

Inflação e o mercado de Letras do Tesouro Nacional *

Ney O. Brito **

1. Introdução; 2. A metodologia básica; 3. As características do processo inflacionário brasileiro; 4. Os dados e resultados empíricos; 5. Revendo os resultados; 6. Conclusões.

Resumo

Este trabalho examina a formação de expectativas de inflação no mercado de Letras do Tesouro Nacional (LTNs) no período 1972-1976. Neste passado recente a inflação no Brasil variou dentro de limites muito amplos, de 0,4 a 5,12% numa base mensal, e apresentou características de volatilidade que diferem das características dos processos inflacionários de outros países e, em particular, do processo dos EUA. O trabalho generaliza a metodologia de Fama para o caso de múltiplos períodos com a consideração explícita de prêmios de risco demandados por investidores para aceitarem uma inflação incerta. Os resultados de testes empíricos sugerem que prêmios de risco no mercado brasileiro de LTNs são relevantes e não seguem um processo estocástico do tipo *random walk*.

1. Introdução

Este trabalho irá examinar a eficiência de expectativas de inflação no mercado brasileiro de Letras do Tesouro Nacional (LTNs) no período de 1972 a 1976. Neste passado recente a inflação no Brasil variou dentro de limites amplos, de 0,4 a 5,12%, numa base mensal, ou de 4,91 a 82,06%, numa base ajustada anual. Além disso, a inflação brasileira parece seguir um processo muito volátil, dominado por um forte componente auto-regressivo de primeira ordem. As características da nossa inflação diferem das características dos processos inflacionários nos outros

* Este trabalho beneficiou-se de comentários de José Luiz Carvalho, Walter Ness e Antonio Carlos Sabóia. A base de dados foi organizada por André Zabludowsky e os mesmos foram gentilmente fornecidos pela Associação Nacional dos Dirigentes de Instituições do Mercado (Andima). A assistência de pesquisa de Nelson Baptista e André Zabludowsky e o suporte financeiro concedido pelo Fundo de Financiamento de Estudos de Projetos e Programas de Desenvolvimento — Finep, devem ser reconhecidos. A todos o agradecimento do autor.

** Da COPPEAD — Universidade Federal do Rio de Janeiro.

países e, em particular, do processo dos EUA. O estudo do processo inflacionário brasileiro pode, portanto, contribuir para uma melhor compreensão geral da inflação.

O trabalho revê a metodologia desenvolvida por Fama (1975) para testar a eficiência de previsões de inflação para um único período no mercado de LTNs. A metodologia é, então, generalizada para o caso de múltiplos períodos. Será argumentado que, em geral, é relevante considerar dois componentes da taxa real total demandada por investidores num ambiente econômico sujeito à inflação incerta. Ela é a soma da taxa real total exigida pelos investidores para manter um título perfeitamente indexado e um prêmio de risco exigido pelos investidores para suportar o “puro” risco de inflação. Supondo que a soma destes componentes (e a taxa real total) seja constante, o trabalho passa a examinar a eficiência das taxas de juros nominais como um previsor da inflação no mercado de LTNs brasileiro. Mostra-se que a hipótese conjunta de que as taxas reais totais são constantes e de que as expectativas de inflação são eficientes é rejeitada pelos dados.

Supondo que o componente básico da taxa real seja constante, e que as expectativas de inflação sejam eficientes, os resultados sugerem que os prêmios de riscos exigidos pelos investidores para suportar o risco de inflação não têm sido constantes ou, mais geralmente, não seguem um processo *ramdon walk* sem tendência. O trabalho examina, então, as possíveis características do processo seguido pelos prêmios de risco que são compatíveis com os resultados.

2. A metodologia básica

Num meio econômico exposto a uma inflação certa, a relação entre taxas de juros futuras reais e nominais em qualquer momento no tempo é fornecida aproximadamente pela expressão fisheriana, isto é, a taxa nominal futura exigida é igual à taxa real futura exigida mais a inflação certa no período relevante. Com inflação incerta as coisas não são tão simples. Para qualquer período de investimento t defina:

\tilde{A}_t = inflação observada durante o período t , uma variável aleatória antes do final do período, como indicado pelo til;

$\phi_{t:n}$ = o conjunto de todas as informações disponíveis para os investidores no final do período $t:n$;

$E(\tilde{\Delta}_t | \phi_{t-n})$ = valor esperado de $\tilde{\Delta}_t$ no final do período $t-n$;

$\tilde{\varepsilon}_{t-n} = \tilde{\Delta}_t - E(\tilde{\Delta}_t | \phi_{t-n})$ = erro nas previsões de inflação do final do período $t-n$;

${}_{t-n}r_t$ = taxa de juros real futura demandada pelos investidores em $t-n$ para manter em carteira um título sem riscos perfeitamente indexado¹ durante o período t ; ²

${}_{t-n}p_t$ = prêmio de risco real futuro (sobre ${}_{t-n}r_t$) exigido pelos investidores em $t-n$ para suportar o risco "puro" de inflação (mas nenhum risco de inadimplência) durante o período t ;

${}_{t-n}r^*_t = {}_{t-n}r_t + {}_{t-n}p_t$ = taxa de juros real futura exigida pelos investidores em $t-n$ para manter em carteira um título nominalmente sem riscos durante o período t ;

${}_{t-n}R_t$ = taxa de juros nominal futura exigida pelos investidores em $t-n$ para manter em carteira um título nominalmente sem riscos durante o período t .

Sob condições de inflação incerta³ ${}_{t-n}R_t = {}_{t-n}r_t + {}_{t-n}p_t + E(\tilde{\Delta}_t | \phi_{t-n})$ o que implica em $\Delta_t = - {}_{t-n}r^*_t + {}_{t-n}R_t + \varepsilon_{t-n}$. Num mercado eficiente os erros nas previsões não deveriam ser serialmente correlacionados e deveriam ter média zero.⁴ O processo gerador de inflação pode, portanto, ser assim descrito:

$$\tilde{\Delta}_t = - {}_{t-n}\tilde{p}_t - {}_{t-n}\tilde{r}_t + {}_{t-n}\tilde{R}_t + \tilde{\varepsilon}_n, \text{ para todo } n, \quad (1)$$

onde $\tilde{\varepsilon}_n$ é um erro nas previsões satisfazendo as suposições comuns de "ruído branco"⁵ (para todo n) e os tils indicam variáveis aleatórias. Testes gerais da eficiência das expectativas de inflação deveriam ser, por-

¹ Existem conhecidos problemas estáticos e dinâmicos quando se lida com índice de preços e indexação. Ver Michael (1975) e Lloyd (1975). A maior parte deste trabalho evoluirá com a suposição simples e usual de um mundo com um único bem.

² Esta taxa real futura pode conter um eventual prêmio de liquidez.

³ Para uma discussão sobre a estrutura das taxas de juros sob inflação incerta ver Brealey e Shaefer (1977).

⁴ Ver Brito (1978) para uma discussão das propriedades de um mercado eficiente.

