

FACULDADE IBMEC SÃO PAULO

Programa de Mestrado Profissional em Economia

Debora de Araújo Pozas

TESTANDO A HIPÓTESE DE FISHER NO BRASIL

**São Paulo
2008**

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.



FACULDADE IBMEC SÃO PAULO

Programa de Mestrado Profissional em Economia

Debora de Araújo Pozas

TESTANDO A HIPÓTESE DE FISHER NO BRASIL

**São Paulo
2008**

Debora de Araújo Pozas

Testando a hipótese de Fisher no Brasil

Dissertação apresentada no Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas.
Orientador: Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Júnior – Ibmec SP

**São Paulo
2008**

Pozas, Debora de Araújo

Testando a hipótese de Fisher no Brasil/ Debora de Araújo Pozas; Orientador: Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Júnior – São Paulo: Ibmecc São Paulo, 2008. 25 f.

Dissertação (Mestrado - Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas) - Faculdade Ibmecc São Paulo.

1. Hipótese de Fisher 2. Teoria de Fisher 3. Efeito de Fisher 4. Taxa de juros e inflação

FOLHA DE APROVAÇÃO

Debora de Araújo Pozas

Testando a hipótese de Fisher no Brasil

Dissertação apresentada no Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas.

Aprovada em Junho / 2008.

Banca Examinadora

Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Júnior

Instituição: Ibmec São Paulo

Assinatura

Profª. Andréa Maria Accioly Fonseca Minardi

Instituição: Ibmec São Paulo

Assinatura

Prof. Fernando Augusto Adeodato Veloso

Instituição: Ibmec Rio de Janeiro

Assinatura

RESUMO

POZAS, Debora de Araújo. **Testando a hipótese de Fisher no Brasil**. São Paulo, 2008. 25 f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade Ibmec São Paulo, São Paulo 2008.

A Hipótese de Fisher diz que a taxa de juros nominal deve responder a variações na expectativa inflacionária. Este estudo objetiva testar a presença da Hipótese de Fisher na economia brasileira, usando dados mensais de inflação e taxa de juros no período de Janeiro de 1995 a Agosto de 2007. Para uma análise mais completa, foram usadas três séries para inflação e três séries para taxa de juros, de tal forma que foram testadas nove combinações diferentes. Os testes realizados mostraram fraca evidência para a presença da relação de Fisher.

Palavras-chave: Hipótese de Fisher; Teoria de Fisher; Relação de Fisher; Taxa de juros e inflação.

ABSTRACT

POZAS, Debora de Araújo. **Testing the Fisher hypothesis in Brasil.** São Paulo, 2008. 25 p. Dissertation (Mastership) - Faculdade Ibmec São Paulo, São Paulo 2008.

The aim of this paper is to test if the Fisher Hypothesis holds in Brazil, using monthly data for inflation and interest rates for the period from January 1995 to August 2007. In order to prepare a more detailed analysis, three series of inflation and three series of interest rates were used, leading to a total of nine combinations to be tested. The tests performed provided weak evidence to the presence of the Fisher hypothesis in Brazil.

Keywords: Fisher Effect; Fisher Hypothesis; Fisher Theory; Inflation and interest rate.

SUMÁRIO

1. Introdução.....	7
2. Metodologia.....	11
3. Base de dados.....	13
4. Resultados.....	16
5. Conclusão.....	21
6. Referências Bibliográficas.....	22

1. Introdução

O objetivo deste estudo é realizar uma análise semelhante à feita por Berument e Jelassi (2002). Neste estudo os autores testaram a relação de Fisher para um conjunto de 26 países, divididos em desenvolvidos e em desenvolvimento, usando dados mensais para índices de inflação e de taxas de juros para cada país.

Em nossa análise vamos testar se a relação de Fisher é verificada no Brasil, usando para isso três séries diferentes de inflação (IPCA, IGPM e IGP-DI) e três séries diferentes de taxa de juros (CDI, Selic e TR). Buscamos assim uma análise mais abrangente, procurando identificar em qual(is) combinação(ões) de taxa de juros e inflação a relação de Fisher não é rejeitada para a economia brasileira. Além disso, este estudo utiliza dados bastante recentes da economia brasileira, com forte predominância de períodos com baixa inflação e maior estabilidade inflacionária no país.

A relação de Fisher sugere que a taxa de juros nominal deve ser igual à taxa de juros real somada à expectativa de inflação. Segundo Fisher, em um mundo perfeitamente previsível, a taxa de juros nominal deve guardar relação de 1 para 1 com a expectativa de inflação, sendo que a taxa de juros real deve ser determinada exclusivamente por fatores reais da economia, como produtividade do capital e preferência intertemporal do investidor.

Assim, deve haver uma relação positiva entre inflação e taxa de juros, que em sua forma mais forte implica em uma correlação de 1 para 1 ($\beta=1$). Na versão fraca da hipótese de Fisher a correlação deve ficar entre zero e um. Neste estudo, vamos avaliar se a relação de Fisher é válida no Brasil, e de que forma ela se verifica, se forte ou fracamente.

Fisher (1930) analisou a relação entre a taxa de juros nominal e a inflação para os Estados Unidos e o Reino Unido, usando dados anuais de 1890 a 1927 para os Estados Unidos e de 1820 a 1924 para o Reino Unido, e concluiu que as expectativas inflacionárias não eram refletidas instantaneamente na taxa de juros. Fisher verificou que mudanças de preços normalmente alteravam a taxa de juros, mas que os efeitos eram menores do que os indicados pela teoria e

apareciam com certo atraso. Esta conclusão impulsionou diversos estudiosos a tentar reconciliar a relação de Fisher, resultando em um grande número de trabalhos feitos nesta área.

