário, todos os testes farão uso de taxas líquidas de impostos retidos na fonte. Tendo em vista o sistema brasileiro de taxaço, tais taxas são boas substitutas para as taxas líquidas de impostos relevantes para os investidores.¹⁰ Essas taxas de juros foram publicadas em *Análise Financeira* (1990).

O Gráfico 1 mostra as taxas mensais de inflação no Brasil, medidas pelo índice geral de preços (IGP-FGV), pelo índice de preços no atacado (IPA-FGV) e pelo índice de preços ao consumidor (IPC-FGV) — índices esses todos compilados pela Fundação Getúlio Vargas. Depois de 1979, a inflação mostra uma nítida tendência ascensional, acelerando-se no rumo da hiperinflação, nos últimos anos abrangidos pela amostra.

⁹ De agosto/82 a janeiro/84, os CDB já estavam, por lei, indexados à inflação. Nesse período, a série de taxas nominais sobre papéis não indexados compõe-se de taxas sobre letras de câmbio (LC), substitutos bem razoáveis para os CDB.

¹⁰ Prova desta afirmação é fornecida por Rocha (1988, Tabela 2.1, p. 17). Até 23 de julho de 1974, as Letras do Tesouro Nacional brasileiro (LTN) não eram tributadas. Alguns meses depois, começou a taxaço, sendo negociadas no mercado tanto as LTN tributáveis (emitidas depois de 23 de julho) quanto as não tributáveis (emitidas antes de 23 de julho). A diferença no rendimento de tais títulos permaneceu muito próxima da taxa do imposto (30%).

Alguns subperíodos foram excluídos da amostra por questões que serão agora explicadas. O Gráfico 2 mostra a evolução das taxas nominais e reais (ambas líquidas de impostos na fonte), bem como da inflação. Paradoxalmente, períodos longos mostram taxas reais negativas. Apesar de muito esforço, infelizmente não se conseguiu achar uma medida do volume transacionado nesse mercado. No que se refere a um dos períodos com taxas reais negativas, o de 1979 a 1980, a explicação é que foram impostos controles sobre os ativos bancários, impedindo os bancos de emprestar a menos que captassem no exterior. Dessa maneira, os bancos não se mostravam dispostos a pagar taxas competitivas. Testes de Chow, não apresentados aqui, confirmaram a diferença estrutural desse período e, por esta razão, foram excluídos das regressões os anos mencionados.

Em 28 de fevereiro de 1986, o governo brasileiro instituiu o Plano Cruzado, dando início a uma série de tentativas de redução e estabilização da taxa de inflação. Como demonstra o Gráfico 1, as três primeiras falharam, com a inflação retomando seu rumo explosivo, depois de um receso cada vez mais curto. Contudo, quando planos de estabilização são implantados, suas regras são estabelecidas presumindo o sucesso (e não são, de modo algum, robustas ao malogro). Na presunção de que a inflação cairia de 14% ao mês para cerca de zero (como aconteceu no primeiro mês do Plano Cruzado), todos os contratos de crédito expressos em cruzeiros iriam originar uma gigantesca transferência de riqueza na direção dos credores. E isso porque, quando desaparecesse a inflação, altas taxas *nominais* teriam sido transformadas em taxas *reais* insuportavelmente altas. Para evitar esse problema, o governo aplicou uma reforma monetária — foi criado o cruzado (Cz\$) — e anunciou uma

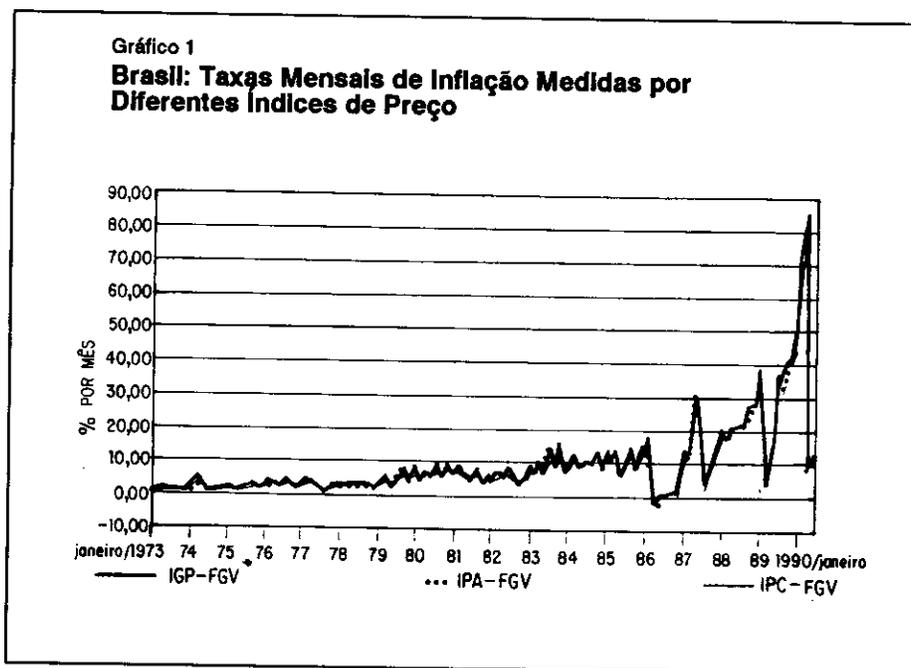


Gráfico 2
CDB Não-Indexados: Taxas Nominais e Reais Líquidas e Inflação (Durante o Vencimento dos CDB)

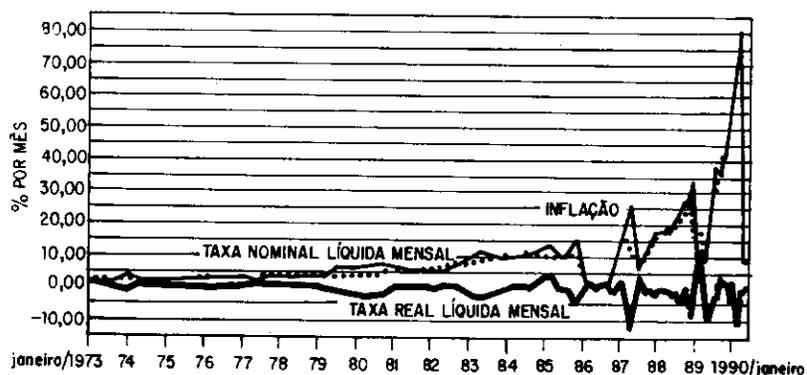
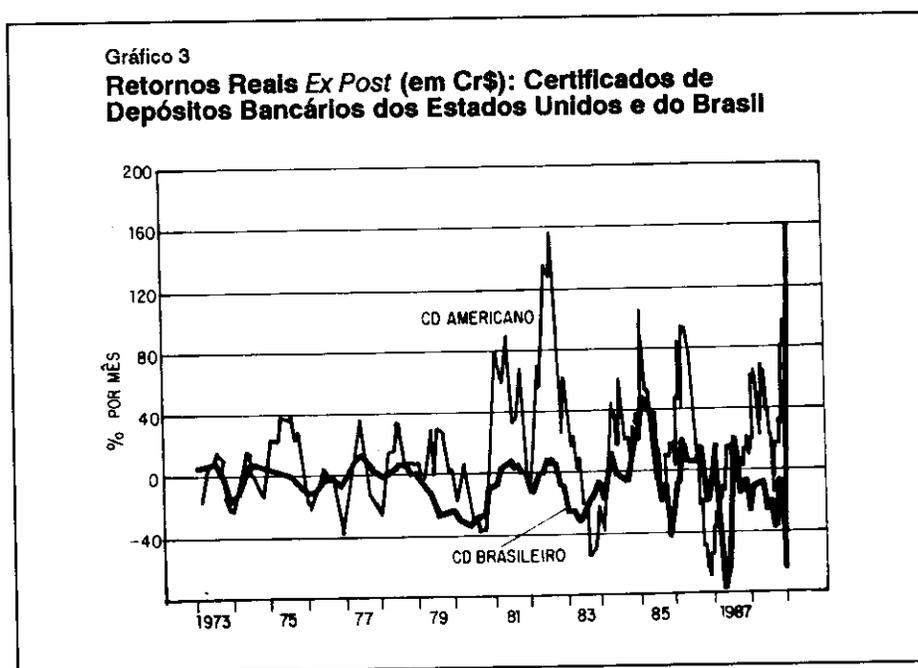


tabela de fatores diários de conversão de cruzeiros para cruzados,¹¹ a qual partia da expectativa de uma determinada inflação no dinheiro velho (cruzeiro). Por isso, este tinha uma depreciação diária, comparando-se com o cruzado.

Uma vez que a inflação estava tipicamente aumentando antes do lançamento dos planos (afinal de contas, aquela era a principal razão de serem tais planos adotados), a expectativa de inflação exatamente antes dessa adoção tendia a ser mais elevada do que nos dias ou meses que os precederam. Conseqüentemente, a tabela de fatores de conversão de cruzeiros para cruzados tendeu a reduzir as taxas reais de juros *ex post*, mediante estipulação de um número alto demais para o que deveria ter sido a expectativa de inflação implícita nos contratos financeiros, na data da respectiva lavratura. Pode-se argumentar que, tivesse o governo nada feito, o mesmo efeito, ou mesmo pior, poderia ter-se concretizado, porque a inflação aumentava. Não obstante, numa precaução contra a crítica de que tais mecanismos artificiais de conversão invalidam as conclusões, foram feitas regressões separadas, para o período anterior e posterior ao Plano Cruzado.

¹¹ Esquemas semelhantes foram usados no passado. O primeiro deles, de que tenho ciência, foi utilizado durante a Revolução Francesa [Velde e Sargent (1990)].