⁵ Isto é, $\tilde{\varepsilon}_n$ tem média e autocorrelação serial nulos e $Cov(\tilde{\varepsilon}_n, {}_{t-n}\tilde{p}_t) = 0$ $Cov(\tilde{\varepsilon}_n, {}_{t-n}\tilde{r}_t) = 0$ $Cov(\tilde{\varepsilon}_n, {}_{t-n}\tilde{R}_t) = 0$.

tanto, baseados na relação (1). Infelizmente, estes testes exigiriam a disponibilidade de dados sobre as taxas de juros reais e prêmios de risco, e estes dados não estão disponíveis na maioria dos países.⁶

Para passar aos testes empíricos da eficiência das expectativas de inflação utilizando apenas taxas de juros nominais futuras, uma nova estrutura tem que ser imposta ao problema. Supondo que ${}_{t-n}r_t + {}_{t-n}p_t = {}_{t-n}r^*_t = -a_{0n}$ é uma constante (para todo t) definida como $-a_{0n}$, então, líquido de erros de previsão, quaisquer mudanças nas taxas nominais futuras deveriam refletir mudanças nas expectativas de inflação. Uma versão da relação (1) que pode ser testada utilizando-se apenas taxas de juros nominais futuras é, então, obtida:⁷

$$\tilde{\Delta}_t = a_{0n} + a_{1n} {}_{t-n}\tilde{R}_t + \tilde{\varepsilon}_n \quad (2)$$

Testes empíricos desta relação deveriam suportar as hipóteses de que $a_{1n} = 1$ e de que $\tilde{\varepsilon}_n$ não apresenta autocorrelação serial, para todo n , se as expectativas de inflação forem eficientes e as taxas reais totais futuras forem constantes. Além disso, $-a_{0n}$ seria a estimativa da taxa real futura constante.

Dentro desta metodologia Fama (1975) passa a examinar a eficiência das expectativas de inflação no mercado de Letras do Tesouro dos EUA no período de 1953 a 1971. Infelizmente, ele testa apenas a eficiência de previsões com horizonte de um período.⁸ Para este caso seus testes empíricos da relação (2) suportam a hipótese conjunta de que a taxa de juros real para um período é constante e de que as expectativas de um período de inflação com horizonte de um período são eficientes. Fama também testa a eficiência para um período, fazendo uso de uma outra relação que pode ser generalizada para o caso de múltiplos períodos. Defina $\hat{\Delta}_{t-n} = f(\phi_{t-n}) =$ qualquer estimativa de Δ_t no final do período $t-n$, uma função do conjunto de informações ϕ_{t-n}

* Existe um mercado em títulos governamentais indexados no Brasil, as ORTNs. Infelizmente os títulos não são indexados "com perfeição" e as negociações nas maturidades curtas de Letras do Tesouro não são muito ativas.

⁷ De maneira mais geral, poderíamos supor que ${}_{t-n}r^*_t = {}_{t-n-1}r^*_{t-1} + \tilde{\mu}$ onde $\tilde{\mu}$ é um componente "ruído branco". Se as taxas reais totais futuras não são constantes, mas seguem um processo aleatório sem tendência podemos também reduzir a equação (1) para a relação testável (2). O componente "ruído branco" $\tilde{\varepsilon}_n$ da relação (2) seria considerado a agregação do erro de previsões de inflação e $\tilde{\mu}$. Isto equivale a supor que as taxas reais totais futuras são constantes e que os erros de previsões de inflação têm uma maior variância. Esta visão mais simples do processo foi escolhida neste trabalho.

⁸ Isto é, ele examina a relação (2) apenas para o caso de um período ($n = 1$) sem discutir o caso de múltiplos períodos ($n > 1$).

e lembre que num mercado eficiente as expectativas de inflação deveriam estar completamente refletidas em ${}_{t-n}R_t$. Logo, os testes empíricos da relação

$$\Delta_t = a_{0n} + a_{1n} {}_{t-n}R_t + a_{2n} {}_{t-n}\hat{\Delta}_t + \mu_n \quad (3)$$

deveriam suportar a hipótese de que $a_{2n} = 0$ se as expectativas de inflação forem eficientes. Fama (1975) mostra que os testes empíricos da relação (3) suportam esta hipótese no mercado de Letras do Tesouro dos EUA, para o caso de um período e definindo-se ${}_{t-1}\hat{\Delta}_t = \Delta_{t-1}$. Seria de interesse testar se estes resultados podem ser generalizados para o caso de múltiplos períodos no mercado dos EUA.

Os resultados de Fama (1975) foram questionados por Carlson (1977), Joines (1978) e Nelson e Schwert (1977). No contexto de um único período eles argumentam que

- a) a taxa de juros real total para um período não é constante⁹ e que
- b) se o processo inflacionário não for auto-regressivo de primeira ordem então a estimativa mais eficiente de inflação no período seguinte (${}_{t-1}\hat{\Delta}_t$) não é uma função linear da inflação no último período e o procedimento de Fama (${}_{t-1}\hat{\Delta}_t = \Delta_{t-1}$) é tendencioso no sentido de favorecer a hipótese de que $a_{2n} = 0$ nos testes da relação (3).¹⁰

Contudo, conforme indicado por Fama (1977) na sua réplica, parece existir um acordo quanto ao fato de que "a taxa de juros (nominal) continua sendo o melhor previsor simples da taxa de inflação; e ninguém descobriu variáveis que façam contribuições substanciais à previsão da inflação além das fornecidas somente pela taxa de juros. Ademais, a proposição de que a maior parte da variação nas taxas de juros nominais reflete a variação nas taxas de inflação esperadas, parece intacta". Este trabalho irá mostrar que este acordo deve ser restrito ao mercado dos EUA e não deveria ser generalizado a todos os outros mercados.

3. As características do processo inflacionário brasileiro

No período de 1968 a 1976 a inflação mensal no Brasil variou entre 0,4 a 5,12%. Numa base ajustada anual isto representou uma variação entre

⁹ De forma mais geral, eles discutem que as taxas reais totais futuras não seguem um processo aleatório sem tendência. Veja nota de rodapé 7.

¹⁰ Os argumentos de Carlson são mais gerais do que este. Ele debate, essencialmente, que qualquer função de ϕ_{t-1} deveria ter um coeficiente nulo em relações com a (3).

4,91 e 82,06%. Com a inflação variando dentro destes limites, a relevância de expectativas eficientes de inflação parece óbvia. A experiência brasileira pode, portanto, contribuir para uma melhor compreensão do impacto da inflação sobre mercados financeiros. Vários índices de preços são reportados mensalmente no Brasil. Dois deles são os mais amplos e representativos: o Índice Geral de Preços (IGP) e o Índice de Preços por Atacado (IPA). Para cada índice de preços dois índices de inflação podem ser obtidos: o índice de variação no poder aquisitivo de dinheiro e a variação relativa no índice de preços. O segundo índice de inflação é o comumente usado e este trabalho seguirá esta prática.¹¹

A estrutura de autocorrelação da inflação no Brasil até a décima defasagem é apresentada na tabela 1 para os dois índices e períodos de até 90 dias.¹² Para o IGP e taxas de inflação mensais, os coeficientes de correlação são significativos ao nível de 1% para defasagens até a quarta ordem e em geral significativos ao nível de 5% para defasagens até a nona ordem. Para o IPA e taxas de inflação mensais, os coeficientes de correlação são, em geral, menores e significativos ao nível de 1% apenas para defasagens até a segunda ordem. Para ambos os índices, os resultados para as defasagens iniciais suportam a hipótese de que a inflação é um processo de primeira ordem. Os coeficientes de correlação para defasagens até a quarta ordem diminuem numa progressão geométrica quase perfeita. Para defasagens da quinta até a nona ordem os coeficientes de correlação parecem oscilar em torno de 0,20 para ambos os índices, sendo em geral significativos no nível de 5% para o IGP e insignificantes para o IPA. Para defasagens de décima ordem para cima os coeficientes de correlação caem e não são significativos. Os mesmos resultados se aplicam aos períodos de 60 e 90 dias. Durante um período de seis meses a inflação¹³ é em geral significativamente autocorrelacio-

¹¹ Este item examina o processo inflacionário brasileiro de janeiro de 1968 a dezembro de 1976. Isto representou 108 observações do IGP e 89 do mais recente IPA. Todos os testes aqui apresentados foram realizados com os dois índices de preços e os dois índices de inflação. A escolha de um índice de inflação não produziu qualquer diferença nos resultados e, portanto, escolheu-se seguir a prática comum.