Sargent (1969), Gibson (1970), Yohe e Karnosky (1969) e Lahiri (1976) buscaram verificar a existência de uma estrutura com defasagens na formação das expectativas como sugerido por Fisher. Estes autores adotaram o mesmo mecanismo de defasagens na formação de expectativas que o usado por Fisher, mas as especificações das variáveis não foram as mesmas. Sargent e Gibson, baseados em dados do período pré-guerra confirmaram os resultados encontrados por Fisher com relação à presença de defasagens significativas na formação das expectativas. Uma importante implicação que resultou deste estudo foi de concluir que uma ação política destinada a influenciar a taxa de juros teria impactos na expectativa de inflação.

A partir da década de 1960 houve uma significativa redução da presença das defasagens na formação das expectativas. Yohe e Karnosky encontraram uma aceleração na velocidade da formação de expectativas. Gibson (1972) encontrou em seu estudo uma resposta de quase 1 para 1 na taxa de juros a variações na inflação (durante o período de 1959 a 1970) e Lahiri, usando quatro diferentes técnicas para estimativa da expectativa de inflação, confirmou que as expectativas estavam se formando mais rapidamente a partir de 1960. Nesta época, a hipótese de Fisher tomou um diferente rumo, passando a ser analisada conjuntamente com as teorias das expectativas racionais e dos mercados eficientes.

Em uma tentativa de explicar porque havia uma forte evidência da presença da relação de Fisher para certos períodos e não para outros, Mishkin (1992) argumentou que a relação de Fisher só apareceria em séries onde a taxa de juros e a inflação apresentassem tendências estocásticas. Se duas séries apresentassem tendência haveria uma forte correlação entre elas. Usando dados mensais de Janeiro de 1953 a Dezembro de 1990 e os testes de Dickey Fuller e Philips para raiz unitária, Mishkin verificou a presença de raiz unitária para as séries em nível da taxa de juros e da inflação. Os testes de cointegração revelaram a presença da relação de Fisher no longo prazo, mas não no curto prazo. Estudos feitos por Bonham (1991), Jaques (1995) e Wallace e Warner (1993) também encontraram raiz unitária na série de inflação. Wallace e Warner examinaram o efeito da inflação nas taxas de curto e longo prazo. Nos dados trimestrais entre Janeiro de 1948 e

Dezembro de 1990 eles encontraram que na maioria dos casos as séries de inflação e taxa de juros eram processos de ordem $I(1)$. Os testes de cointegração comprovaram a relação de Fisher no curto e longo prazo. Entretanto Pelaez (1995) testou a relação de Fisher usando o método de Engle Granger e o vetor de correção de erros autoregressivo de Johansen para o período de Janeiro de 1959 a Dezembro de 1993, e encontrou que, apesar das séries apresentarem raiz unitária, não havia evidência da relação de Fisher.

Em outro estudo realizado, Peng (1995) concluiu em seu trabalho que políticas antiinflacionárias mais duras perseguidas pelas autoridades monetárias na Alemanha e Japão levaram a uma menor persistência inflacionária e, portanto, a um menor efeito de Fisher.

Alguns trabalhos foram feitos para analisar a presença da relação de Fisher em países em desenvolvimento, dentre eles Phylaktis e Blake (1993), Garcia (1993), Thorton (1996) e Mendoza (1992), que confirmaram a existência da relação de Fisher nestes países. Phylaktis e Blake analisaram o efeito de Fisher para três países com inflação alta (Argentina, Brasil e México) de 1970 a 1980 e encontraram uma relação de longo prazo de 1 para 1, contrariamente aos resultados encontrados na época por outros estudiosos, para países com baixa inflação. Segundo os autores, isso poderia indicar que os agentes em países com alta inflação estariam mais preparados para prever a inflação. Entretanto, a velocidade de ajuste da taxa de juros à inflação inesperada nestes países era menor do que para os Estados Unidos e Austrália. Garcia (1993), examinando a relação de Fisher no Brasil para o período de 1973 a 1990, usando dados de taxa de juros não indexadas de certificados de depósito bancário, verificou a presença da relação de Fisher. Neste caso as expectativas inflacionárias explicavam 99% do movimento da taxa de juros nominal. Thorton analisando o caso do México para o período de 1978 a 1994 também encontrou resultados positivos. Apesar destes estudos usarem técnicas de análise diferentes, a evidência é de suporte à presença da relação de Fisher nestes países, o que não pode ser generalizado para o caso de outros países em desenvolvimento.

Apesar de conseguirmos identificar a presença da relação de Fisher em muitos estudos realizados, uma outra parte dos estudos feitos não conseguiu fazer esta identificação. Algumas hipóteses foram levantadas para explicar esta divergência. Mundell (1963) e Tobin (1965) demonstraram

que a taxa de juros nominal aumentaria em menos de uma vez o aumento da inflação através do impacto que a inflação causa na taxa real. Isto implica que a inflação leva a uma queda real do nível de riqueza, aumentando o nível de poupança e, conseqüentemente, reduzindo a taxa de juros real. O ajuste na taxa de juros nominal seria então em menor proporção que a inflação esperada.