Uma questão importante — relacionada ao efeito Fisher — é o vínculo entre os mercados financeiros brasileiro e mundial. Se prevalecesse a paridade dos juros reais, o sucesso do modelo Fisher na explicação dos dados brasileiros significaria que a relação Fisher valeria também para os mercados estrangeiros. Para haver paridade dos juros reais são necessárias duas condições [ver Frankel (1991)]: *a*) deve haver paridade de juros sem cobertura (*uncovered interest parity*); e *b*) a depreciação *real* esperada deve ser zero. Essas condições parecem muito rigorosas para o Brasil, onde eram basicamente proibidas as saídas de capitais para o exterior. Além disso, a taxa real de câmbio variou consideravelmente. Contudo, é razoável presumir-se a existência de algum vínculo entre os mercados mundiais e o brasileiro, através do mercado negro do dólar ou por outros meios (subfaturamento de exportações brasileiras ou superfaturamento das importações, por exemplo). O Gráfico 3 mostra as taxas reais *ex post* da seguinte alternativa de investimentos: *a*) invista nos CDB brasileiros; ou *b*) compre dólar americano no mercado paralelo, invista nos CD americanos (vencimento em seis meses) e converta depois em moeda brasileira, na data do vencimento, pela taxa de câmbio do mercado negro. Deve-se ter em mente que esta última opção de investimento acarreta significativos custos de transação, não incluídos nestes cálculos, sem mencionar que se trata de uma operação ilegal. Apesar disso, o Gráfico 3 mostra que, por alguns períodos, o CDB brasileiro teve desempenho melhor do que seu correspondente norte-americano, especialmente no período anterior a 1979, quando os papéis não indexados certamente constituíam o grosso do mercado de CD privado no Brasil.



A seção seguinte contém também uma explicação da maneira pela qual é tratado, neste artigo, o vínculo entre os mercados de capital do Brasil e dos Estados Unidos.

3.3 - Estimação

O teste de ortogonalidade DH é feito com o uso de MQO na equação (6):

$$\ln \left(\frac{1 + R_t}{1 + \pi_{t+1}} \right) = c + \Gamma(L)\pi_t + \Psi(L)R_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde $\Gamma(L)$ e $\Psi(L)$ são operadores polinomiais de defasagens ($\Gamma_0 + \Gamma_1L + \Gamma_2L^2 + \dots$). Portanto, o conjunto de informações, $L_x(t)$, é composto de taxas de inflação defasadas e de taxas nominais de juros líquidas, correntes e defasadas. A regressão é feita, primeiro, com apenas as taxas de inflação defasadas, depois apenas com as taxas de juros e, finalmente, com os dois conjuntos combinados.

Diferentes medidas de moeda e da dívida do governo (em termos reais) são acrescidas às variáveis explicativas. As hipóteses alternativas contempladas com a inclusão de agregados monetários como regressores são a existência de um efeito de liquidez a curto prazo (o impacto descensional de curto prazo do crescimento do dinheiro sobre taxas de juros) e, a longo prazo, a existência do efeito Tobin [Tobin (1965)]. Testes anteriormente sugeridos (ver o Apêndice 1 para uma rápida revisão) têm usado o hiato do produto como uma variável explicativa. A justificativa mais comumente usada para isto é a existência de uma curva de Phillips de curto prazo. Numa situação de grande nível de atividade, a inflação vigente sistematicamente excede seu esperado valor, resultando na depressão das taxas reais *ex post*. No Brasil o PIB não é um dado disponível em bases mensais. Como substituto do hiato do produto, foi elaborada uma medida do hiato do produto industrial, extraído-se suas tendências estocásticas e determinísticas, assim como seus componentes sazonais. Esta estimação em dois estágios é eficiente e não deverá dar origem a erros-padrão inconsistentes, como salientou Pagan (1984, p. 233). Resultados alternativos, porém, foram gerados por uma estimação em um estágio que consistia na regressão da taxa real *ex post* numa constante, na primeira diferença do produto industrial e em *dummies* sazonais.

O vínculo entre os mercados financeiros mundiais e o do Brasil foi mencionado na seção anterior e já que o objetivo deste estudo não é testar condições de paridade de juros para o Brasil, a abordagem empírica será simples. Procede-se a regressão da taxa real *ex post*, no Brasil, numa constante, na taxa nominal para os CD de seis meses nos Estados Unidos, e no *spread* entre a taxa de câmbio oficial e a do mercado negro (e nas *dummies* sazonais). A idéia é que o *spread* no mercado negro mostra algum tipo de reversão à média: grandes *spreads* predizendo lucros menores nos investimentos estrangeiros, e vice-versa.

A primeira questão técnica é a escolha do número de defasagens a incluir na regressão. Suponha-se que o verdadeiro modelo é composto de muitas defasagens. Truncando-se a extensão do polinômio de defasagens, erroneamente chegar-se-ia à rejeição do modelo. Para evitar este problema, são utilizados três critérios de escolha da extensão ótima do polinômio de defasagens: Akaike, Schwarz (SC) e BIC. Estes critérios medem o *trade-off* entre a redução na variância dos resíduos e o aumento do número de defasagens. A extensão ótima do polinômio de defasagens distribuídas é escolhida minimizando-se as funções abaixo relativamente à extensão do polinômio d ,

$$AKAIKE(d) = \ln \left(T^{-1} \sum_{i=1}^T \hat{e}_i^2 \right) + \frac{2d}{T} \quad (7)$$

$$SC(d) = \ln \left(T^{-1} \sum_{i=1}^T \hat{e}_i^2 \right) + \frac{\ln(T)d}{T} \quad (8)$$

$$BIC(d) = \ln \left(T^{-1} \sum_{i=1}^T \hat{e}_i^2 \right) + \frac{2 \ln(T)d}{T} \quad (9)$$

onde \hat{e}_i é o resíduo amostral. Sabe-se que o critério Akaike superestima a extensão do polinômio [Judge *et alii* (1985, p. 245)]. Ver Hannan e Deistler (1988) para uma análise do critério BIC.

A segunda questão técnica diz respeito à consistência dos erros-padrão. Os CDB cujas taxas são usadas aqui têm prazos de vencimento variados, tendo sido de seis meses o maior observado. Sabe-se muito bem que uma previsão de seis passos adiante dá origem a um erro de previsão MA(5) [Hansen e Hodrick (1980)]. Para a obtenção de estimativas consistentes de erros-padrão é empregada a técnica da matriz de covariâncias consistentes na presença de autocorrelação e heterocedasticidade, de White (1986). Esta correção não paramétrica é a melhor possível, na falta de maiores informações sobre a estrutura estocástica da inflação esperada.

3.4 - Resultados

A Tabela 1 contém os resultados para os conjuntos de informação compostos da inflação defasada e de uma constante. Cada coluna mostra o resultado da regressão da taxa de juros real *ex post* numa constante, na taxa de juros corrente, e n defasagens da inflação e da taxa de juros, n sendo o número de defasagens. Os critérios SC e BIC escolheram $n = 1$. O critério Akaike escolheu $n = 23$, em um possível 24. Dada a tendência do Akaike a superestimar a extensão do polinômio de defasagens, as conclusões são baseadas nos outros dois critérios. O fato de que a extensão do

TABELA 1

Medidas de ortogonalidade e testes baseados nas taxas de juros correntes e defasadas e na inflação defasada

	Número de defasagens incluídas					
	1	2	3	4	5	6
<i>Limites de ruído</i>	BIC ^a					
	SC ^a					
% da variância da taxa real <i>ex post</i>	8,5	13,7	17,2	17,6	17,7	17,9
% da variância da taxa nominal	0,7	1,1	1,4	1,4	1,4	1,5
<i>Testes de ruído</i>						
Estatística χ^2 para todas as defasagens da inflação = 0	0,6	1,8	9,5	10,9	10,9	11,1
Graus de liberdade	1	2	3	4	5	6
Nível de significância (%)	45,4	40,6	2,3	2,8	5,3	8,5
Estatística χ^2 para todas as defasagens da taxa nominal = 0	1,4	1,9	6,1	6,3	6,9	6,6
Graus de liberdade	2	3	4	5	6	7
Nível de significância (%)	48,7	58,7	18,9	27,5	32,7	46,7
Estatística χ^2 para todas as defasagens da taxa nominal e da inflação = 0	9,0	9,9	37,8	39,4	44,4	51,0
Graus de liberdade	3	5	7	9	11	13
Nível de significância (%)	2,9	7,8	0,0	0,0	0,0	0,0

Amostra: 1973-1 a 1978-12 e 1981-4 a 1990-6 (a data inicial varia com o número de defasagens).

Método de estimação: MQO com a correção de White (1986) para as estimativas dos erros-padrão.

^aOs critérios BIC e SC escolheram defasagens = 1. O critério Akaike escolheu defasagens = 23, em um possível 24.

polinômio de defasagens escolhida pelos critérios SC e BIC é pequena, é uma garantia de que extensões adequadas estão sendo aqui consideradas. A estimativa é feita para toda a amostra (1973-1 a 1990-6), excluindo o período de 1979-1 a 1981-3, em razão dos controles impostos aos bancos naquela época.

A primeira linha é $\sigma_s^2 / \sigma_R^2 - \pi$, isto é, uma medida de quanto das variações da taxa de juros real *ex post* é capturada pela estimativa de ruído. Ruído e erro de previsão são os dois componentes ortogonais dos movimentos da taxa real *ex post*. Sendo assim, a primeira linha indica que mais de 80% dos movimentos nas taxas de juros reais *ex post* podem ser atribuídos a erros de previsão na inflação. Portanto, em que pesem as violentas flutuações das taxas de juros reais *ex post* mostradas no Gráfico 2, o modelo nulo — equação (1) — parece ajustar-se razoavelmente à evidência empírica.