¹² Os coeficientes de autocorrelação foram estimados como a raiz quadrada dos R -quadrados de regressões simples com defasagens de múltipla ordem, ajustando-se o sinal pelo coeficiente angular. Os valores- t apresentados foram os dos coeficientes angulares nestas regressões. Fama (1975) estima o coeficiente angular da regressão simples e seu método tem a desvantagem de não limitar o coeficiente a seu intervalo teórico $[-1, 1]$. Tanto o procedimento de Fama quanto o deste trabalho examinam a estrutura correlativa total do processo inflacionário e não examinam a estrutura correlativa parcial.

¹³ Isto é, seis períodos de 30 dias, três períodos de 60 dias e dois períodos de 90 dias.

Tabela 1
Estrutura de autocorrelação da inflação

Índice dias Defasagem	IGP			IPA		
	30	60	90	30	60	90
1	0,688 ^A (9,66)	0,558 ^A (4,75)	0,523 ^A (3,48)	0,657 ^A (8,07)	0,459 ^A (3,31)	0,438 ^B (2,49)
2	0,492 ^A (5,74)	0,297 ^B (2,17)	0,322 (1,89)	0,385 ^A (3,84)	0,210 (1,43)	0,336 (1,78)
3	0,345 ^A (3,72)	0,212 (1,50)	0,224 (1,26)	0,217 ^B (2,04)	0,190 (1,20)	0,207 (1,04)
4	0,276 ^A (2,88)	0,276 (1,96)	0,288 (1,62)	0,184 (1,70)	0,257 (1,64)	0,221 (1,09)
5	0,212 ^B (2,18)	0,190 (1,30)	0,182 (0,98)	0,235 ^B (2,19)	0,187 (1,16)	0,152 (0,72)
6	0,167 (1,69)	0,259 (1,80)	0,141 (0,74)	0,134 (1,22)	0,095 (0,57)	0,164 (0,77)
7	0,210 ^B (2,12)	0,118 (0,78)	0,224 (1,17)	0,192 (1,74)	0,148 (0,88)	0,200 (0,91)
8	0,237 ^B (2,41)	0,152 (1,01)	0,332 (1,76)	0,192 (1,74)	0,084 (0,48)	0,187 (0,83)
9	0,202 ^B (2,02)	0,084 (0,54)	0,349 (1,83)	0,197 (1,79)	0,118 (0,69)	0,435 (2,05)
10	0,138 (1,36)	0,173 (1,12)	0,071 (0,33)	0,170 (1,51)	0,187 (1,07)	0,141 (0,59)
N.º de Obs.	107	53	35	89	44	29

Valores-*t* dos coeficientes de regressão aparecem entre parênteses, embaixo dos coeficientes de correlação. A, B indicam significância aos níveis de 1 e 5%, respectivamente.

nada para ambos os índices. Os coeficientes de autocorrelação declinam com muita rapidez nos períodos iniciais, começam a oscilar em torno de 0,20 durante um certo tempo e depois caem para níveis mais baixos.

Estes resultados sugerem que as expectativas de inflação no Brasil são dominadas por um componente de curto prazo e auto-regressivo de primeira ordem. Para ser justo, parece haver um componente suave de

longo prazo que não é auto-regressivo de primeira ordem; ele explicaria os coeficientes de autocorrelação para defasagens além de um período de seis meses, que são geralmente positivos e insignificantes,¹⁴ variando em torno de 0,20. É possível examinar a hipótese de que o processo é predominantemente de primeira ordem. Se este for o caso, a autocorrelação na série das primeiras diferenças na inflação ($\Delta_t - \Delta_{t-1}$) deveria ser igual à autocorrelação na série de inflações, para todas as defasagens.¹⁵ O nível de autocorrelação na série das primeiras diferenças na inflação está notavelmente próximo do nível de autocorrelação na série de inflações, para todas as defasagens e todos os períodos. Para períodos de 60 dias, a autocorrelação das primeiras diferenças para as cinco primeiras defasagens e o IGP são 0,56; 0,30; 0,23; 0,31 e 0,22. Estes resultados estão muito próximos dos resultados apresentados na tabela 1 para a autocorrelação da série de inflações. Evidência adicional de que o processo inflacionário brasileiro é de primeira ordem pode ser obtida através do exame da especificação do modelo auto-regressivo de primeira ordem $\tilde{\Delta}_t = \gamma_0 + \gamma_1 \tilde{\Delta}_{t-1} + \tilde{\epsilon}$. O modelo não apresenta problemas de especificação significativos para todos os períodos, os resíduos não parecem ser autocorrelacionados e a estatística de Durbin-Watson é 1,87; 1,80 e 2,08 para períodos de 30, 60 e 90 dias, respectivamente. O processo inflacionário dos EUA parece possuir características diferentes. Os resultados de Fama (1975) sugerem que o processo dos EUA é dominado por um componente de longo prazo que não é auto-regressivo de primeira ordem.¹⁶ Dadas as características do processo dos EUA deveríamos esperar descobrir que, nesse

¹⁴ A exceção ocorre para o IGP e períodos de 30 dias onde a autocorrelação é significativa para defasagens da sétima à nona ordens. Isto é provavelmente ocasionado por autocorrelação espúria no IGP.

¹⁵ Se o processo inflacionário for auto-regressivo com coeficientes estacionários e do tipo $\Delta_t = \alpha_n + b_n \Delta_{t-n} + \epsilon_n$, e se ϵ_n for independente de toda a série temporal de inflação então se ajustarmos regressões de primeiras diferenças do tipo $(\Delta_t - \Delta_{t-1}) = \alpha_n + \beta_n(\Delta_{t-n} - \Delta_{t-n-1}) + \mu$ obteremos $b_n = \beta_n$, para todo n . Como b_n e β_n são também estimativas da autocorrelação serial de ordem n da série de inflação e das primeiras diferenças, respectivamente, então o resultado do texto é obtido.