Outra hipótese foi levantada por Darby (1975) e Feldstein (1976) que afirmaram que, havendo impostos sobre receita financeira, a taxa de juros nominal aumentaria em maior proporção que a inflação esperada. Esta hipótese, entretanto, teve pouca relevância para explicar os movimentos da taxa de juros. A mesma hipótese foi depois modificada por Nielsen (1981) e Gandolfi (1982) de forma a incorporar os impostos sobre ganhos de capital. Em sua análise eles concluíram que as taxas de juros aumentavam mais que a inflação, mas com menor intensidade que a proposta por Darby e Feldstein. Um outro grupo de autores - Mishkin (1984), Rose (1988) e Pelaez (1995) - atribuiu a rejeição da relação de Fisher à não-estacionariedade da taxa de juros real ex-ante.

Berument e Jelassi (2002) encontraram forte evidência da presença da versão forte da relação de Fisher em 16 dos 26 países estudados. Além disso, verificaram que a relação de Fisher é mais provável de ser verificada nos países desenvolvidos em detrimento dos países em desenvolvimento. A versão forte ($\beta=1$) não pode ser rejeitada em 9 dos 12 países desenvolvidos estudados e em 7 dos 14 países em desenvolvimento.

Nesta análise usaremos dados mensais para inflação e taxa de juros de forma a evitar um possível viés de agregação, posto que uma análise de dados com base em uma série consolidada pode levar a resultados distintos aos que se obteriam com dados mais detalhados.

Este estudo está organizado da seguinte forma: a seção 2 detalha a metodologia utilizada em nossa análise econométrica, a seção 3 detalha os dados que foram usados neste trabalho e a seção 4 discute os resultados encontrados. Por fim, a seção 5 agrega as informações obtidas e as sintetiza em nossa conclusão.

2. Metodologia

A equação básica usada para testar a relação de Fisher é:

$$i_t = \alpha + \beta \pi_t^e \quad (1)$$

onde i_t é a taxa de juros nominal e π_t^e a expectativa de inflação para o período. Devido à dificuldade de obtenção de uma série de expectativa de inflação, usaremos a metodologia que tem sido mais utilizada recentemente (e a mesma usada por Berument e Jelassi), que é a de relacionar a expectativa de inflação às taxas de inflação passadas. Desta forma, a equação anterior passa a ser:

$$i_t = \alpha + \sum_{j=0}^n \lambda_j \pi_{t-j} + e_t \quad (2)$$

Outros autores usaram a teoria das expectativas racionais, inicialmente empregada por Muth (1961) e a teoria da eficiência de mercado, desenvolvida por Fama (1970) para determinar a série de expectativa de inflação. Enquanto Fisher argumentava que mudanças no nível de preços no passado estariam incorporadas na taxa de juros corrente, Fama argumenta que mudanças futuras no nível de preços é que estariam incorporadas na taxa de juros corrente, o que seria interpretado por ele como evidência de um mercado eficiente.

Fama (1969) salienta que o papel principal do mercado de capitais é o de promover a alocação dos recursos de uma economia. Em geral, o mercado ideal seria aquele em que os preços dos ativos direcionariam a alocação de capital entre diferentes ativos. Neste mercado as firmas podem tomar decisões de investimento e os investidores podem escolher que ativos comprar, sob a premissa de que os preços dos ativos a qualquer momento refletem toda a informação disponível no mercado. Fama denomina de mercado eficiente ao mercado que reflete totalmente em seus preços a informação disponível.

Em seu trabalho para explicar como as expectativas são formadas, Muth assume a hipótese de que expectativas são o mesmo que previsões da teoria econômica. Isto implica que a economia

em geral não desperdiça informação disponível e que as expectativas dependem essencialmente da estrutura do sistema existente. Muth salientou a importância de saber qual o tipo de informação utilizada e de que forma esta informação é usada para fazer previsões, uma vez que os processos dinâmicos normalmente são muito sensitivos à forma como as expectativas são influenciadas por acontecimentos no presente.

Entretanto, fazendo a regressão da equação (2) diretamente estaríamos ignorando a dinâmica de curto prazo das taxas de juros. Ao fazer a regressão da taxa de juros nominal contra a inflação obteríamos autocorrelação nos resíduos, devido à omissão da dinâmica de curto prazo. Para lidar com este problema alguns estudos foram realizados fazendo transformações dos dados usados, de forma a obter apenas a tendência de longo prazo dos dados, o que pode implicar em perda de informação. Por conta disso, incluiremos as taxas de juros passadas como variáveis explicativas de nossa equação, que passa a ser:

$$i_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \theta_i i_{t-i} + \sum_{i=0}^n \lambda_i \pi_{t-i} + e_t \quad (3)$$