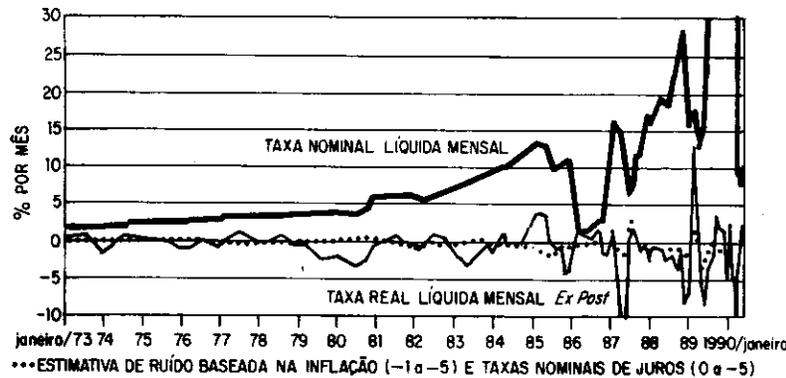
A segunda linha da Tabela 1 é σ_s^2 / σ_R^2 , ou seja, é uma medida da porção de variações da taxa líquida de juros nominais que é explicada pelo ruído do modelo. Fica em torno de 1%. Portanto, o modelo nulo serve muito bem para explicar os dados brasileiros, tanto quanto, à taxa de juros corrente, as taxas defasadas de inflação e de juros sejam capazes de capturar as previsões inflacionárias dos agentes no contexto de um modelo linear.

Os testes de ruído nas três últimas fileiras indicam a presença de ruído ao nível de significância de 1%, quando três ou mais defasagens de inflação e de taxas líquidas nominais de juros são incluídas nas regressões. Separadamente, os testes de ruído para inflação e taxa líquida nominal de juros indicam que a inflação é mais eficiente na captura de ruído. Tais resultados foram corroborados pela comparação de resultados de regressões (não relatados aqui) da taxa real *ex post* aplicada à inflação defasada com os das regressões da taxa real *ex post* sobre a taxa nominal de juros líquida corrente e defasada. Os testes de ruído indicam também a necessidade da inclusão de pelo menos três defasagens, para a captura adequada de ruído. Foram feitas regressões com apenas a constante e com a terceira ou a quarta defasagem, para descobrir se tais atrasos tinham alguma capacidade explicativa especial. Não é esse o caso. O aumento na estatística χ^2 se deve, provavelmente, ao fato de um número de regressores maior proporcionar um ajuste melhor, especialmente na parte final da amostra, quando a taxa de juros real *ex post* oscila violentamente (ver o Gráfico 2).

O Gráfico 4 mostra a taxa nominal líquida (% ao mês), a taxa real líquida *ex post* (% ao mês) e estimativa de ruído (% ao mês) com base na projeção sobre a inflação (defasagens 1 a 5), a taxa de juros (defasagens 0 a 5), e uma constante. O período de 1979-1 a 1981-3 foi excluído da análise em razão dos controles governamentais exercidos sobre os bancos. A conclusão geral é que elementos não considerados na relação Fisher (ruído) têm valor explicativo insignificante, tanto em termos de taxas de juros nominais quanto nas reais *ex ante*, em relação ao período de amostra estudado.

Quando se trabalha com ruído financeiro, deve-se tomar cuidado com inferências espúrias e com convergências assintóticas não convencionais, causadas pela presença de raízes unitárias na série. Os baixos R^2 observados nas regressões não

Gráfico 4
**Estimativas de Ruído Baseadas na Inflação Defasada e nas
 Taxas Nominais de Juros Corrente e Defasada**



sugerem a presença do problema de inferência espúria, que surge quando martingales independentes são regredidos um contra o outro. O problema de convergência assintótica não convencional ocorre quando as variáveis independentes são integradas e a variável dependente é estacionária. Este problema gera estimativas consistentes com distribuições assintóticas não convencionais. No presente caso, esse é o evento mais provável e, para evitá-lo, os testes de hipótese foram computados para todos os termos menos o último, em cada polinômio de defasagens distribuídas. A distribuição assintótica desse subconjunto de parâmetros é convencional. Esses testes, não relatados aqui, não mudaram de modo expressivo o resultado básico. A regra foi que as estatísticas χ^2 para a presença de ruído diminuíram um pouco.

Um conjunto de regressões, análogo ao indicado na Tabela 1, foi desenvolvido para o período anterior aos planos de estabilização (antes de 1986); esses resultados também não estão relatados aqui. A impressão geral é que se configura o mesmo quadro referente à amostra completa, apesar de diferenças localizadas. Há pouco ruído. As regressões, para as quais foram incluídas como regressores diversas defasagens, tanto da inflação como da taxa nominal de juros, foram capazes de detectar mais ruído. Isto, porém, pode ser atribuído ao efeito de um grande número de regressores numa amostra menor (128 observações), resultante da exclusão do período dos planos de estabilização.

A mesma análise econométrica foi feita também quanto ao período desses planos de estabilização (a partir de 1986). Tais resultados também foram omitidos

desta versão. A conclusão fundamental de que existe pouco ruído é, mais uma vez, corroborada. Com a pequena amostra de 54 observações, o ruído é grandemente exagerado quando se usam muitas defasagens.

Foram aplicados também testes Chow para diferentes conjuntos; os resultados, não relatados nesta versão, mostram que há apenas a evidência muito fraca de mudanças estruturais durante o período dos planos de estabilização. A conclusão geral é que a corroboração empírica do efeito Fisher, que foi observada, não depende da maciça intervenção governamental feita através das tentativas de estabilização a partir do Plano Cruzado.

Diversas outras hipóteses alternativas interessantes foram consideradas, mediante a inclusão de diferentes regressores, como foi mencionado na seção anterior. Nenhum desses regressores incluídos, ou combinações deles, foi capaz de detectar, de maneira significativa, mais ruído do que as regressões na Tabela 1. Os resultados para a amostra completa não são aqui relatados e, pelas razões abaixo explicadas, mencionam-se neste estudo os resultados da inclusão de conjuntos alternativos de regressores em relação à parte inicial da amostra.

Uma importante objeção aos resultados acima citados refere-se à relevância do mercado de CDB não indexado, no Brasil dos anos 80. Os CDB indexados surgiram primeiro no início da década de 80 (ver a Seção 4). Contudo, não conseguimos encontrar dados sobre a proporção dos montantes negociados em ambos os mercados (indexado e não indexado), salvo quanto aos últimos cinco anos. Uma evidência indireta, oriunda do mercado de títulos governamentais, indica que o volume negociado de papéis não indexados passou a ser cada vez menos importante, face ao volume de títulos indexados negociados quando a inflação aumentava, muito embora esse movimento não tenha sido monotônico ao longo do tempo. Numa salvaguarda contra a crítica de que os dados utilizados nos testes provêm de um mercado pouco representativo, que não reflete as transações financeiras realizadas na economia, foi feita análise econométrica similar à exposta acima, para o período anterior aos controles bancários, de 1973-1 a 1978-12. Para o período considerado é razoável garantir que os dados são representativos do mercado brasileiro de CDB. Para o período 1973/78, a taxa real *ex post* teve uma média de -0,6% ao ano, com um desvio-padrão de 8,9% ao ano. Em relação à amostra completa, esses números foram -4,8 e 31,3%.

As Tabelas 2 a 5 contêm os resultados deste período amostral (1973-1 a 1978-12). A comparação das Tabelas 1 e 2 revela que as proporções de ruído foram mais altas para todas as defasagens na amostra parcial, embora a diferença não seja dramática. Este efeito é mais forte para as defasagens mais longas. O fato de que as razões indicativas de ruído foram mais elevadas pode ser atribuído à circunstância de que a inflação *comportou-se muito melhor* nos anos 70 do que nos 80, como mostra o Gráfico 1. Conseqüentemente, pode-se presumir que tenham ocorrido menores erros na previsão da inflação. Para perceber isso, convém lembrar que os dois componentes não correlacionados da taxa real *ex post* são o limite mais justo estimado para o ruído do modelo e o erro de previsão. Por conseguinte, a razão entre a variância do ruído e a variância da taxa real *ex post* aumenta quando a variância do erro previsto declina, *ceteris paribus*. Contudo, o pequeno tamanho da amostra (72 observações) impede qualquer conclusão definitiva. A coluna defasagens = 6 nas Tabelas 1 e 2 corresponde a 14 regressores (uma constante, seis

TABELA 2

Medidas de ortogonalidade e testes baseados nas taxas de juros correntes e defasadas e na inflação defasada — janeiro de 1973 a dezembro de 1978

	Número de defasagens incluídas					
	1	2	3	4	5	6
<i>Limites de ruído</i>	BIC^a					
	SC^a					
% da variância da taxa real <i>ex post</i>	12,5	17,6	20,4	25,9	35,5	43,0
% da variância da taxa nominal	15,3	21,5	24,6	31,0	41,6	49,4
<i>Testes de ruído</i>						
Estatística χ^2 para todas as defasagens da inflação = 0	2,8	10,9	10,6	16,1	25,8	23,8
Graus de liberdade	1	2	3	4	5	6
Nível de significância (%)	9,3	0,4	1,4	0,3	0,0	0,0
Estatística χ^2 para todas as defasagens da taxa nominal = 0	5,9	9,5	15,3	26,4	28,4	58,5
Graus de liberdade	2	3	4	5	6	7
Nível de significância (%)	5,2	2,3	0,4	0,0	0,0	0,0
Estatística χ^2 para todas as defasagens da taxa nominal e da inflação = 0	14,2	27,3	36,3	82,8	99,2	140,1
Graus de liberdade	3	5	7	9	11	13
Nível de significância (%)	0,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Amostra: 1973-1 a 1978-12 (a data inicial varia com o número de defasagens).

Método de estimação: MQO com a correção de White (1986) para as estimativas dos erros-padrão.

^aOs critérios BIC e SC escolheram defasagens = 1.

defasagens de inflação, a taxa de juros corrente e seis defasagens desta taxa). Não fica claro quanto do aumento na detecção do ruído se deve apenas ao maior número de regressores. Para dar uma idéia desse efeito, tome-se o percentual (%) de variância da taxa real *ex post* para defasagens = 6 na Tabela 2, a saber, 43%. Este valor é o R^2 dessa regressão. O R^2 , que faz a correção para o número de regressores, é bastante mais baixo, a saber, 28%.