¹⁶ Os resultados da tabela 1 de Fama (1975) mostram que os níveis da autocorrelação serial na série de inflações dos EUA são aproximadamente iguais para todas as defasagens reportadas, variando em torno de 0,30. Eles não parecem seguir uma progressão geométrica como esperado num processo de primeira ordem. Infelizmente, Fama não informa os níveis de autocorrelação na série $(\Delta_t - \Delta_{t-1})$ nem nenhum resultado sobre a especificação do modelo auto-regressivo de primeira ordem. Contudo, se as taxas reais forem constantes (como seus resultados sugerem), o nível de autocorrelação na série de primeiras diferenças nas taxas de juros nominais $(R_t - R_{t-1})$ deveria ser igual ao nível de autocorrelação na série $(\Delta_t - \Delta_{t-1})$ e, portanto, igual ao nível de autocorrelação na própria série de inflações, se o processo dos EUA fosse de primeira ordem. Os níveis de autocorrelação em $(R_t - R_{t-1})$ para os EUA aparecem na tabela 5 de Fama e diferem dos níveis de autocorrelação em Δ_t relatados na tabela 1. Isto também sugere que o processo dos EUA não é de primeira ordem.

país, a eficiência de previsão do modelo ARIMA é maior do que a eficiência de previsão do modelo auto-regressivo de primeira ordem, como observado implicitamente por Nelson e Schwert (1977). Além disso, dados esses resultados, não deveríamos esperar uma eficiência de previsão significativamente maior do modelo ARIMA geral no Brasil. Em suma, a inflação no Brasil não apenas varia dentro de limites bem amplos, mas varia de uma forma muito volátil.¹⁷ Num meio econômico deste tipo, a importância de expectativas de inflação eficientes parece aparente.

Qualquer trabalho empírico sobre inflação enfrenta os problemas técnicos e conceituais associados aos índices de preços. Dentre os problemas técnicos que podem introduzir uma falsa autocorrelação nos índices de preços, podemos mencionar a amostragem inadequada, a utilização de preços não equilibrantes¹⁸ e demoras na publicação dos índices. Estes problemas são extensivamente discutidos por Fama (1975) e (1977). Dentre os problemas conceituais poderíamos mencionar os problemas estáticos e dinâmicos da determinação da composição da cesta de “mercado”, bem como o problema de agrupamento de índices. Num mundo com múltiplos bens e vários indivíduos com gostos diferentes não está claro como poderíamos determinar com exatidão a composição da cesta de “mercado” para um determinado conjunto de preços sem informações extensivas sobre preferências de cada indivíduo. Ademais, à medida que o vetor de preços se modifica, a composição da cesta relevante para determinar o nível de inflação pode diferir da composição da nova cesta de “mercado”. Por fim, dependendo das preferências dos indivíduos a estrutura do índice de preços adequado pode ser multiplicativa e não aditiva como nas médias ponderadas usuais.¹⁹

Estes problemas conceituais parecem ser tão relevantes quanto os problemas técnicos discutidos por Fama. Este trabalho não é nenhuma exceção e enfrenta estes problemas. No entanto, para minimizar qualquer

¹⁷ Isto reflete, provavelmente, a instabilidade que parece caracterizar a condução da política monetária no Brasil. Observe que o modelo auto-regressivo de primeira ordem é um modelo ARIMA (1, 0), o mais simples. Os resultados sugerem que a eficiência preditiva do modelo ARIMA generalizado não seja muito superior.

¹⁸ A existência de controles de salários e preços destruirá a representatividade do índice se ele gerar escassez de mercadorias e serviços. Durante o período examinado neste trabalho houve controles de salários e preços no Brasil. Contudo, não existe nenhuma evidência de escassez prolongada de mercadorias e serviços no Brasil durante o período.

¹⁹ Estes problemas conceituais são discutidos em Michael (1973), Lloyd (1975) e Grauer e Litzberger (1974).

problema de autocorrelação espúria no índice de preços, passamos aos testes empíricos utilizando o IPA brasileiro. Como mostrado na tabela 1 o IPA apresenta níveis de autocorrelação serial menores do que o IGP.²⁰

4. Os dados e resultados empíricos

Este item irá examinar a eficiência das expectativas de inflação utilizando as relações (2) e (3) para maturidades de 30, 60 e 90 dias. Para estas maturidades, as taxas de retorno de Letras do Tesouro Nacional no último dia comercial de cada mês foram obtidas na Associação Nacional dos Dirigentes de Instituições do Mercado Aberto (Andima); elas formam a base de dados deste estudo.²¹ As negociações regulares com Letras do Tesouro no Brasil tiveram início em 1971 e o mercado cresceu rapidamente. Hoje, o montante total de letras emitidas é maior do que o agregado de todos os outros títulos do governo.²² Como em qualquer mercado recentemente estabelecido, as negociações com Letras do Tesouro, no final de 1971 e início de 1972, podem ter apresentado peculiaridades. Para evitar problemas eventuais de amadurecimento do mercado, ele foi examinado apenas após agosto de 1972 e até novembro de 1976. Alguns resultados sobre a inflação e as letras neste período aparecem na tabela 2. As quatro primeiras linhas mostram as médias (μ) e os desvios-padrão (σ) da inflação e taxas de retorno das letras. A inflação média é maior do que o retorno nominal médio das letras para as três maturidades. Isto sugere que o retorno real esperado sobre as letras é negativo, um resultado aparentemente incompatível com um mercado

²⁰ Mensalmente tira-se amostras de todos os itens do IPA e, ao contrário do IGP, os serviços não são incluídos no índice. Dada a importância dos serviços públicos no Brasil e o controle rígido do governo sobre os seus preços poderíamos esperar encontrar problemas mais sérios de falsa autocorrelação no IGP, como sugerido pela tabela 1.

²¹ Todos os principais agentes do mercado aberto brasileiro são associados da ANDIMA. No final de cada dia de negociações a ANDIMA tira amostras dos principais agentes coletando os seus *spreads* de preços de compra e venda e informa o preço de compra médio e o preço de venda médio. As taxas de retorno utilizadas neste trabalho foram obtidas a partir da média destes preços médios informados. As Letras do Tesouro Nacional são títulos descontados e os "preços" informados são na verdade "descontos" informados. Para um determinado período a taxa de retorno sobre a letra é igual ao seu valor nominal menos o preço da transação dividido pelo preço da transação. Observe que com as taxas de 30, 60 e 90 dias de maturidade podemos obter as taxas futuras ${}_t R_{t+n}$. Por exemplo, a taxa de 30 dias formada hoje para o segundo período de 30 dias (${}_{t+30}R_t$) será igual a $(1 + \text{taxa de 60 dias}) / (1 + \text{taxa de 30 dias})$ menos um.

²² A dívida pública no Brasil é composta de títulos indexados (imperfeitamente) (as ORTNs) e Letras do Tesouro (as LTNs). A maioria das letras são emitidas com vencimentos de 91 e 182 dias mas existe um pequeno montante de letras emitidas com um vencimento de um ano. A maioria das ORTNs são emitidas com vencimentos de quatro e cinco anos.

de investidores racionais sem “ilusão monetária”. Os bancos comerciais brasileiros podiam depositar no Banco Central até 55% de seus depósitos compulsórios em Letras do Tesouro, ao seu valor nominal, durante o período abrangido por este trabalho. Isto permitiu que os bancos recebessem juros sobre recursos com um custo de oportunidade nulo, isto é, uma grande fração dos depósitos compulsórios e, portanto, uma taxa de retorno real esperada negativa sobre as letras não é incompatível com um mercado de investidores racionais.²³ O desvio-padrão da série de inflações é também muito maior do que o desvio-padrão da série de retornos nominais das letras. Isto sugere novamente que a eficiência da formação de expectativas de inflação no volátil mercado brasileiro é de importância.