Sob a premissa de não haver autocorrelação, estimamos a equação (3) usando o Método de Mínimos Quadrados. As estimativas nos darão o coeficiente de resposta de longo prazo da taxa de juros à inflação, na forma:

$$\Gamma = \frac{\sum_{i=0}^n \lambda_i}{1 - \sum_{i=1}^m \theta_i} \quad (4)$$

Para calcular a variância do estimador Γ , usamos uma transformação proposta por Bewley (1979) e modificada por Wickens e Breusch (1988), através da qual se subtrai $(\sum_{i=1}^m \theta_i) i_t$ de cada lado da equação (3), resultando na equação:

$$i_t = \alpha - \Theta \sum_{i=0}^{m-1} \left(\sum_{j=i+1}^m \theta_j \right) \Delta i_{t-i} + \Theta \left(\sum_{i=0}^n \lambda_i \right) \pi_t - \Theta \sum_{i=0}^{n-1} \left(\sum_{j=i+1}^n \lambda_j \right) \Delta \pi_{t-i} + \Theta e_t \quad (5)$$

onde $\Theta = \frac{1}{1 - \sum_{i=1}^m \theta_i}$

Na equação (5) o coeficiente de π_t será o multiplicador de longo prazo da relação de Fisher (Γ). O coeficiente de ajuste de longo prazo para a taxa de juros, assim como os outros coeficientes da equação (5) serão estimados através do método de variáveis instrumentais. Segundo Wickens e Breusch (1988), a estimativa do multiplicador de longo prazo obtida estimando o modelo transformado (equação 5) via variáveis instrumentais é numericamente idêntica àquela estimada via Método de Mínimos Quadrados na equação (3), contanto que todas as variáveis predeterminadas da equação (3) sejam usadas como variáveis instrumentais na estimação da equação (5).

3. Base de dados

Para realizarmos este estudo utilizamos séries de dados mensais de três índices de inflação e três taxas de juros. O período analisado foi de Janeiro de 1995 a Agosto de 2007, período em que o Brasil apresentou baixas taxas de inflação, comparativamente à década de 1980 e início de 1990. As séries usadas foram:

- 3.1. Índice de Preços ao Consumidor Atacado (“IPCA”): este índice é calculado pelo IBGE, e reflete o custo de vida médio em 11 grandes cidades brasileiras, para famílias com renda acima de 40 salários mínimos. O IPCA é usado pelo governo para definir a taxa de juros da economia e tomar decisões de política monetária. A série de dados obtida junto a Bloomberg tem Dezembro de 1993 como base 100. Foram calculadas as variações mensais deste índice, em termos percentuais.

- 3.2. IGPM: esta série foi obtida no Ipeadata, e refere-se a “IGPM - Geral - Índice (Agosto’1994=100)”. A taxa é calculada pela Fundação Getúlio Vargas e os dados referem-se aos preços do 21º dia do mês ao 20º dia do mês seguinte. O índice é composto em 60% por um índice de preço ao atacado (IPA), 30% por um índice de preço ao consumidor (IPC) e 10% pelo índice de preço da construção civil (INCC). Foram calculadas as variações mensais deste índice, em termos percentuais.
- 3.3. IGPDI: esta série foi obtida no Ipeadata, e refere-se a “IGPDI - Geral - Índice (Agosto’1994=100)”. A taxa é calculada pela Fundação Getúlio Vargas e os dados referem-se aos preços do 1º dia do mês ao último dia do mês. O índice é composto em 60% por um índice de preço ao atacado (IPA), 30% por um índice de preço ao consumidor (IPC) e 10% pelo índice de preço da construção civil (INCC). Foram calculadas as variações mensais deste índice, em termos percentuais.
- 3.4. CDI: usamos a série de DI-Over atualmente comercializada em base mensal, e calculada pela Câmara de Custódia e Liquidação (CETIP). A série foi obtida na Bloomberg (BZDIOVRE).
- 3.5. Selic: Esta taxa representa a média das taxas das operações interbancárias, para operações garantidas por títulos do governo. A taxa foi obtida na Bloomberg (BZACSELC Index).
- 3.6. Taxa Referencial (“TR”): é uma taxa quase equivalente a Prime Rate americana. É calculada pelo Banco Central usando 20 bancos, que informam as taxas de operações feitas no varejo (CDBs) durante o dia. Os dados foram obtidos na Bloomberg (BZTRTRD Index).