A outra acentuada diferença entre as Tabelas 1 e 2 está na segunda linha (% de variância da taxa nominal), que é muito mais alta na Tabela 2, o que decorre da variância muito menor da taxa nominal durante os anos 70. De fato, a variância da taxa nominal de 1973-1 a 1978-12 foi menor do que a variância da taxa real *ex post*.

Em relação a esse subperíodo, as taxas de juros reais *ex post* mostram acentuada sazonalidade. Uma regressão da taxa real *ex post* numa constante e 11 *dummies* mensais dá um R^2 de 23%, contra 6% de toda a amostra (os \bar{R}^2 são 8,8 e 0,2%, respectivamente). Por isso, as medidas de detecção de ruído acima apresentadas não impressionam muito.

A Tabela 3 apresenta resultados que se verificam quando uma *proxy* para o hiato do produto é incluída como regressor. A *proxy* usada é o resíduo da regressão do índice de produção industrial (log) sobre uma constante, uma tendência temporal e 11 *dummies* sazonais. Procederam-se as mesmas regressões para uma medida do hiato que levou em consideração a existência de uma raiz unitária no índice de produção industrial.¹² O terceiro conjunto alternativo de regressões experimentado foi a estimação em um estágio anteriormente descrita (Subseção 3.3). A taxa real *ex post* foi regredida sobre uma constante, sobre a primeira diferença do índice de produção industrial (log) e sobre 11 *dummies* sazonais. De todas estas alternativas, a Tabela 3 apresenta o caso em que foi detectado o maior nível de ruído. Regressões combinando (diversas defasagens *d*) a *proxy* adotada para o hiato do produto, a taxa inflacionária e a taxa de juros nominal foram também experimentadas. A conclusão continua a ser que o ruído, muito embora presente, não foi exagerado.

A Tabela 4 apresenta os resultados quando agregados monetários (log), divididos pelo nível de preço, são usados como regressores. A medida isolada que melhor se saiu na detecção de ruído foi o *hiato* do M4 construído de maneira semelhante ao hiato do produto referido acima (ver Tabela 4). A dívida do governo federal foi também tentada como regressor, mas detectou menos ruído do que o M1 ou o M4. Apesar do aumento na detecção de ruído pelo *hiato* do M4, os resultados ainda indicam que a relação Fisher explica parte significativa do movimento das taxas de juros. Para prover a base de comparação, o leitor deverá consultar o estudo de Durlauf e Hall (1989b) de um modelo similarmente baseado na hipótese de indiferença ao risco — o modelo de preço de ações, segundo o qual o preço de ação é o valor presente do fluxo futuro esperado dos dividendos. Naquele contexto, as mesmas razões de ruído apresentadas aqui são todas perto ou acima de 100%, mostrando o completo fracasso daquele modelo.

12 O teste Dickey-Fuller rejeitou a existência de uma raiz unitária quando uma tendência determinística era incluída no teste e não a rejeitou quando ocorria o oposto. O teste Dickey-Fuller aumentado (com $p = 12$) não rejeitou a existência de uma raiz unitária em qualquer dos casos.

TABELA 3

Medidas de ortogonalidade e testes baseados no hiato do produto industrial defasado^a

	Número de defasagens incluídas					
	1	2	3	4	5	6
<i>Limites de ruído</i>	BIC ^b					
	SC ^b					
% da variância da taxa real <i>ex post</i>	21,3	24,1	23,5	24,3	24,0	25,3
% da variância da taxa nominal	26,2	29,4	28,4	29,0	28,1	29,1
<i>Testes de ruído</i>						
Estatística χ^2 para todas as defasagens = 0	7,6	9,8	10,5	15,8	16,3	16,3
Graus de liberdade	1	2	3	4	5	6
Nível de significância (%)	0,6	0,7	1,5	0,3	0,6	1,2
Estatística χ^2 para defasagens & constante = 0	7,9	10,5	11,7	18,4	17,4	17,3
Graus de liberdade	2	3	4	5	6	7
Nível de significância (%)	1,9	1,4	1,9	0,2	0,8	1,6

Amostra: 1973-1 a 1978-12 (a data inicial varia com o número de defasagens).

Método de estimação: MQO com a correção de White (1986) para as estimativas dos erros-padrão.

^aEsta medida do hiato do produto industrial foi construída removendo-se a tendência determinística e os componentes sazonais. Provou ser a medida mais eficiente na detecção de ruído.

^bO critério BIC escolheu defasagens = 0; SC, defasagens = 1; o Akaike, defasagens = 24, em um possível 24.

TABELA 4

Medidas de ortogonalidade e testes: M1 e M4

	Número de defasagens incluídas					
	1	2	3	4	5	6
<i>Variável: M1 (Real)</i>	BIC		SC			
% da variância da taxa real <i>ex post</i>	21,1	22,1	22,6	23,7	25,5	32,1
% da variância da taxa nominal	26,1	27,1	27,4	28,3	29,9	36,9
Estatística χ^2 para defasagens = 0	14,6	17,2	27,3	42,5	54,2	67,5
Graus de liberdade	1	2	3	4	5	6
Nível de significância (%)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
<i>Variável: M4 (Real)</i>	BIC		SC			
% da variância da taxa real <i>ex post</i>	0,0	4,6	5,0	5,8	8,9	18,5
% da variância da taxa nominal	0,0	5,6	6,1	7,0	10,4	21,3
Estatística χ^2 para defasagens = 0	0,0	3,5	4,5	4,3	4,6	28,2
Graus de liberdade	1	2	3	4	5	6
Nível de significância (%)	98,1	17,4	21,3	36,7	46,3	0,0
<i>Variável: $\Delta M4$ (Real)</i>	BIC		SC			
% da variância da taxa real <i>ex post</i>	4,3	4,3	4,5	7,2	17,0	34,5
% da variância da taxa nominal	5,3	5,2	5,4	8,4	19,5	38,9
Estatística χ^2 para defasagens = 0	3,6	4,4	4,3	4,0	24,0	72,2
Graus de liberdade	1	2	3	4	5	6
Nível de significância (%)	5,7	11,0	23,3	40,3	0,0	0,0

(continua)

	Número de defasagens incluídas					
	1	2	3	4	5	6
<i>Variável: Hiato* do M4 (Real)</i>	BIC					
	SC					
% da variância da taxa real <i>ex post</i>	45,8	48,6	49,6	49,8	49,3	48,4
% da variância da taxa nominal	56,5	59,4	60,1	59,4	57,7	55,6
Estatística χ^2 para defasagens = 0	43,5	60,5	61,0	67,4	77,7	85,5
Graus de liberdade	1	2	3	4	5	6
Nível de significância (%)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Amostra: 1973-1 a 1978-12 (a data inicial varia com o número de defasagens).

Método de estimação: MQO com a correção de White (1986) para as estimativas dos erros-padrão.

*O *hiato* do M4 representa o resíduo da regressão de M4 (Real) sobre uma constante, uma tendência determinística e 11 *dummies* sazonais. A constante estimada é mais tarde somada ao resíduo.

A Tabela 5 apresenta a tentativa de dedução de um vínculo entre os mercados de capital brasileiro e norte-americano. A base lógica (reconhecidamente simples) para tal regressão foi apresentada na seção anterior. Os resultados mostram que o *spread* entre a taxa de câmbio do mercado negro e a taxa de câmbio oficial tem algum poder de explicação, muito embora a taxa nominal dos CD americanos não tenha. A extensão desta análise para a amostra completa indica que o vínculo foi muito mais fraco (as relações de ruído foram mais baixas) e que todo o poder explicativo continua a vir do *spread* do mercado negro. Entretanto, como ressaltado anteriormente, depois de 1979, o mercado dos CDB não indexados no Brasil pode ter sido pequeno demais para ser representativo.

Finalmente, vale a pena mencionar que taxas reais *ex post* defasadas foram também usadas como variáveis explicativas. Uma vez que a taxa real *ex post* para um CD de seis meses adquirido no tempo t não é conhecida antes de $t + 6$, a defasagem mais recente que pode ser incorporada nas regressões como variável explicativa é $t - 6$. Defasagens da taxa real *ex post* não foram muito úteis para detectar ruído.

Em suma, as razões de ruído foram mais altas para o subperíodo 1973/78, no qual pode ser garantido que os CDB não indexados constituíram o grosso do mercado de CDB, do que para a amostra completa (1973/90). Isso pode ser atribuído ao processo estocástico seguido pela inflação, que se tornou extremamente errático e explosivo nos anos 80, levando a maiores erros de previsão e, conseqüentemente, a taxas reais *ex post* mais voláteis. De todos os regressores

TABELA 5

Medidas de ortogonalidade e testes baseados nas taxas de juros de CD dos Estados Unidos correntes e defasadas e no spread defasado entre os mercados de dólar paralelo e oficial

	Número de defasagens incluídas					
	1	2	3	4	5	6
<i>Limites de ruído</i>	BIC ^a					
	SC ^a					
% da variância da taxa real <i>ex post</i>	16,6	21,8	26,3	28,9	31,0	34,2
% da variância da taxa nominal	20,5	26,7	31,9	34,5	36,3	39,3
<i>Testes de ruído</i>						
Estatística χ^2 para todas as defasagens do <i>spread</i> = 0	7,0	10,7	15,7	41,3	45,6	41,7
Graus de liberdade	1	2	3	4	5	6
Nível de significância (%)	0,8	0,5	0,1	0,0	0,0	0,0
Estatística χ^2 para todas as defasagens da taxa nominal (EUA) = 0	1,4	4,2	4,6	4,8	5,8	5,3
Graus de liberdade	2	3	4	5	6	7
Nível de significância (%)	49,2	24,4	33,6	43,9	45,0	62,0
Estatística χ^2 para todas as defasagens da taxa nominal (EUA) e <i>spread</i> = 0	8,5	23,9	46,9	101,9	123,5	105,6
Graus de liberdade	3	5	7	9	11	13
Nível de significância (%)	3,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Amostra: 1973-1 a 1978-12 (a data inicial varia com o número de defasagens).