Tabela 2
Alguns resultados sobre inflação e letras

Período		30	60	90
$\tilde{\Delta}_t$	μ	2,188	4,419	6,703
	σ	1,162	2,243	3,377
${}_{t-1}\tilde{R}_t$	μ	1,610	3,253	4,823
	σ	0,569	1,072	1,529
$\rho(\tilde{\Delta}_t, \tilde{\Delta}_{t-1})$		0,741 ^A (7,78)	0,475 ^B (2,65)	0,337 (1,38)
$\rho(\tilde{\Delta}_t, {}_{t-1}\tilde{R}_t)$		0,417 ^A (3,22)	0,439 ^B (2,39)	0,466 (2,04)
$\rho(\tilde{\Delta}_{t-1}, {}_{t-1}\tilde{R}_t)$		0,457 ^A (3,35)	0,552 ^B (2,50)	0,601 ^B (2,47)

μ = média, σ = desvio-padrão. ρ = correlação. Valores- t aparecem entre parênteses, embaixo da estimativa do coeficiente de correlação. A, B indicam significância aos níveis de 1 e 5%, respectivamente.

As três últimas linhas da tabela 2 mostram, para o período de agosto de 72 a novembro de 76, o coeficiente da autocorrelação serial da série de inflações, $\rho(\tilde{\Delta}_t, \tilde{\Delta}_{t-1})$, a correlação entre inflação e retornos de letras,

²³ Como no período deste estudo existiram taxas de juros reguladas os resultados também podem ser atribuídos à regulação e não à inacionalidade de investidores. O autor agradece a José Luiz de Carvalho pela observação.

$\rho(\Delta_t, {}_{t-1}\tilde{R}_t)$, e a correlação entre inflação defasada e retornos de letras, $\rho(\tilde{\Delta}_{t-1}, {}_{t-1}\tilde{R}_t)$. Lembremo-nos que no período de 1968/1976 o processo inflacionário parecia ser de primeira ordem e, como mostrado na tabela 1, a correlação de primeira ordem para o IPA foi 0,657, 0,459 e 0,438 para períodos de 30, 60 e 90 dias; além disso, as duas primeiras eram significativas ao nível de 1% e a última ao nível de 5%. No período de 72/76 o processo inflacionário parece ser ainda mais volátil. Para os períodos curtos de 30 e 60 dias o nível de correlação serial aumentou, mas para 60 dias ele é significativo apenas ao nível de 5%. Para o período mais longo de 90 dias o nível de correlação serial diminuiu e não é mais significativo. Estes resultados sugerem que neste período o processo “perde memória” com mais rapidez ainda. A inflação de hoje contém informações sobre a dos próximos meses e poucas sobre a dos três ou mais meses futuros. Os resultados sobre a correlação entre inflação e retornos de letras apresentados nas duas últimas fileiras da tabela 2 são também de interesse. A correlação entre retornos sobre letras e inflação no período passado é maior e mais significativa do que a correlação entre retornos e a inflação desconhecida no período base, um resultado intrigante que provavelmente deve ser atribuído a defasagens em reportar o índice.

Resultados adicionais sobre a estrutura do processo que gera retornos de letras aparecem na tabela 3. Ela mostra, para várias defasagens, a autocorrelação serial na série de retornos nominais, retornos reais e primeiras diferenças de retornos nominais de letras,²⁴ bem como os valores-*t* dos coeficientes angulares em auto-regressões simples. Para vencimentos de 30 e 60 dias todos os coeficientes de correlação (até a décima defasagem) são significativos ao nível de 1% com valores-*t* de 40,7 para a primeira defasagem e vencimento de 30 dias. Para um vencimento de 90 dias as cinco primeiras autocorrelações são significativas ao nível de 1% e apenas as nona e décima autocorrelações não são significativas ao nível de 5%. A forte estrutura autocorrelativa dos retornos nominais pode ser ocasionada por forte estrutura autocorrelativa da inflação. Se este for o caso, deveremos encontrar níveis pequenos e insignificantes de autocorrelação na série de retornos reais. Como mostrado na tabela 3 eles são, em geral, insignificantes. A exceção parece ocorrer para as taxas reais *ex-post* de 30 dias que apresentam uma alta autocorrelação de primeira ordem significativa ao nível de 1%, ademais, para todos os vencimentos, a autocorrelação

²⁴ Os coeficientes de correlação foram estimados como a raiz quadrada dos R^2 em auto-regressões simples de múltipla ordem.

Tabela 3

Autocorrelação em série de retornos nominais, retornos reais e primeiras diferenças de retornos nominais de letras do tesouro

Série	$t-1R_t$			Ex-Post $t-1r_t$			$t-1R_t - t-2R_{t-1}$		
dias	30	60	90	30	60	90	30	60	90
Defasagem									
1	0,985 ^A (40,65)	0,980 ^A (23,92)	0,953 ^A (12,21)	0,673 ^A (6,31)	0,279 (1,40)	0,055 (0,20)	0,100 (0,68)	0,356 (1,83)	0,145 (0,54)
2	0,971 ^A (28,08)	0,954 ^A (15,28)	0,905 ^A (7,95)	0,195 (1,35)	-0,148 (-0,70)	-0,176 (-0,65)	0,071 (0,48)	0,283 (1,39)	0,362 (1,40)
3	0,958 ^A (22,84)	0,920 ^A (11,04)	0,830 ^A (5,36)	-0,118 (-0,80)	0,045 (-0,22)	0,000 (0,00)	0,110 (0,74)	0,202 (0,95)	0,122 (0,43)
4	0,942 ^A (19,14)	0,885 ^A (8,71)	0,736 ^A (3,76)	-0,187 (-1,28)	-0,100 (-0,45)	-0,283 (-0,98)	0,214 (1,48)	0,341 (1,62)	-0,000 (-0,02)
5	0,921 ^A (15,84)	0,844 ^A (7,06)	0,677 ^A (3,06)	-0,095 (-0,63)	-0,148 (-0,65)	-0,089 (-0,28)	0,100 (0,66)	0,045 (0,18)	0,500 (1,83)
6	0,896 ^A (13,37)	0,820 ^A (6,26)	0,661 ^A (2,79)	-0,000 (-0,01)	-0,255 (-1,12)	0,032 (0,09)	0,089 (0,60)	0,274 (1,21)	-0,259 (-0,80)
7	0,868 ^A (11,45)	0,811 ^A (5,88)	0,849 ^A (4,81)	-0,055 (-0,34)	-0,000 (-0,40)	0,141 (0,40)	-0,071 (-0,45)	0,597 (3,07)	0,567 (1,95)
8	0,846 ^A (10,28)	0,752 ^A (4,71)	0,696 ^B (2,74)	-0,089 (-0,58)	-0,126 (-0,51)	0,410 (1,19)	-0,000 (-0,06)	0,259 (1,07)	0,071 (0,18)
9	0,830 ^A (9,53)	0,765 ^A (4,75)	0,542 (1,71)	-0,161 (-1,03)	-0,071 (-0,26)	0,414 (1,11)	0,373 (2,54)	-0,130 (-0,51)	0,637 (2,03)
10	0,812 ^A (8,81)	0,832 ^A (5,82)	-0,100 (-0,25)	-0,221 (-1,42)	0,138 (0,53)	-0,542 (-1,44)	-0,134 (-0,84)	0,032 (0,14)	0,224 (0,51)
N.º de obs. na série	52	27	18	51	26	17	51	26	17

Valores *t* aparecem entre parênteses, embaixo da estimativa do coeficiente de correlação. A, B indicam significância aos níveis de 1 e 5%, respectivamente.