Gráfico 1: Série IPCA

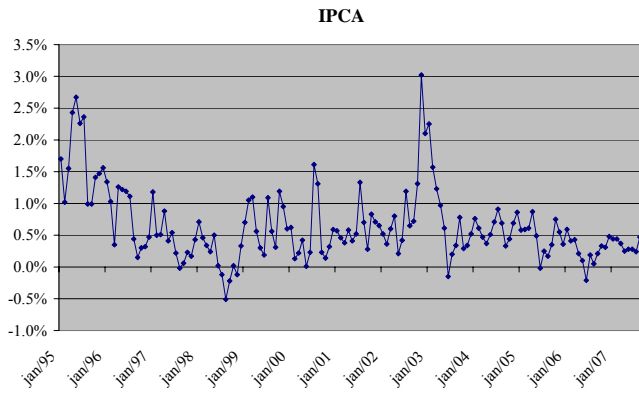


Gráfico 2: Série IGPDI

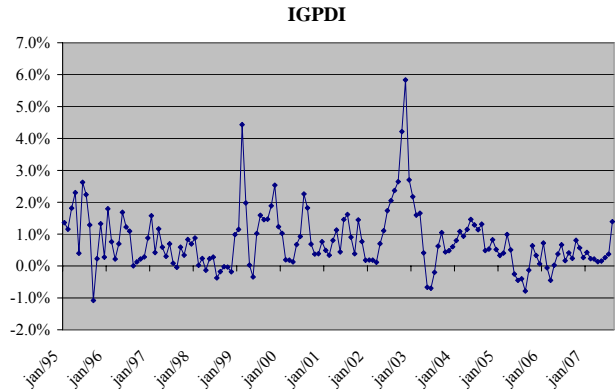


Gráfico 3: Série IGPM

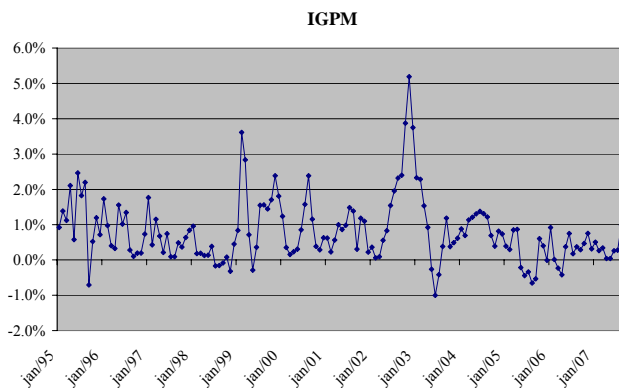


Gráfico 4: Série CDI

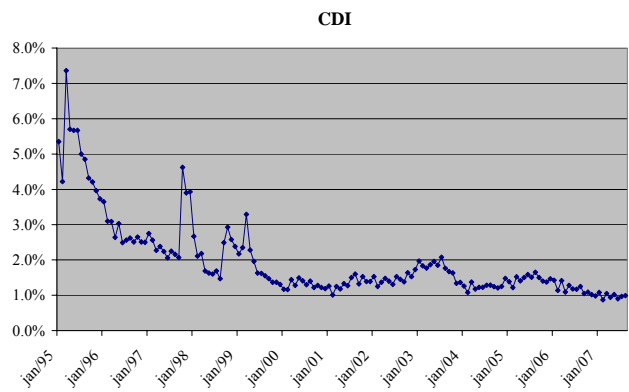


Gráfico 5: Série TR

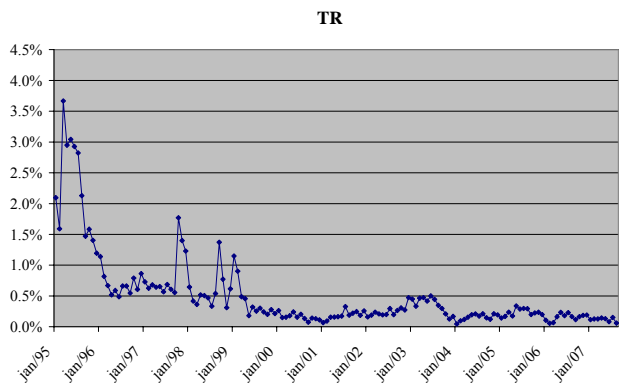
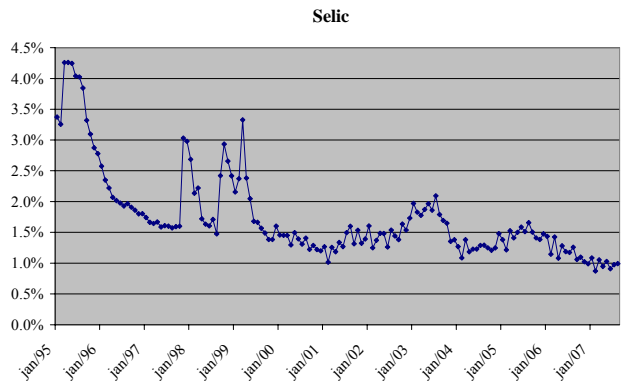


Gráfico 6: Série Selic



4. Resultados

Para estimarmos a equação (5), as defasagens ótimas para a taxa de juros e a inflação foram determinadas através da equação (3). Para cada combinação de taxa de juros e inflação estimamos pelo Método de Mínimos Quadrados a equação (3) com diferentes níveis de defasagens e comparamos os índices de Akaike e Schwarz encontrados para cada uma delas. Aquelas equações que apresentaram menores índices e que não apresentaram autocorrelação dos resíduos foram escolhidas, e delas retiramos as defasagens ótimas para a taxa de juros e a inflação.

As regressões geradas apontaram em alguns casos, coeficientes com sinal negativo para a inflação de períodos passados, contra o inicialmente esperado. Porém todos se mostraram estatisticamente insignificantes a 5%.

Tabela 1: Coeficientes das regressões da equação (3) através do Método de Mínimos Quadrados.

	c	π_t	π_{t-1}	π_{t-2}	i_{t-1}	i_{t-2}
CDI x IGPDII	0,00091 (1,2493) *	0,04658 (1,0132) *	0,02882 (0,5184) *	-0,04591 (-0,9918) *	0,56253 (7,3675)	0,36253 (4,8950)
CDI x IGPM	0,00100 (1,3698) *	0,06269 (1,2383) *	0,00848 (0,1354) *	-0,05546 (-1,0934) *	0,56151 (7,3592)	0,36453 (4,9215)
CDI x IPCA	0,00112 (1,6168) *	0,10902 (1,2267) *	-0,10164 (-1,1476) *	-	0,56738 (7,4024)	0,35672 (4,7826)
Selic x IGPDII	0,00097 (1,7263) *	0,03415 (1,2000) *	0,02030 (0,7069) *	-	0,91107 (31,1446)	-
Selic x IGPM	0,00100 (1,8002) *	0,06510 (2,0832)	-0,02309 (-0,7324) *	-	0,91439 (31,1520)	-
Selic x IPCA	0,00124 (2,2649)	0,11196 (2,0543)	-0,05278 (-0,9602) *	-	0,89877 (26,3727)	-
TR x IGPDII	0,00019 (0,6079) *	0,06606 (2,2465)	-0,05284 (-1,8189) *	-	0,65895 (8,0587)	0,25317 (3,1713)
TR x IGPM	0,00034 (1,0471) *	0,03593 (1,0766) *	-0,04124 (-1,2498) *	-	0,67127 (7,9800)	0,24177 (2,9335)
TR x IPCA	0,00026 (0,7826) *	0,11481 (2,0561)	-0,10113 (-1,8055) *	-	0,67251 (8,2610)	0,23184 (2,9342)

Os números abaixo dos resultados encontrados para os coeficientes referem-se à estatística t.