Método de estimação: MQO com a correção de White (1986) para as estimativas dos erros-padrão.

^aOs critérios BIC e SC escolheram defasagens = 1.

sugeridos por modelos teóricos alternativos à relação Fisher, o agregado monetário representado pelo *hiato* do M4 (ver acima a explicação de sua construção) foi o mais eficiente na detecção de ruído. O aumento nessa detecção precisa ser interpretado com cautela, por causa do efeito de um grande número de regressores em uma amostra pequena. Quando comparado com um modelo similar de fixação de preço de ativos que admite indiferença ao risco — o modelo de preço de ações, segundo o qual o preço da ação é o valor presente do fluxo futuro esperado dos dividendos — o modelo Fisher sai-se substancialmente melhor. Assim sendo, a evidência empírica não pode rejeitar a existência de um efeito Fisher no Brasil, muito embora outros fatores tenham também influenciado as taxas de juros.

3.5 - Robustez dos resultados quanto à medida da inflação

O índice de preço usado neste artigo, IGP-DI (Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna), compilado pela Fundação Getulio Vargas, tem sido computado numa base de calendário mensal desde março de 1986. Tal índice está, portanto, centrado no décimo quinto dia do mês e, assim, mede a inflação do meio do mês anterior até o meio do mês corrente, admitindo uma aproximação linear. A medida ideal da inflação, para este estudo, seria uma que considerasse a inflação do começo ao fim do mês em curso. Uma vez que essa medida não está disponível, pode ser aproximada por uma média geométrica com pesos iguais da medida de inflação disponível dos períodos t e $t + 1$ (antes de março de 1986, os pesos eram $1/3$ e $2/3$). Chamamos esse índice de IGP-DI ajustado.

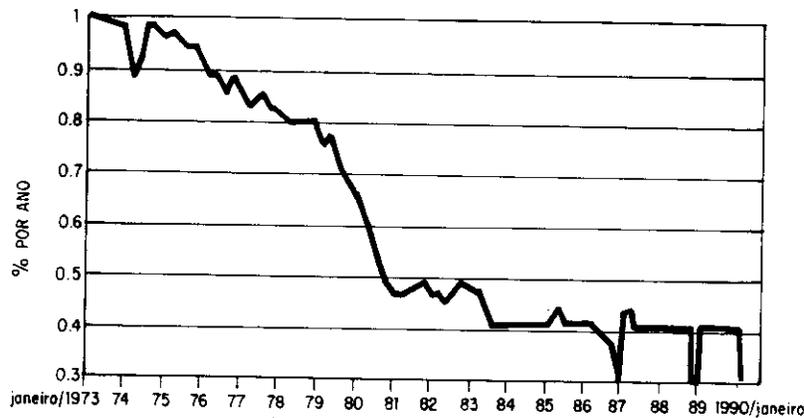
Toda a análise precedente é repetida com o novo índice. (Os resultados obtidos não são detalhados aqui.) O uso do IGP-DI ajustado parece aumentar a detecção de ruído em muitos casos, mas não de maneira dramática. Os testes Chow provêm algum suporte à hipótese da mudança de regime depois do Plano Cruzado. Não obstante, continua sendo verdadeira a conclusão de que o modelo Fisher descreve, de modo satisfatório, a recente experiência brasileira.

4 - O efeito Fisher para títulos indexados

Os títulos indexados estudados neste artigo foram indexados ao índice de “correção monetária” fixado pelo governo brasileiro. Até recentemente, essa era a única indexação permitida (durante algum tempo o governo permitiu também a indexação à taxa de câmbio do dólar norte-americano). Dados os controles cambiais da economia brasileira, é razoável pressupor que a indexação legal era a que, na maioria das vezes, usavam os participantes do mercado.

A correção monetária tem sido tudo menos um mecanismo perfeito de indexação, vendo-se no Gráfico 5 como a mesma ficou atrás da inflação oficial (uma série encadeada de diferentes índices de preço usados pelo governo brasileiro). No

Gráfico 5
Evolução da Relação [OTN/Nível Oficial de Preços]



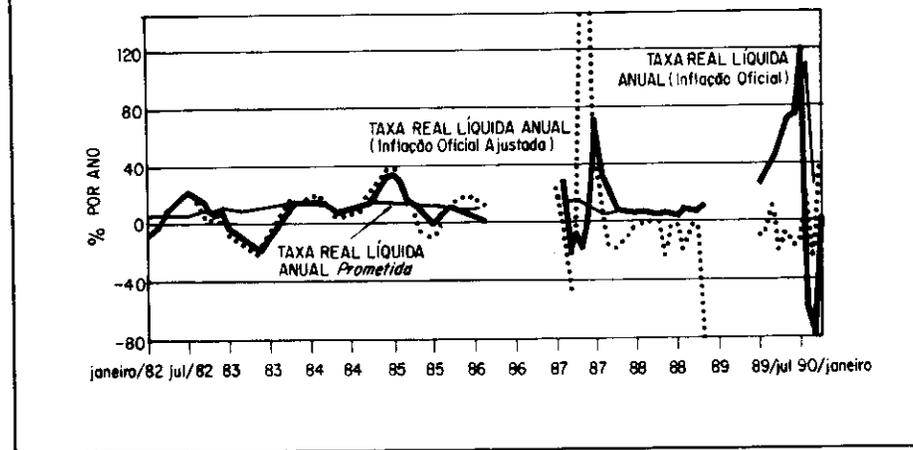
decorrer dos últimos três anos da década de 80, o governo adotou o IPC/IBGE [Índice de Preços ao Consumidor, publicado pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)] como o índice oficial de inflação. Desde junho de 1987, o IPC passou a medir o nível médio de preços partindo do décimo quinto dia de um mês até o décimo quarto dia do mês seguinte [Clifton (1990)]. Conseqüentemente, o IPC é centrado no trigésimo dia do mês e, desse modo, a taxa de inflação, calculada com o IPC do mês $t + 1$, é uma aproximação razoável para a verdadeira inflação do mês t .

Levando-se em conta esse atraso de um mês na medida da inflação, é razoável admitir-se que as taxas reais *prometidas* dos títulos indexados variarão para acomodar as discrepâncias previsíveis entre os valores da inflação real e da mensurada. No final dos anos 80, a inflação estava em frenética ascensão no Brasil e é opinião generalizada que, nesse período, os investidores consideravam parte das taxas reais *prometidas* dos papéis indexados como uma compensação pela inflação que só iria ser contabilizada no índice do mês seguinte.

O Gráfico 6 expõe a taxa real líquida *prometida* dos títulos indexados, a taxa real líquida quando é usada a inflação oficial e a taxa real líquida quando é usada a inflação oficial ajustada. Os bancos privados começaram a emitir os CDB indexados apenas quando o nível da inflação elevou-se substancialmente, no início dos anos 80 [Ferreira (1990)]. Os hiatos são consequência do Plano Cruzado (fevereiro de 1986) e do Plano Verão (janeiro de 1989), quando o governo tentou eliminar a indexação, devido à crença de seu impacto inflacionário negativo. Em junho de

Gráfico 6

Taxas Reais Líquidas de Imposto dos CDB Indexados



1987, na vigência do Plano Bresser, o governo mudou o cálculo do IPC, o que distorceu o cálculo da taxa de juros real em maio e junho de 1987. Enquanto a inflação continua sua escalada, no período final (Gráfico 6), é claro que as taxas reais *prometidas*, extremamente elevadas, não correspondem a elevadas taxas reais *ex post*, quando deflacionadas pelo IPC ajustado. Para toda a amostra considerada, a taxa real prometida média foi de 16,4% ao ano, enquanto a taxa real *ex post* média foi de apenas 2,3% (o índice para deflação foi o IGP ajustado).

A equação (10) representa o efeito Fisher para títulos indexados. Tal como no modelo anterior, parte-se do pressuposto de que a taxa real de retorno esperada é constante:

$$pr_t = \rho - MI_{t+1/t}^e + AI_{t+1/t}^e \quad (10)$$

onde:

- pr_t = taxa de juros real *prometida* de t a $t + 1$ (%);
- $MI_{t+1/t}^e$ = taxa da inflação *medida* de t a $t + 1$ esperada (em t) (%);
- $AI_{t+1/t}^e$ = taxa da *verdadeira* inflação de t a $t + 1$ esperada (em t) (%).

Se a inflação é medida por um índice como o IPC, para o qual $MI_{t+1} = AI_t$, a equação (10) passa a ser a equação (11), o modelo nulo. A equação (12) inclui todos os modelos lineares alternativos, mediante o acréscimo do termo ruído, S_t :

$$H_0: pr_t = \rho + (MI_{t+2/t}^e - MI_{t+1/t}^e) \quad (11)$$

$$H_1: pr_t = \rho + (MI_{t+2/t}^e - MI_{t+1/t}^e) + S_t \quad (12)$$

Por expectativas racionais:

$$MI_{t+1} = MI_{t+1/t}^e + v'_{t+1} \quad (13)$$

$$MI_{t+2} = MI_{t+2/t}^e + v''_{t+2} + v_{t+2} \quad (14)$$

onde v'_{t+1} , v''_{t+1} e v_{t+2} são erros de previsão.

Subtraindo (14) de (13) e somando o resultado a (12) tem-se a equação (15):

$$r_t = \rho + S_t - (v_{t+2} + v_{t+1}) \quad (15)$$

onde:

$v_{t+1} = v''_{t+1} - v'_{t+1}$ é um erro de previsão (diferença de martingale);

$r_t = pr_t - (MI_{t+2} - MI_{t+1})$ é a verdadeira taxa real *ex post* dos títulos indexados.