de primeira ordem é positiva. Estes resultados podem ser inconsistentes com um mercado eficiente, mas não implicam em ineficiência.²⁵ Muito embora os retornos nominais apresentem uma forte estrutura autocorrelativa, as suas primeiras diferenças não apresentam nenhuma evidência de autocorrelação serial. Como mostrado na tabela 3 os seus coeficientes de autocorrelação são insignificantes para todos os vencimentos e todas

²⁵ Por exemplo, eles são compatíveis com um mercado eficiente no qual os prêmios de risco exigidos pelos investidores para suportar a inflação incerta estão serialmente correlacionados, como discutido mais tarde.

as defasagens, mas existe uma predominância de coeficientes positivos. Os resultados sugerem, portanto, que as taxas nominais seguem um processo aleatório do tipo *random walk* sem tendência.²⁶

Está na hora de prosseguir para testes empíricos da hipótese conjunta de que as taxas reais totais são constantes e de que as expectativas de inflação são eficientes, utilizando as relações (2) e (3). Os resultados para o caso de $n = 1$, isto é, o caso de eficiência antecipatória para um único período, são apresentados na tabela 4 para todas as três maturidades. As três primeiras linhas mostram os resultados dos testes da relação (2), isto é $\Delta_t = a_{01} + a_{11} {}_{t-1}R_t + \tilde{\epsilon}_1$. Para todas as maturidades os interceptos foram positivos mas não significativamente diferentes de zero ao nível de 5%. Isto sugere que as taxas reais esperadas sobre letras são negativas, um resultado compatível com os resultados da tabela 3. Os coeficientes angulares não são significativamente diferentes de 1 ao nível de 5% e estão, em geral, muito próximos de 1. As autocorrelações seriais dos resíduos da regressão até a quarta ordem são também apresentadas na tabela. Para vencimentos de 60 e 90 dias eles não são significativamente diferentes de zero ao nível de 5% para todas as quatro defasagens. Para o vencimento de 30 dias a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos é grande e significativa ao nível de 1%, para defasagens de ordens mais altas a autocorrelação é insignificante ao nível de 5%. A autocorrelação significativa de primeira ordem para o vencimento de 30 dias implica que a hipótese conjunta de taxas reais constantes e da eficiência do mercado deveria ser rejeitada, pelo menos para esta maturidade. Ao contrário, os resultados dos testes para maturidades de 60 e 90 dias parecem corroborar a hipótese conjunta.

Os resultados dos testes empíricos da relação (3) para $n = 1$, isto é, $\Delta_t = a_{01} + a_{11} {}_{t-1}R_t + a_{21} \Delta_{t-1} + \mu_1$, são apresentados nas quarta, quinta e sexta linhas da tabela 4. Cabe relembrar a estrutura auto-regressiva de primeira ordem de inflação no Brasil. Isto sugere que as estimativas de Δ_t , que sejam uma função linear de Δ_{t-1} , são mais eficientes no Brasil do que nos EUA e, portanto, os testes empíricos da relação (3), utilizando dados brasileiros, estão menos sujeitos aos problemas de eficiência levantados por Nelson e Schwert (1977) quando comentaram o trabalho de Fama (1975). Lembremo-nos, também, que na tabela 2 o coeficiente de correlação entre Δ_{t-1} e ${}_{t-1}R_t$ é significativo ao nível de 1% para a matu-

²⁶ Verifique que estes resultados para as primeiras diferenças de retornos nominais também são consistentes com um coeficiente de auto-correlação de primeira ordem de retornos nominais próximo de um, como observado anteriormente e também mostrado na tabela 3.

Tabela 4

Os resultados para $\Delta_t = a_{0n} + a_{1n} \Delta_{t-1} R_t + a_{2n} \Delta_{t-2} R_t + \mu_n$

Variáveis Indep.	Período (dias)	a_{0n}	a_{1n}	a_{2n}	R^2	$S(\tilde{\mu})$	ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_4
$t-1 R_t$	30	0,816 (1,80)	0,853 ^A (3,22)	—	0,174	1,066	0,675 ^A (6,34)	0,202 (1,42)	-0,095 (0,66)	-0,167 (-1,14)
	60	1,432 (1,09)	0,918 ^B (2,39)	—	0,192	2,058	0,286 (1,43)	-0,138 (-0,65)	-0,045 (0,19)	-0,089 (-0,41)
	90	1,737 (0,68)	1,030 (2,04)	—	0,218	3,085	0,045 (0,19)	-0,179 (-0,66)	-0,000 (-0,00)	-0,288 (-0,99)
$t-1 R_t, \Delta_{t-1}$	30	0,330	0,204 (0,92)	0,699 ^A (6,41)	0,557	0,623	0,288 ^B (2,08)	-0,197 (-1,38)	-0,205 (-1,43)	-0,167 (-1,14)
	60	1,226	0,531 (1,19)	0,334 (1,57)	0,271	3,990	0,063 (0,29)	-0,219 (-1,05)	0,000 (0,02)	-0,000 (-0,08)
	90	1,739	0,913 (1,40)	0,087 (0,30)	0,222	10,131	-0,000 (-0,05)	-0,182 (-0,67)	0,032 (0,09)	-0,277 (-0,96)
$t-2 R_t$	30	0,739 (1,47)	0,905 ^A (3,09)	—	0,166	1,069	0,675 ^A (6,26)	0,202 (1,40)	-0,077 (-0,53)	-0,114 (-0,75)
$t-3 R_t$	30	0,684 (1,30)	0,959 ^A (3,06)	—	0,163	1,066	0,677 ^A (6,30)	0,230 (1,60)	-0,000 (-0,15)	-0,084 (-0,55)

 $S(\tilde{\mu})$ = desvio-padrão dos restantes. ρ_i = autocorrelação de i -ésima ordem dos resíduos.valores- t aparecem entre parênteses, embaixo das estimativas.

A, B indicam significância aos níveis de 1 e 5%, respectivamente.

ridade de 30 dias e ao nível de 5% para os outros vencimentos. Testes empíricos da relação (3) estão, portanto, sujeitos a problemas de multicolinearidade significativos. Estes problemas parecem aparecer nos testes para maturidade de 60 e 90 dias onde nenhum dos coeficientes são significativos ao nível de 5%. Para estes vencimentos os resíduos não apresentam nenhum coeficiente de autocorrelação serial significativo para defasagens até a quarta ordem. Tecnicamente estes resultados são compatíveis com a hipótese conjunta sendo testada, mas não se pode deixar de suspeitar que os problemas de multicolinearidade podem estar escondendo a importância eventual de a_{21} . Os resultados para a maturidade de 30 dias estão novamente contrastando com os resultados para as outras maturidades, a_{21} é significativo ao nível de 1% e a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos da regressão é significativa no nível de 5%.