(*) Coeficientes não-significantes a 5%.

As defasagens ótimas encontradas para cada equação foram:

Tabela 2: Defasagens ótimas

	CDI	inflação		Selic	inflação		TR	inflação
CDI x IGPDII	-2	-2	Selic x IGPDII	-1	-1	TR x IGPDII	-2	-1
CDI x IGPM	-2	-2	Selic x IGPM	-1	-1	TR x IGPM	-2	-1
CDI x IPCA	-2	-1	Selic x IPCA	-1	-1	TR x IPCA	-2	-1

Em seguida estimamos a equação (5) através do método de variáveis instrumentais, usando as variáveis predeterminadas de cada equação estimada anteriormente como instrumento. Exemplo: a equação (3) com Selic e IGPM seria:

$$\text{SELIC} = 0.00100 + 0.91439*\text{SELIC}(-1) + 0.06510*\text{IGPM} - 0.02309*\text{IGPM}(-1)$$

Neste caso, as variáveis predeterminadas a serem usadas como variáveis instrumentais na estimação da equação (5) são SELIC(-1), IGPM e IGPM(-1). Com isso obteremos o coeficiente de π_t de ajuste de longo prazo da taxa de juros à taxa de inflação (Γ) diretamente. Os coeficientes encontrados para as 9 regressões foram:

Tabela 3: Coeficientes das regressões da equação (5) através de Variáveis Instrumentais.

	c	π_t	$\Delta\pi_t$	$\Delta\pi_{t-1}$	Δi_t	Δi_{t-1}
CDI x IGPM	0,01217 (1,7522) *	0,39360 (0,6366) *	0,22791 (0,4169) *	0,61250 (0,6954) *	-12,34386 (-1,4141) *	-4,83750 (-0,9954) *
CDI x IGPM	0,01354 (2,2748)	0,21228 (0,4755) *	0,63534 (1,1028) *	0,74997 (0,6543) *	-12,52175 (-1,3713) *	-4,92916 (-0,9751) *
CDI x IPCA	0,01475 (1,9209) *	0,09724 (0,0993) *	1,33910 (0,6249) *	-	-12,17531 (-1,2500) *	-4,69987 (-0,9224) *
Selic x IGPM	0,01085 (3,0293)	0,61229 (1,5394) *	-0,22825 (-0,7691) *	-	-10,24495 (-2,1299)	-
Selic x IGPM	0,01171 (3,4251)	0,49065 (1,4145) *	0,26974 (1,0941) *	-	-10,68045 (-2,0828)	-
Selic x IPCA	0,01223 (3,3260)	0,58462 (1,2874) *	0,52136 (0,7597) *	-	-8,87845 (-2,2209)	-
TR x IGPM	0,00220 (0,9559) *	0,15034 (0,5593) *	0,60132 (0,9976) *	-	-10,37906 (-1,3047) *	-2,88084 (-0,8080) *
TR x IGPM	0,00389 (1,8252)	-0,06112 (-0,3209) *	0,47427 (1,2149) *	-	-10,49981 (-1,2659) *	-2,78030 (-0,8000) *
TR x IPCA	0,00268 (0,9389) *	0,14303 (0,3939) *	1,05721 (0,8285) *	-	-9,45419 (-1,3109)	-2,42367 (-0,7821) *

Os números abaixo dos resultados encontrados para os coeficientes referem-se à estatística t.

(*) Coeficientes não-significantes a 5%.

Podemos observar pelos dados acima que, com exceção da regressão de TR contra IGPM, encontramos sinal positivo para todos Γ (coeficiente de π_t), conforme esperado. Entretanto os valores encontrados se mostraram não-significantes a 5%. Testamos a versão forte da relação de Fisher, ou seja, se Γ é igual a um, e encontramos que apenas nas combinações com a TR a hipótese nula do teste pode ser rejeitada (H_0 : Γ é igual a um).

Tabela 4: Teste de coeficiente: $\Gamma = 1$.

	F-Statistic	P-Value
CDI x IGPM	0,9618	-0,6064
CDI x IGPM	3,1334	-0,7877
CDI x IPCA	0,8498	-0,9028
Selic x IGPM	0,9502	-0,3877
Selic x IGPM	2,1561	-0,5093
Selic x IPCA	0,8367	-0,4154
TR x IGPM	9,9930	-0,8497
TR x IGPM	31,0481	-1,0611
TR x IPCA	5,5712	-0,8570

Adicionalmente, fizemos um teste incluindo uma dummy para controlar por diferentes regimes monetários, no período posterior a Julho de 1999, quando foi implantado o regime de metas de inflação. Neste caso encontramos sinal positivo para todos Γ , mas apenas na regressão entre Selic e IPCA o valor encontrado mostrou-se significativo a 5%. O teste de Wald para a versão forte da relação de Fisher (Γ é igual a um) não foi rejeitado apenas nas combinações entre CDI e IGPM, CDI e IPCA e Selic e IPCA.