A equação (15) é análoga à equação (4), salvo pelo termo MA(1).¹³ O Apêndice 2 apresenta a equivalência entre o modelo desenvolvido para títulos indexados e aquele para títulos nominais. Tal como antes, a estimativa do modelo é conduzida mediante a regressão da efetiva taxa real *ex post* nas taxas reais *prometidas* corrente e defasadas, na inflação "ajustada" defasada e numa constante. Para obtenção de estimativas de erros-padrão consistentes, é empregada a técnica da matriz de covariâncias consistentes na presença de autocorrelação e de heterocedasticidade, de White (1986).

13 O termo MA(1) é análogo ao que aparece na equação (4), quando o prazo de vencimento dos títulos é maior do que o período de observação, só que no presente mecanismo um título de q períodos dá origem a um erro MA(q), em vez de um MA($q-1$). Isto ocorre por causa da primeira diferença das taxas de inflação no modelo.

A Tabela 6 apresenta os resultados quando a inflação defasada “ajustada” e taxas de juros reais *prometidas* corrente e defasadas são usadas como regressores. O quadro geral não é muito diferente do que é mostrado nas Tabelas 1 e 2. Ruído, embora presente, não é responsável pelo grosso das variações na taxa real *ex post* ou nas taxas reais *prometidas*. Taxas reais *ex post* defasadas foram também usadas como regressores. Uma vez que o prazo mais longo de vencimento observado no período analisado foi de seis meses, apenas a sexta defasagem (e além) da taxa real *ex post* é admitida como regressor. A inclusão da taxa real *ex post* defasada não aumenta a detecção de ruído. Quando a primeira diferença da inflação *ajustada* substitui a inflação *ajustada* na regressão, a detecção de ruído também não aumenta. (Estes resultados não são relatados aqui.)

Portanto, os testes econométricos efetuados neste trabalho corroboram a existência de um efeito Fisher para títulos indexados.

5 - Conclusão

A idéia de que as taxas de juros nominais se ajustem, ponto percentual por ponto percentual, às mudanças na inflação esperada é uma das mais fundamentais proposições aprendidas em economia. Surge em modelos com agentes indiferentes ao risco e um ativo que rende uma taxa de retorno real esperada fixa. A vasta literatura que testa essa proposição não lhe dá apoio irrestrito.

Este estudo mostrou que todos os testes da equação de Fisher podem ser reunidos sob a abordagem da extração de sinal, como na apresentação de Durlauf e Hall (1989a). Todos os testes podem ser reinterpretados como a projeção da taxa de juros real *ex post* sobre diferentes conjuntos de informação. Se o modelo é plausível, essa projeção deverá ser próxima de zero, quer dizer, erros de previsão e não ruído do modelo respondem pelo grosso das variações na taxa de juros real *ex post*. Em outras palavras, esta é aproximadamente constante.

A recente experiência brasileira é um cenário interessante para análise do efeito Fisher. Por um lado, a inflação era extremamente alta e instável e, em consequência, suas oscilações deveriam dominar os ajustamentos das taxas de juros nominais. Por outro lado, a taxa de juros real *ex post* variou muito: de 1973 a 1990, atingiu o pico de 300% ao ano, com um vale de -80% por ano e um desvio-padrão de 32% no mesmo período.

Os testes para toda a amostra (de janeiro de 1973 a junho de 1990) mostraram que a maior parte da variação nas taxas de juros reais *ex post* pode ser atribuída a erros de previsão da inflação. O modelo de Fisher parece adaptar-se satisfatoriamente aos dados brasileiros. Uma fração bastante diminuta das variações da taxa nominal de juros (em torno de 1%) deve-se a fatores diversos da expectativa de inflação. Esta conclusão é consistente quanto ao uso de medidas de inflação que corrigem o efeito do atraso na mensuração e do cálculo de médias quando se constrói o índice de preço.

TABELA 6

Títulos indexados: medidas de ortogonalidade e testes baseados nas taxas de juros reais prometidas, correntes e defasadas e na inflação atrasada

	Número de defasagens incluídas					
	1	2	3	4	5	6
<i>Limites de ruído</i>	BIC ^a	SC ^a				
% da variância da taxa real <i>ex post</i>	7,2	9,6	17,2	17,8	22,0	32,8
% da variância da taxa nominal	13,7	27,6	26,1	24,6	30,0	39,3
<i>Testes de ruído</i>						
Estatística χ^2 para todas as defasagens da inflação ajustada = 0	3,1	23,5	10,5	15,8	12,4	18,6
Graus de liberdade	1	2	3	4	5	6
Nível de significância (%)	7,7	0,0	1,5	0,3	3,0	0,5
Estatística χ^2 para todas as defasagens da taxa real prometida = 0	3,9	3,1	9,0	9,3	11,3	92,7
Graus de liberdade	2	3	4	5	6	7
Nível de significância (%)	14,2	37,7	6,0	9,9	7,9	0,0
Estatística χ^2 para todas as defasagens de inflação ajustada e da taxa real prometida = 0	6,8	27,5	16,4	22,3	45,1	405,0
Graus de liberdade	3	5	7	9	11	13
Nível de significância (%)	7,8	0,0	2,1	0,8	0,0	0,0

Amostra: 1982-1 a 1986-2, 1987-1 a 1988-11, e 1989-7 a 1990-4 (a data inicial varia com o número de atrasos).

Método de estimação: MQO com a correção de White (1986) para as estimativas dos erros-padrão.

^aO critério BIC escolheu defasagens = 1; SC, defasagens = 2.

Numa precaução contra a crítica de que o mercado de CDB não indexado pode ter sido muito pouco representativo nos anos 80, a estimação foi realizada para o subperíodo 1973/78, durante o qual pode ser garantido que os CDB não indexados constituíram o grosso do mercado desses títulos. As razões de ruído aumentaram nesse subperíodo, significando que fatores alheios ao modelo de Fisher responderam por uma parte maior dos movimentos da taxa de juros nominal. Isso pode ser atribuído ao processo estocástico seguido pela inflação, que se tornou desordenada e explosiva, nos anos 80, induzindo a maiores erros de previsão e, conseqüentemente, a taxas reais mais instáveis *ex post*. Ruído e erros de previsão são os dois componentes não correlacionados da taxa real *ex post*. Se o ruído, isto é, outros fatores não explicados no modelo de Fisher, permanecesse nos anos 80 inalterado em relação aos anos 70, seu poder explanatório *comparativo* diminuiria na década de 80, se comparada com a de 70. De todos os regressores sugeridos pelas teorias alternativas para a relação Fisher, o *hiato* do agregado monetário M4 (uma medida livre de tendência e sazonalmente ajustada da relação M4/Nível de preço) foi o mais eficiente na detecção de ruído. O aumento nessa detecção deve ser encarado com reservas, por causa do efeito de um grande número de regressores em uma amostra pequena. Quando comparado a um modelo similar de fixação de preço de ativo pressupondo indiferença ao risco — o modelo de preço de ações, segundo o qual o preço de ação é o valor presente do fluxo futuro esperado dos dividendos [ver Durlauf e Hall (1989b)] — o modelo de Fisher sai-se substancialmente melhor. Portanto, a evidência empírica não rejeita a existência de um efeito Fisher no Brasil, muito embora outros fatores tenham também influenciado as taxas de juros.

Pode-se argumentar que, com a inflação extremamente alta e as elevadas taxas de juros nominais do Brasil, os resultados aqui obtidos ainda deixam espaço para a variação da taxa de juros real *ex ante*. Não obstante, os resultados dão validade à idéia de que a recente experiência brasileira tem sido uma em que a política monetária passiva levou a uma taxa real *ex ante* razoavelmente constante. Se resultados semelhantes valerem para as taxas sobre a dívida pública, não há justificativa para que se admita que déficits fiscais financiados através de títulos não indexados tenham custo menor. Sendo assim, não há como se escapar da necessidade do controle fiscal.

Quando a inflação sobe rapidamente, como aconteceu no Brasil, na segunda parte dos anos 80, o índice de inflação, que guia a indexação financeira, subestima a inflação verdadeira. Com os investidores cientes deste problema estatístico, as taxas reais *prometidas* dos títulos indexados deveriam subir para compensar o fato apontado, muito embora a taxa real *ex ante* vigente possa não variar tanto. O teste DH deste modelo não detectou nenhuma esmagadora quantidade de ruído (nada além de 33%), confirmando a existência deste efeito Fisher no caso dos papéis indexados.

Tendo em mente as taxas de investimento extremamente elevadas praticadas no Brasil nos anos 70 pode-se perguntar como conciliar aquelas taxas com as taxas reais *ex post*, em média negativas (a média foi de -0,6, para o período de 1973/79). Os resultados acima apresentados indicam que erros de previsão da inflação foram

os maiores culpados da alta variabilidade da taxa real *ex post*. Isto, por sua vez, mostra a necessidade de mais pesquisa sobre a maneira como se formam as expectativas da inflação num contexto instável como o brasileiro.

Apêndice 1 - Reinterpretação da literatura sobre o mecanismo de extração de sinal

Como foi explicado na Seção 2, todos os diferentes testes do modelo nulo estão incluídos na projeção de $(R_t - \pi_{t+1})$ sobre o conjunto de informações do economista, $L_x(t)$. Se o ruído do modelo — isto é, outros fatores não considerados pelo modelo — for importante, a referida projeção será significativamente diferente de zero. Em outras palavras, todos os testes da equação (1), quando reinterpretados conforme o mecanismo DH, diferem apenas em $L_x(t)$, sobre o qual $(R_t - \pi_{t+1})$ é projetado. Sendo assim, em seguida caracterizar-se-á o $L_x(t)$ para cada teste diferente. Uma vez que há muitos testes diferentes na equação de Fisher, este apêndice seguirá a classificação sugerida por Rocha (1988) para divisão da literatura empírica sobre o efeito Fisher.

a) Critério tradicional

Esses testes consistem em regressões da taxa de juros nominal R_t , sobre *proxies* da inflação esperada e outras variáveis conhecidas em t . A idéia por trás desses testes é que, se π_{t+1}^e fosse observável e H_0 fosse verdadeira, a regressão de R_t sobre π_{t+1}^e e uma constante produziria um coeficiente unitário para π_{t+1}^e , e a constante seria igual à expectativa incondicional da taxa de juros real.