Os resultados dos testes das relações (2) e (3) para $n = 1$ convergem na rejeição da hipótese conjunta de eficiência e de taxas reais totais constantes para a curta maturidade de 30 dias. A autocorrelação serial de primeira ordem significativa dos resíduos da relação (2) é atenuada pela inclusão de Δ_{t-1} na relação (3) mas a autocorrelação serial de primeira ordem dos resíduos da relação (3) é, todavia, significativa. Isto sugere que os resultados não deveriam ser meramente atribuídos à ineficiência do mercado. De qualquer maneira o que quer que esteja causando os problemas de especificação do modelo para a maturidade de 30 dias desaparece e não causa problemas nos vencimentos mais longos de 60 e 90 dias. Para estes vencimentos as relações (2) e (3) também convergem para a aceitação da hipótese conjunta. É interessante testar se os problemas de especificação do modelo ocorrem apenas para o próximo período de 30 dias ou se ocorrem em outros períodos de 30 dias subsequentes, ou seja, dentro de um horizonte de 90 dias os problemas só ocorrem no primeiro período de 30 dias ou eles ocorrem em todos os três períodos de 30 dias não superpostos? As duas últimas linhas da tabela 4 mostram os resultados de testes empíricos da relação (2) para o vencimento de 30 dias e $n = 2, 3$; eles são testes da eficiência antecipatória para dois e três períodos sob a suposição de que as taxas reais totais são constantes. Os resultados são notavelmente semelhantes aos resultados na primeira linha para $n = 1$. Os R^2 e desvios-padrão e coeficientes de autocorrelação serial dos resíduos, estão bem próximos para $n = 1, 2, 3$. Os coeficientes da inflação mostram um ligeiro aumento à medida que n aumenta, mas são sempre significativos ao nível de 1%. Em suma, o que quer que aconteça e ocasione problemas de especificação no primeiro período de 30 dias seguinte, tam-

bém está ocorrendo e ocasionando problemas de especificação nos segundo e terceiro períodos de 30 dias futuros. Contudo, os problemas são diversificados no período agregado de 90 dias. Parece relevante comentar as razões que podem explicar estes achados, mas elas sugerem que deveríamos ter cuidado antes de generalizar a conclusão de Fama (1977) de que “a taxa de juros (nominal) permanece como o melhor preditor simples do índice de inflação” para todos os mercados e tipos de processos inflacionários.

5. Revendo os resultados

A hipótese conjunta de taxas reais totais constantes e mercados de capitais eficientes não parece ser suportada pelos dados brasileiros. Certamente, estes resultados poderiam ser atribuídos a dados inadequados. Como discutido, existem problemas técnicos e conceituais com dados de inflação. Dados o nível e a volatilidade da inflação brasileira estes problemas podem ser mais sérios aqui do que com os dados dos EUA. Os dados sobre retornos para Letras do Tesouro também podem conter erros de medida. Eles foram obtidos através da amostragem dos principais agentes e de seus “*spreads* virtuais”.²⁷ Como os agentes sabem que seus *spreads* reportados não irão gerar uma transação, eles podem reportá-los tendenciosamente. Apesar desta tendenciosidade ser diversificada na amostra, ela poderia conceitualmente ser fortemente autocorrelacionada entre os agentes e persistir nas médias divulgadas pela ANDIMA que foram usadas neste trabalho. Contudo, deveríamos lembrar que a hipótese conjunta é rejeitada apenas para o vencimento de 30 dias. Para o vencimento de 90 dias a hipótese conjunta é fortemente suportada e o nível e o valor-*t* da autocorrelação de primeira ordem dos resíduos são muito baixos. Para o vencimento de 60 dias a hipótese conjunta é aceita, mas o nível e o valor-*t* da autocorrelação dos resíduos da relação (2) não são muito baixos. Em suma, parece existir uma associação entre vencimento e ajuste à hipótese conjunta; para 30 dias o ajuste é bastante insatisfatório, para 60 dias o ajuste não é muito insatisfatório mas não parece ser perfeito e para 90 dias o ajuste parece ser muito bom. Apesar de poder existir

²⁷ Virtual no sentido de não ser um *spread* que possa gerar uma transação, ela representa supostamente a “sensação” do operador com relação ao mercado no final do dia.

erros de medida nos dados, não parece razoável atribuir estes resultados e tal efeito maturidade apenas a eles.²⁸

Existe evidência de que o Banco Central (BACEN) influencia as taxas de juros de LTNs.²⁹ Os resultados dos testes podem ser distorcidos se taxas de LTNs forem utilizadas como indicadores para a condução de política monetária levando o BACEN a intervir para suportar taxas. Caso a autoridade monetária atue para suportar taxas por períodos longos, em testes das relações (2) e (3) o coeficiente a_{1n} será tendencioso na direção de não-significância e os resíduos serão tendenciosos na direção de apresentar autocorrelação positiva. Como os desvios da hipótese conjunta de taxas reais constantes e mercados eficientes centram-se na evidência de autocorrelação serial positiva de resíduos poder-se-ia pensar em atribuir os resultados ao suporte de taxas de juros pelo BACEN. Neste ponto convém lembrar que a evidência de intervenção do BACEN para suportar taxas restringe-se às taxas de leilão.³⁰ A atuação do BACEN influencia pois a taxa de juros de maturidades mais longas e, em especial, ela influencia a taxa de juros de 90 dias.

A tabela 4 contém alguma evidência de que a atuação do BACEN possa ter influenciado os resultados. Os valores- t dos coeficientes a_{1n} dos testes da relação (3) decrescem à medida que a maturidade aumenta. Entretanto, a evidência de autocorrelação serial positiva de resíduos limita-se à curta maturidade de 30 dias. Para a maturidade mais exposta à atuação do BACEN, 90 dias, não existe qualquer evidência de autocorrelação serial positiva dos resíduos. O efeito maturidade observado nas autocorrelações seriais de resíduos constitui-se na única violação da hipótese conjunta e não poderia pois ser atribuída à atuação do BACEN suportando taxas de juros nas maturidades mais próximas à de leilão.

É importante examinar outras razões fundamentais possíveis que poderiam explicar os resultados. Como comentado no item 2, a taxa real total futura exigida pelos investidores (${}_{t,n}r^*_t$) é a soma de dois componentes: a taxa básica real futura exigida pelos investidores para comprar um título indexado com perfeição e sem riscos (${}_{t,n}r_t$) e o prêmio

²⁸ Isto é, se a hipótese conjunta fosse verdadeira e os desvios fossem causados por erros de medida não esperaríamos encontrar este efeito de maturidade. Para justificar este efeito teríamos que fazer suposições sobre a distribuição e a natureza dos erros de medida por maturidade, o que pode ser questionável.

²⁹ Esta evidência pode ser obtida comparando-se a proporção da oferta total de LTNs absorvida pelo Banco Central (quadro IV.8 do boletim do BACEN) com os desvios observados na curva de *yield* para a maturidade de 90 dias.

³⁰ Em 1976 o mercado possuía aproximadamente 100 agentes com 30 deles realizando a grande maioria das transações.

de risco real demandado pelos investidores para aceitar a risco “puro” de inflação $(_{t-n}p_t)$. Os resultados empíricos para o vencimento de 30 dias poderiam, portanto, ser atribuídos à ineficiência, taxas reais básicas variáveis, prêmios de risco reais variáveis ou uma combinação destes fatores. O mercado brasileiro de Letras do Tesouro é um mercado muito ativo com um número relativamente pequeno de negociantes ativos³¹ processando um grande número de grandes transações. Mais da metade da dívida pública total em circulação é composta de letras e isto dá uma idéia do volume de transações no mercado de LTNs. É difícil acreditar que uma instituição sistematicamente ineficiente possa permanecer durante muito tempo num mercado deste tipo. Parece razoável supor que o mercado seja eficiente. Sob esta suposição e supondo ainda que as taxas reais básicas $(_{t-n}r_t)$ sejam constantes,³² pode-se dizer que os resultados empíricos deveriam ser atribuídos à variabilidade dos prêmios de risco reais demandados pelos investidores para suportar o risco de inflação.