Para verificar se as análises das regressões geraram resultados espúrios, realizamos um teste de robustez, testando se os resíduos dos modelos apresentavam autocorrelação, o que não foi verificado para nenhuma das regressões aqui estudadas.

Por fim, caso as séries de taxa de juros e inflação fossem não-estacionárias, então teríamos que ter cointegração entre as duas séries. Para avaliar isso, realizamos os testes de raiz unitária para cada uma das séries isoladamente (CDI, Selic, TR, IPCA, IGPM e IGPM), usando o teste ADF

(Augmented Dickey-Fuller Test), com defasagem de 4 períodos e critério de informação de Akaike. Como estatística t usamos os mesmos valores utilizados por Berument e Jelassi: -5,24 para 1%, -4,7 para 5% e -4,42 para 10%, que são os valores críticos computados por Mackinnon. Sendo a hipótese nula equivalente a existência de raiz unitária, encontramos os seguintes resultados:

Tabela 5: Teste de raiz unitária nas séries de dados

	nível	nível intercepto	nível intercepto tendência	1ª diferença	1ª diferença intercepto	1ª diferença intercepto tendência
CDI	não rejeita	não rejeita	não rejeita	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%
Selic	não rejeita	não rejeita	não rejeita	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%
TR	rejeita a 5%	rejeita a 1%	rejeita a 5%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%
IGPDI	não rejeita	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%
IGPM	não rejeita	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%
IPCA	não rejeita	rejeita a 5%	rejeita a 5%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%

Os resultados apontam para a existência de raiz unitária com as séries em nível, com exceção da TR, o que pode indicar a presença de cointegração, dando evidência de haver uma relação de longo prazo estável nas combinações estudadas, um resultado que corrobora a relação de Fisher e está em linha com os resultados encontrados por Carneiro, Divino e Rocha (2002).

De forma a avaliar se há relação espúria entre as séries de taxa de juros e as séries de inflação, realizamos o teste de Engle & Granger para testar a cointegração. Para isso fizemos a regressão de cada uma das séries de taxa de juros contra cada uma das séries de inflação, resultando em nove regressões. Em seguida, verificamos a autocorrelação dos resíduos e não identificamos a presença de autocorrelação em nenhuma das combinações feitas. Em seguida, aplicamos o teste de Breusch-Godfrey obtendo o mesmo resultado.

Por fim, analisamos a presença de raiz unitária nos resíduos das equações estimadas por variáveis instrumentais e comparamos os valores encontrados aos valores críticos usados pelos autores: -

2,57 para 1% de significância, -1,94 para 5% e -1,62 para 10%. Utilizamos o teste ADF com 4 defasagens. Os resultados encontrados estão sumarizados na tabela abaixo, de onde podemos concluir que existe relação de longo prazo entre taxa de juros e inflação. A hipótese nula neste teste é de que há raiz unitária.

Tabela 6: Teste de raiz unitária nas regressões via Variáveis Instrumentais

	nível	nível intercepto	nível intercepto tendência	1ª diferença	1ª diferença intercepto	1ª diferença intercepto tendência
CDI x IGPDI	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%
CDI x IGPM	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%
CDI x IPCA	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%
Selic x IGPDI	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%
Selic x IGPM	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%
Selic x IPCA	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%
TR x IGPDI	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%
TR x IGPM	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%
TR x IPCA	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%	rejeita a 1%

5. Conclusão

A relação de Fisher tem sido amplamente testada por diversos autores, para países desenvolvidos e em desenvolvimento. Os resultados encontrados normalmente apontam para a validade da relação para alguns países, mas não para todos. Algumas vezes o resultado encontrado por um autor para um determinado país não é o mesmo resultado encontrado por outro autor, em função das diferentes metodologias ou séries de dados usadas.

Enquanto a maioria dos estudos feitos recentemente confirma a descoberta de Fisher de que haveria uma estrutura defasada na formação das expectativas, as evidências mostradas pelos modelos baseados na teoria das expectativas racionais ou na teoria dos mercados eficientes são

bastante controversas. Alguns estudos mostram grande consistência nos resultados encontrados para países latino-americanos, mas para outros países em desenvolvimento os resultados não são tão fortes. Apesar de algumas hipóteses terem sido levantadas para explicar a não observância da relação de Fisher para alguns casos, as evidências destas hipóteses se mostraram fracas.

Berument e Jelassi (2002) usando dados de Maio de 1995 a Março de 1998 encontraram coeficiente (Γ) negativo para o Brasil e para outros países analisados. O Brasil também foi um dos países para o qual o estudo rejeitou a presença da versão forte da relação de Fisher. Além disso, a hipótese de Γ ser zero também não pôde ser rejeitada. Nas séries usadas foi verificada a presença de raiz unitária para a taxa de juros, mas não para a inflação.