Gibson (1970a) computa a regressão (A.1) em níveis e em primeira diferença:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + \dots + \alpha_{10} \pi_{t-9} \quad (\text{A.1})$$

No mecanismo DH, este teste corresponde a restringir-se $L_x(t)$ ao espaço gerado pelas taxas inflacionárias defasadas. A Seção g deste apêndice contém a prova dessa equivalência para o caso simples onde a inflação é um AR(1). Provas para os testes abaixo comentados podem ser construídas de forma semelhante.

Gibson (1970b) preocupa-se com o efeito de liquidez, isto é, o impacto descendente de curto prazo do aumento da moeda sobre taxas de juros nominais. Faz a regressão de R_t sobre uma constante e sobre logaritmos correntes e defasados da oferta de moeda. O mecanismo DH não pode responder às perguntas de Gibson

sobre a existência e o *timing* do efeito de liquidez. No que toca ao teste do modelo nulo — equação (1) —, seu experimento equivale a restringir-se $L_x(t)$ ao espaço gerado pelas ofertas de moeda corrente e defasadas.

Gibson (1972) tenta resolver o problema de variáveis medidas com erros, decorrente da obtenção de uma *proxy* para a expectativa de inflação, mediante o uso de dados sobre expectativas de inflação fornecidos por uma enquete (*Livingston Survey*). Esse teste é equivalente a restringir-se $L_x(t)$ ao espaço gerado pela expectativa da inflação corrente, como foi medida por Livingston em sua pesquisa.

Sargent (1973) computa a regressão (A.2):

$$R_t = \alpha + \sum_{i=0}^m a_i \pi_{t-i} \quad (\text{A.2})$$

Na verdade, Sargent está procurando a extensão “ótima” de defasagens m . O mecanismo DH não pode dar resposta a essa pergunta. No que toca ao teste da equação (1), seu teste equivale a restringir-se $L_x(t)$ ao espaço gerado pelas taxas de inflação defasadas.

Lahiri (1976) faz um teste similar ao de Gibson (1972) fazendo a regressão de R_t sobre uma constante e sobre uma expectativa de inflação obtida através de enquetes. Contudo, usa *MQ* em dois estágios, sendo os instrumentos taxas de inflação defasadas. No mecanismo DH, isso equivale a restringir-se $L_x(t)$ ao espaço gerado por taxas de inflação defasadas.

Levi e Makin (1979) usam dados de expectativas de inflação obtidas através de enquetes, crescimento do produto e o desvio-padrão da expectativa de inflação pesquisada como regressores, o que equivale a restringir-se $L_x(t)$ ao espaço gerado pelas citadas variáveis.

Tanzi (1980) faz a regressão de R_t sobre uma constante, o hiato do produto e a expectativa de inflação objeto de levantamento. Como Lahiri (1976), usa *MQ* em dois estágios para estimar o coeficiente para a expectativa de inflação. No mecanismo DH, isso equivale a restringir-se $L_x(t)$ ao espaço gerado pelo hiato de produto e pelos instrumentos (taxas de inflação defasadas).

Startz (1981) computa a regressão (A.3):

$$R_t = \alpha_0 + \gamma \pi_{t+1} + \beta \hat{u}_t \quad (\text{A.3})$$

onde \hat{u}_t = hiato de desemprego.

A interpretação deste teste sobre o mecanismo DH não é tão imediata quanto no caso dos outros, isto porque os pressupostos de Startz fornecem uma variável

instrumental para a projeção para o futuro, a saber, $[\pi_{t+1} - \beta \hat{u}_t]$.¹⁴ Portanto, o teste DH equivalente projeta $(R_t - \pi_{t+1})$ sobre o espaço $(L_{\pi}(t+1) \ominus L_{\hat{u}}(t+1))$.¹⁵

Em um apêndice a seu estudo de 1983, Summers faz a regressão de R_t sobre uma constante e sobre valores de π_t defasados de uma a oito vezes. Usa também MQ em dois estágios com π_{t+1} como regressor e os oito valores defasados de π_t como instrumentos. Ambos os testes são equivalentes a restringir-se $L_x(t)$ ao espaço gerado pelas oito taxas defasadas de inflação.

Outros *papers* na mesma linha foram escritos por Peck (1982) e Blejer e Eden (1979). O primeiro é equivalente a restringir-se $L_x(t)$ ao espaço gerado pelas variáveis monetárias e de política fiscal construídas por Peck, produto defasado e expectativa de inflação obtida através de enquetes; o segundo, ao espaço gerado pela expectativa de inflação obtida através de enquetes e sua variância.

b) Critério de Fama

Esses testes consistem em uma regressão de π_{t+1} sobre uma constante, R_t , e sobre outras variáveis conhecidas em t . A base lógica que orienta esse teste é evitar-se o problema de variáveis medidas com erros associado à impossibilidade de observação da expectativa de inflação.

Fama (1975) aplica a equação (A.4). O teste DH equivalente é obtido mediante a restrição de $L_x(t)$ ao espaço gerado pela taxa de juros nominal corrente. A Seção h deste apêndice mostra a prova dessa equivalência.

14 Startz presume:

$$H_0: R_t = v_t + \pi_{t+1}^c \quad (a)$$

Expectativas Racionais:

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1}^c + v_t \quad (b)$$

Curva de Phillips:

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1}^c + \beta \hat{u}_t \quad (c)$$

Taxa de Juros Real:

$$v_t = \rho + \varepsilon_t \quad (d)$$

Para garantir consistência, ele deve pressupor ortogonalidade entre ε_t tanto em π_{t+1} quando em \hat{u}_t . Em suas próprias palavras: "... Em minha regressão, os resíduos resultam da variação na taxa real de juros. Em condições de neutralidade, estas não têm correlação nem com \hat{u} , nem com π " (Startz (1981, p. 972)). Pelo que sei, a macroeconomia novo-clássica (que Startz chama de "neutralidade") não defende a noção de que variações no juro real devam ser não correlacionadas com inflação e desemprego contemporâneos.

15 $L_{\pi}(t+1) \ominus L_{\hat{u}}(t+1)$ é o espaço que contém a taxa de inflação adiantada, mas não contém o hiato do desemprego adiantado. Em outras palavras, Startz alega ser capaz de identificar a parte da inflação adiantada que é ortogonal ao ruído.

$$\pi_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 R_t + \varepsilon_t \quad (\text{A.4})$$

Joines (1977) acrescenta taxas de inflação defasadas como regressores na equação (A.4), o que é equivalente a restringir-se $L_x(t)$ ao espaço gerado pela taxa de juros nominal corrente e a taxas de inflação defasada.

Outros estudos nesta linha são de autoria de Carlson (1977), que inclui a relação emprego/população na regressão de Fama, e de Nelson e Schwert (1977), que incluem uma previsão ARMA para a inflação. O teste equivalente DH é construído permitindo-se aquelas variáveis como vetores adicionais geradores de $L_x(t)$.

c) Critério de Mishkin

Mishkin (1981 e 1982) interessa-se pela constância das taxas reais. Usa taxas de juros reais *ex post* para testar se as taxas reais *ex ante* são constantes ou não. O teste de Mishkin já faz parte do modelo de teste de ortogonalidade DH, uma vez que a taxa de juros real *ex post* é $(R_t - \pi_{t+1})$. Ele computa diversas regressões com conjuntos alternados de regressores, que correspondem a diferentes caracterizações do conjunto de informações, $L_x(t)$, no mecanismo DH. Essas variáveis são inflação defasada, polinômios de tempo, taxa de crescimento da moeda, aumento do produto, hiato do produto, taxa de desemprego e relação investimento/capital.

Hafer e Hein (1982) usam o mesmo mecanismo para testar o impacto da moeda real sobre taxas reais. Como foi anteriormente explicado, o mecanismo DH não tem o que dizer sobre o *timing* deste efeito de liquidez. No que diz respeito ao modelo nulo (equação 1), o teste deles equivale à restrição de $L_x(t)$ ao espaço gerado pelo estoque de moeda defasado uma e duas vezes.

d) Critério de Friedman

Friedman (1978, 1980a, 1980b) estabelece um modelo, estimado para diferentes agentes (companhias de seguro de vida, fundos de pensão etc.), para a oferta e demanda de bônus. Entre vários outros fatores, tais funções de demanda e oferta dependem da taxa de juros nominal e da inflação esperada. A estimativa dessas equações dá os coeficientes necessários para a avaliação de $\partial R_t / \partial \pi_{t+1}^e$. Independentemente de detalhes de estimação, esse método equivale a restringir-se $L_x(t)$ ao espaço gerado por todas as variáveis do modelo de Friedman.

e) Critério de Summers

Summers (1983) executa a regressão em faixa do espectro (*band-spectrum regression*) na regressão seguinte:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t+1} + u_t \quad (\text{A.5})$$

onde u_t = erro aleatório.