Os resultados da tabela 1 sugerem que no período de 1968 a 1976 a inflação no Brasil foi auto-regressiva de primeira ordem e, em geral, bastante autocorrelacionada dentro de períodos de seis meses, isto é, a inflação neste mês transmite poucas informações sobre a inflação daqui a seis meses. Os resultados da tabela 2, para o subperíodo de 1972 a 1976, sugerem que recentemente a inflação tem sido ainda mais auto-regressiva e volátil do que no período total de 1968 a 1976. Como discutido anteriormente, no subperíodo a inflação neste mês parece transmitir pouca informação sobre a inflação daqui a três meses. Os dados e testes do mercado de letras abrangem o subperíodo de 1972 a 1976 e estas características do processo de inflação podem ajudar a explicar os resultados. Se a série de inflações for bastante auto-regressiva, parece razoável supor que a série temporal de riscos de inflação é também auto-regressiva de primeira ordem, isto é, parece razoável supor que a estrutura auto-regres-

³¹ Veja nota 30.

³² A dívida pública em circulação é composta de letras e títulos indexados (veja nota de rodapé 22). Presumivelmente poder-se-ia estimar as taxas reais básicas futuras na economia a partir do fluxo real de recursos associados aos títulos indexados. Na verdade, estimativas preliminares com base nestes fluxos sugerem que as taxas reais básicas futuras são estáveis no decorrer do tempo. No entanto, esta evidência só deveria ser considerada como sugestiva, os títulos não são indexados com perfeição mas estão indexados por variações em média de três meses do nível de preços. Ademais, os juros são pagos sobre uma média de seis meses dos valores nominais. Neste estágio não está claro como poderíamos obter os fluxos reais “perfeitos” associados aos títulos e estimativas precisas das taxas reais básicas. Este *paper* prossegue, portanto, supondo que as taxas reais básicas são constantes.

siva das duas séries sejam idênticas.³³ Assim supondo e dadas as características do processo inflacionário brasileiro, o risco de inflação neste mês transmite poucas informações sobre o risco de inflação daqui a três meses. O nível do risco de inflação em períodos de 90 dias não superpostos flutuaria aleatoriamente, prêmios de risco de inflação também flutuariam aleatoriamente e não esperaríamos encontrar problemas de especificação em testes das relações (2) e (3). Por outro lado, para vencimentos menores, e especialmente para o vencimento de 30 dias, o risco de inflação neste período transmite informações significativas sobre o risco de inflação no próximo período. Os prêmios de risco para o vencimento menor de 30 dias também deveriam estar serialmente autocorrelacionados e deve-se esperar encontrar problemas de especificação em testes das relações (2) e (3). Os resultados da tabela 4 são, portanto, compatíveis com a hipótese conjunta de que

- a) o mercado de letras é eficiente;
- b) as taxas reais básicas no Brasil são constantes;
- c) o nível de inflação, o risco de inflação e os prêmios de riscos seguem a mesma estrutura auto-regressiva.

Verifique-se também que esta hipótese conjunta é compatível com os resultados sobre a autocorrelação das taxas reais de letras que são apresentados na tabela 3.

6. Conclusões

Os resultados deste *paper* sugerem que taxas reais totais não são constantes ou que a taxa de juros nominal não é um preditor eficiente de inflação no Brasil. O achado se opõe aos resultados de Fama (1975) e (1977) para o mercado dos EUA. O processo inflacionário brasileiro parece ser muito mais volátil e auto-regressivo de primeira ordem do que o processo dos EUA. A divergência dos resultados nos dois mercados deveria ser provavelmente atribuída às diferentes características dos seus processos inflacionários. Sob condições de inflação incerta os investidores

³³ Verifique que esta suposição é mais fraca do que a suposição de Gordon e Halpern (1976) sobre uma associação entre o nível de inflação e o nível de incerteza de inflação. Esta suposição implica a suposição de idêntica estrutura auto-regressiva deste trabalho mas o inverso não é verdadeiro.

exigirão um prêmio de risco para suportar o risco “puro” de inflação. No Brasil, a inflação tem variado dentro de limites muito amplos e parece razoável supor-se que o risco de inflação e os prêmios de risco têm variado muito. Parece ser relevante considerar o processo seguido por prêmios de risco quando do exame da eficiência de expectativas de inflação em qualquer mercado de Letras do Tesouro. Apesar da hipótese conjunta de que as taxas reais totais são constantes e de que as expectativas de inflação são eficientes ser rejeitada pelos dados brasileiros, os resultados são compatíveis com a hipótese conjunta de que, no Brasil,

- a) o mercado de letras possui expectativas eficientes de inflação;
- b) taxas reais básicas são constantes;
- c) o nível de inflação, o risco de inflação e prêmios de risco seguem a mesma estrutura auto-regressiva.

Abstract

This paper examines the process that determines inflation expectations in the Brazilian Treasury Bills market in the 1972-1976 period. In this recent past inflation in Brazil varied within fairly broad limits, from 0.4% to 5.12% on a monthly basis. Moreover, it has shown characteristics of volatility that differ from the characteristics of the inflationary processes of other countries and, in particular, from the US process. The paper generalizes the methodology of Fama to the case of multiple periods explicitly considering the risk premiums demanded by investors to bear uncertain inflation. The empirical results suggest that risk premiums are relevant in the Brazilian Treasury Bills market and they do not appear to follow a random walk process.

Bibliografia

Brealey, R. & Shacfer, S. Term structure and uncertain inflation. *Journal of Finance*, New York, American Finance Association, 32, May 1977.

Brito, N. Eficiência informacional fraca de mercado de capitais sob condições de inflação. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, Rio de Janeiro, IBMEC, 4, abr. 1978.

Carlson, J. A. Short term interest rates as predictors of inflation: a comment. *American Economic Review*, Nashville, American Economic Association, 67 (3) :469-75, June 1977.

Fama, E. Short term interest rates as predictors of inflation. *American Economic Review*, Nashville, American Economic Association, 65 (3) :269-82, June 1975.

———. Interest rates and inflation: the message in the entrails. *American Economic Review*, Nashville, American Economic Association, 67 (3) :487-96, June 1977.

Gordon, M. & Halpern, P. Bond share yield spreads under uncertain inflation. *American Economic Review*, Nashville, American Economic Association, 66 (4) :559-65, Sept. 1976.

Graver, F. & Litzenberger, R. A State preference model of the valuation of commodity futures contracts under uncertain commodity prices. *Research Paper Series, Graduate School of Business*, Stanford University, Stanford, Calif., Aug. 1974.

Joines, D. Short term interest rates as predictors inflation: a comment. *American Economic Review*, Nashville, American Economic Association, 67 (3) :476-7, June 1977.

Lloyd, P. J. Substitution effects and biases in non-true price indices. *American Economic Review*, Nashville, American Economic Association, 65 (3) :301-13, June 1975.

Michael, R. Variation across households in the rate of inflation. *Working Paper, National Bureau of Economic Research*, Stanford, Calif., (74) Mar. 1975.

Nelson, C. R. & Schwert, G. W. Short term interest rates as predictors of inflation: on testing the hypothesis that the real rate of interest is constant. *American Economic Review*, Nashville, American Economic Association, 67 (3) :478-86, June 1977.