Em nossa análise para o Brasil, encontramos coeficientes positivos para a expectativa de inflação, sendo estes coeficientes menores que um. Entretanto ressaltamos que os valores encontrados se mostraram não-significantes a 5%, mesmo quando controlados pelos diferentes regimes monetários através de uma variável dummy. Também não encontramos evidência estatística para rejeição da versão forte da relação Fisher, isto é, de que o coeficiente é igual a 1, exceção feita para os testes com a série da TR. Porém, deve-se ressaltar que o Γ é estimado com variância muito alta. Na análise com a variável dummy, encontramos sinal positivo para todos Γ , mas em todas as combinações os coeficientes encontrados foram não significantes a 5%, com exceção da regressão entre Selic e IPCA. O teste de Wald para a versão forte da relação de Fisher (Γ é igual a um) não foi rejeitado apenas nas combinações entre CDI e IGPD, CDI e IPCA e Selic e IPCA. Os resultados apontaram para a existência de raiz unitária para inflação e taxa de juros, com exceção da TR.

6. Referências Bibliográficas

Berument, Hakan, Ceylan, Nildag Basak e Olgun, Hasan, “Inflation uncertainty and interest rates: is the Fisher relation universal?” – **Applied Economics**, Volume 39, Issue 1 January 2007, pages 53 - 68.

Berument, Hakan e Jelassi, Mohamed Mehdi, “The Fisher Hypothesis: a multi-country analysis” – **Applied economics** 2002, 34, 1645-1655.

Bewley, R. A. (1979) “The direct estimation of the equilibrium response in a linear dynamic model”, **Economic Letters**, 3(4), 357±61.

Bonham, C. S. (1991), “Correct Cointegration Test of the Long Run Relationship Between Nominal Interest and Inflation”, **Applied Economics** 23, 1487–1492

Carmichael, J. and Stebbing, P. W. (1983), ‘Fisher’s Paradox and the Theory of Interest’, **American Economic Review** 73, 619–630

Carneiro, Francisco G., Divino, José Ângelo C.A. e Rocha, Carlos H., “Revisiting the Fisher Hypothesis for the cases of Argentina, Brazil and Mexico” - **Applied Economics Letters** 2002, Volume 9, Number 2, pp. 95-98(4).

Cooray, Arusha, “The Fisher effect: a review of the literature” – **Singapore Economic Review**, 48 (2) 135-150 (2003)

Darby, M. R. (1975), “The Financial and Tax Effects of Monetary Policy on Interest Rates”, **Economic Inquiry** 13, 266–276.

Fama, E. F. (1970), “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, **Journal of Finance** 25, 383– 417.

Fisher, I. (1930), “The Theory of Interest”, Macmillan, New York.

Gandolfi, A.E. (1982), “Inflation, Taxation and Interest Rates”, **Journal of Finance** 37, 797–807.

Garcia, M. G. P. (1993), “The Fisher Effect in a Signal Extraction Framework: The Recent Brazilian Experience”, **Journal of Development Economics** 41, 71-93.

Gibson, W. E. (1970), “Price-Expectations Effects on Interest Rates”, **Journal of Finance** 25, 19–34.

Gibson, W. E. (1972), “Interest Rates and Inflationary Expectations: New Evidence”, **American Economic Review** 62, 854–865.

Jacques, K. (1995), “Unit Roots, Interest Rate Spreads and Inflation Forecasts”, **Applied Economics** 27, 605–608.

Lahiri, K. (1976), “Inflationary Expectations: Their Formation and Interest Rate Effects”, **American Economic Review** 66, 124–131.

Mishkin, F. (1984), “Are Real Interest Rates Equal Across countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions”, **Journal of Finance** 39, 1345–1357.

Mishkin, F. S. (1992), “Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates”, **Journal of Monetary Economics** 30, 195–215.

Mundell, R. (1963), “Inflation and Real Interest”, **Journal of Political Economy** 71, 280–283.

Muth, J. F. (1961) ‘Rational Expectations and the Theory of Price Movements’, **Econometrica** 29, 315–335.

Nielsen, N. C. (1981), “Inflation and Taxation: Nominal and Real Rates of Return”, **Journal of Monetary Economics** 7, 261–270.

Pelaez, R. F. (1995), “The Fisher Effect: Reprise”, **Journal of Macroeconomics** 17, 333–346.

Peng, W. (1995), “The Fisher Hypothesis and Inflation Persistence Evidence from Five Major Industrial Countries”, **IMF Working Paper** /95/118, IMF, Washington D.C.

Phylaktis, K. and D. Blake (1993), “The Fisher Hypothesis: Evidence from Three High Inflation Economies”, **Weltwirtschaftliches Archiv**, 129, 591-599.

Rose, A. K. (1988), “Is the Real Interest Rate Stable?”, **Journal of Finance** 43, 1095–1112

Sargent, T. J. (1969), “Commodity Price Expectations and the Interest Rate”, in: W.E.Gibson, and G.G. Kaufman, (ed.), **Monetary Economics: Readings on Current Issues**, Mc Graw Hill Book Co, NY.

Tobin, J. (1965), “Money and Economic Growth”, **Econometrica** 33, 671–684.

Wallace, M. S. and Warner, J. T. (1993), “The Fisher Effect and the Term Structure of Interest Rates: Tests of Cointegration”, **Review of Economics and Statistics** 75, 320–324.

Wickens, M. R. and Breusch, T. S. (1988), “Dynamic specification, the long-run and the estimation of transformed regression models”, **The Economic Journal**, 98, 189±205.

Yohe, W. P. and Karnosky, D. S. (1969), “Interest Rates and Price Level Changes”, in W.E. Gibson, and G.G. Kaufman, (1971) (ed.) **Monetary Economics: Readings on Current Issues**, McGraw Hill Book Co, NY.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)