O estudo de Summers provocou uma controvérsia [McCallum (1984), Summers (1984) e Barsky (1987)], mas nenhuma das críticas a Summers assinalou que o uso da regressão em faixa do espectro podia gerar estimativas inconsistentes. O problema é que o π_{t+1} filtrado pode não ser ortogonal em relação a u_t , tornando \mathcal{E}_1 inconsistente. Sendo assim, não discutirei mais profundamente este critério.

f) Experiência empírica brasileira anterior

A literatura sobre a validade da equação de Fisher para o Brasil tem seguido os critérios que acabamos de examinar. Para uma revisão dessa literatura, ver Rocha (1988, p. 97), que também reexamina os critérios convencional, de Fama, de Mishkin, relativamente aos períodos de 1972-12 a 1979-6, usando taxas de juros de títulos do governo.

g) Equivalência entre o critério convencional e o Teste DH

Este critério depende do processo estocástico presumido para a inflação. Para maior simplicidade, presuma-se que a inflação é um processo AR(1):

$$\pi_{t+1} = a\pi_t + v_t$$

Presuma-se também que valem Expectativas Racionais e o efeito Fisher:

$$\pi_{t+1}^e = a\pi_t$$

$$R_t = \rho + \pi_{t+1}^e$$

O critério convencional é:

$$R_t = \alpha + \beta \pi_t + \varepsilon_t$$

Sob H_0 , $\text{plim}(\hat{\beta}) = \alpha$ e $\text{plim}(\hat{\alpha}) = \rho$.

O teste DH equivalente é:

$$(R_t - \pi_{t+1}) = \alpha' + \beta' \pi_t + \varepsilon'_t$$

Dados os pressupostos aqui sugeridos, o lado esquerdo da equação é exatamente $\rho + v_t$. Em consequência, $\text{plim}(\hat{\beta}') = 0$ e $\text{plim}(\hat{\alpha}') = \rho$. O teste DH equivalente ao critério tradicional é construído mediante a regressão da taxa real *ex post* sobre as mesmas variáveis usadas como *proxies* para a inflação esperada.

h) Equivalência entre o critério de Fama e o Teste DH

Este critério não depende do processo estocástico presumido para a inflação. Em termos de Expectativas Racionais:

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1}^e + v_t$$

Presuma-se também que o efeito Fisher funciona:

$$R_t = \rho + \pi_{t+1}^e$$

A regressão de Fama é:

$$\pi_{t+1} = \alpha + \beta R_t + \varepsilon_t$$

Sob H_0 , $\text{plim}(\hat{\beta}) = 1$ e $\text{plim}(\hat{\alpha}) = -\rho$.

O teste DH equivalente é:

$$(R_t - \pi_{t+1}) = \alpha' + \beta' R_t + \varepsilon'_t$$

Dados os pressupostos acima, o lado esquerdo da equação é exatamente $\rho + v_t$. Em consequência, $\text{plim}(\hat{\beta}') = 0$ e $\text{plim}(\hat{\alpha}') = \rho$. O teste DH equivalente ao critério de Fama é construído mediante a regressão da taxa de juros real *ex post* na taxa de juros nominal.

Apêndice 2 - Analogia entre os modelos nominal e indexado

Modelo nominal	Modelo indexado
R_t	$p r_t$
π_{t+1}	$(MI_{t+2} - MI_{t+1})$
$(R_t - \pi_{t+1})$	$p r_t - (MI_{t+2} - MI_{t+1})$
$H_0: R_t = \rho + \pi_{t+1}^e$	$H_0: p r_t = \rho + (MI_{t+2} - MI_{t+1})$
$R_t - \pi_{t+1} = \rho + S_t - v_{t+1}$	$r_t = \rho + S_t - (v_{t+2} + v_{t+1})$

Abstract

This paper derives a signal extraction framework for examining all testable implications of the Fisher equation. The signal is the net of taxes nominal interest rate, which, under the Fisher model, equals inflation expectation plus the real rate (assumed to be constant or a constant plus a martingale difference). All alternative linear models can be represented as noise added to the signal. The international and Brazilian literature are briefly reviewed and the empirical tests reinterpreted in the signal extraction framework. The model is teste with Brazilian data for the period 1973/90 using interest rate data on non-indexed certificates of deposit from a sample of major Brazilian banks. The framework detects little noise, i.e., the Fisher equation seems to reasonably fit the Brazilian evidence. This result carries the policy implication that the government cannot have the burden of financing its fiscal deficits ameliorated by issuing non-indexed debt in periods when inflation is escalating. Given the large fluctuations observed in ex post real rates in Brazil, the reasonable success of the Fisher equation also implies the existence of large inflation forecast errors, which suggest the need for further research on how agents form inflation expectations. When inflation escalates rapidly, as it did in the late '80s in Brazil, price indices lag behind true inflation. This generates a Fisher effect even for indexed securities. A test for this effect has been also included in the paper.

Bibliografia

- ANÁLISE FINANCEIRA. *Taxas de juros no Brasil*. São Paulo: Análise Editora, 1990. Edição Especial.
- BARSKY, R. The Fisher hypothesis and the forecastability and persistence of inflation. *Journal of Monetary Economics*, 19, p. 3-24, 1987.
- BLEJER, M., EDEN, B. A note on the specification of the Fisher equation under inflationary uncertainty. *Economics Letters*, 3, p. 249-255, 1979.
- CARLSON, J. Short-term interest rates as predictors of inflation: Comment. *American Economic Review*, 67, p. 469-475, 1977.
- CLIFTON, E. *Real interest rate targeting: An example from Brazil*. Washington, D. C.: International Monetary Fund, Dec. 1990.
- DURLAUF, S. e HALL, R. *Measuring noise in stock prices*. Stanford: Stanford University, Jan. 1989a.
- . *A signal extraction approach to recovering noise in expectations based models*. Stanford: Stanford University, Nov. 1988b.
- FAMA, E. Short-term interest rates as predictors of inflation. *American Economic Review*, 65, p. 269-282, 1975.
- . Interest rates and inflation: The message in the entrails. *American Economic Review*, 67, p. 487-496, 1977.
- FAMA, E. e GIBBONS, M. Inflation, real returns and capital investment. *Journal of Monetary Economics*, 9, p. 297-323, 1982.
- FERREIRA, C. *Política monetária ativa e consistência fiscal: A experiência de 1988/89*. São Paulo: Fundação do Desenvolvimento Administrativo, Instituto de Economia do Setor Público, mar. 1990 (Textos para Discussão, 1).
- FISHER, I. *The theory of interest*. New York: MacMillan, 1930.
- FRANKEL, J. Quantifying international capital mobility in the 1980s. In: BERNHEIM, B. e SHOVEN, J. (eds.). *National Saving and Economic Performance*. Chicago: The University of Chicago Press, 1991.
- FRIEDMAN, B. Who puts the inflation premium into nominal interest rates? *The Journal of Finance*, 33, p. 833-847, 1978.

- . Price inflation, portfolio choice, and nominal interest rates. *American Economic Review*, 70, p. 32-48, 1980a.
- . The determination of long-term interest rates: Implications for fiscal and monetary policies. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 12, p. 331-352, 1980b.
- GARCIA, M. *The formation of inflation expectations in Brazil*. Stanford: Stanford University, sept. 1991 (Tese de Ph. D.).
- GIBSON, W. Price expectations effects on interest rates. *The Journal of Finance*, 25, p. 19-34, 1970a.
- . Interest rates and monetary policy. *Journal of Political Economy*, 78, p. 431-455, 1970b.
- . Interest rates and inflationary expectations: New evidence. *American Economic Review*, v. 62, p. 855-865, Dec. 1972.
- HAFER, R. e HEIN, S. Monetary policy and short-term real rates of interest. *Review of the Federal Reserve Bank of Saint Louis*, p. 13-19, Mar. 1992.
- HANNAN, E. e DEISTLER, M. *Statistical Theory of Linear Models*. New York: John Wiley, 1988.
- HANSEN, L. e HODRICK, R. Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis. *Journal of Political Economy*, 88, p. 829-853, 1980.
- JOINES, D. Short-term interest rates as predictors of inflation: A comment. *American Economic Review*, 67, p. 476-477, 1977.
- JUDGE, G. *et al. The theory and practice of econometrics*. New York: John Wiley, 1985.
- LAHIRI, K. Inflationary expectations: Their formation and interest rate effects. *American Economic Review*, 66, p. 124-131, 1976.
- LEVI, M. e MAKIN, J. Anticipated inflation and interest rates. *American Economic Review*, 69, p. 980-991, 1979.
- MCCALLUM, B. On low-frequency estimates of long-run relationships in macroeconomics. *Journal of Monetary Economics*, 14, p. 3-14, 1984.
- MISHKIN, F. The real interest rate: An empirical investigation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 15, p. 151-200, 1981.

- . The real interest rate: A multi-country empirical study. *Canadian Journal of Economics*, 17, p. 283-311, 1982.
- NELSON, C. e SCHWERT, G. Short-term interest rates as predictors of inflation: On testing the hypothesis that the real rate of interest is constant. *American Economic Review*, 67, p. 478-486, 1977.
- PAGAN, A. Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors. *International Economic Review*, v. 25, n. 1, p. 21-247, 1984.
- PEEK, J. Interest, income taxes and anticipated inflation. *American Economic Review*, 72, p. 980-991, 1982.
- ROCHA, R. *Juros e inflação: Uma análise da equação de Fisher para o Brasil*. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas, 1988 (Série Teses, 15).
- SARGENT, T. Interest rates and prices in the long run. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 5, p. 385-463, 1973.
- STARTZ, R. Unemployment and real interest rates: Econometric testing of inflation neutrality. *American Economic Review*, 71, p. 969-979, 1981.
- SUMMERS, L. 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 Institution, 1983.
- . *Estimating the long-run relationship between interest rates and inflation*. Washington, D. C: NBER, 1984 (NBER Working Paper, 1379).
- TANZI, V. Inflationary expectations, economic activity, taxes and interest rates. *American Economic Review*, 70, p. 12-21, 1980.
- TOBIN, J. Money and economic growth. *Econometrica*, 33, p. 671-684, 1965.
- VELDE, F. e SARGENT, T. *The macro-economic causes and consequences of the French Revolution*. Paper prepared for the meetings of the Econometric Society in Washington, D. C., Dec. 1990.
- WHITE, H. *Asymptotic theory for econometricians*. New York: Academic Press, 1986.
- (Originais recebidos em maio de 1991. Revisos em novembro de 1991.)