

EFEITO FISHER NO BRASIL, DE 1980 A 2008

Armando Vaz Sampaio^a

RESUMO: O efeito Fisher informa que a taxa nominal de juros é a soma da taxa de juros reais e da inflação esperada. A hipótese de Fisher, por sua vez, diz que a relação entre juros nominais e inflação esperada é unitária. Vale destacar que a relação dessas variáveis tem grande impacto nos modelos macroeconômicos. Ao testar a hipótese de Fisher, estar-se-á analisando a proposição de neutralidade de longo prazo, isto é, busca-se comprovar que a mudança permanente na variável nominal não tem efeito na variável econômica real na economia no longo prazo. As evidências empíricas mostraram que não ocorre a presença de Efeito Fisher no curto prazo, e que há relação de cointegração entre as variáveis. No entanto, foi rejeitada a forma forte da hipótese de Fisher no longo prazo e não foi rejeitada a forma fraca da hipótese de Fisher no longo prazo.

Palavras-chave: Taxa de Juros. Efeito Fisher. Cointegração.

ABSTRACT: Fisher effect inform that the nominal interest rate is the sum of the real interest rate and expected inflation, the Fisher hypothesis inform that relationship between nominal interest rate and expected inflation is unit. This relationship has great impact in the macroeconomic model, The Fisher hypothesis will test the long-run neutrality proposition, that is; a permanent change in nominal variables have no effect on real economic variables in the long run. The empirical evidence showed that there was not short-run Fisher effect, and there was cointegration between the variables, the strong version of the long-run Fisher hypothesis could be rejected and the weak form of the long run Fisher hypothesis could not be rejected.

Keywords: Interest rate. Fisher effect. Cointegration.

JEL classification: C32, Time-Series Models, E43, Interest Rates, E44, Financial Markets and the Macroeconomy.

1 Introdução

Há na literatura vários estudos empíricos que analisaram a relação entre taxa de juros e inflação nas últimas décadas (Mishkin, 1992; Crowder e Hoffman, 1996; King e Watson, 1997), é um dos tópicos mais estudados na literatura. Esta relação é conhecida como efeito Fisher e informa que a taxa nominal de juros é a soma da taxa de juros reais e da taxa de inflação. A presença do efeito Fisher prevê que o aumento de 1% da inflação levará a um aumento de 1% da taxa nominal de juros, o que implica em não haver grandes variações na taxa de juros reais. Portanto, uma maior inflação deverá ser compensada por uma maior taxa nominal de juros, mantendo a taxa de juros reais em equilíbrio.

O efeito Fisher é a base de muitos modelos teóricos que levará à neutralidade da moeda, e é importante para entender os movimentos das taxas nominais de juros (Kousta e Serletis, 1999).

A taxa de juro real afeta as decisões intertemporais de poupança e investimento na economia. O comportamento da taxa de juros exerce uma função importante na dinâmica dos preços dos ativos ao longo do tempo. Um dos problemas centrais no estudo do mercado financeiro é tentar compreender esse comportamento e outras variáveis, como a inflação. Os resultados dos estudos empíricos sobre o efeito Fisher variam com o período e o país analisado (Berument e Jelassi, 2002).

Uma das políticas governamentais utilizadas para controlar a inflação é o mecanismo da

^a Professor Adjunto no Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná. E-mail: <avsampaio@ufpr.br>.

taxa de juros. O custo da inflação é muito alto visto que provoca uma perda do bem estar da sociedade, pois poderá levar a uma queda na demanda por ativos reais. Em um ambiente inflacionário, os mecanismos de preço diminuem de eficiência, pois levam a um aumento de recursos para obter melhores informações. Desta forma, o aumento da incerteza poderá causar uma redução de consumo e investimento, desta forma impactando na performance econômica.

A existência do efeito Fisher de longo prazo implica que, quando a inflação e a taxa de juros exibem tendência, essas duas séries a apresentarão em conjunto e haverá uma correlação forte entre inflação e taxa de juros. É esperado que o efeito Fisher seja forte em períodos em que taxa de juros e inflação exibem tal tendência. Por outro lado, quando essas variáveis não a exibem, não haverá uma forte correlação entre a taxa de juros e a taxa de inflação se não ocorrer o efeito Fisher de curto prazo (Mishin, 1992).

O objetivo desse artigo é estimar os efeitos Fisher de curto e de longo prazo, antes e após o Plano Real, utilizando os métodos de Engle e Granger e o de Johansen. Este artigo é formado pelas seguintes partes: na seção 2 é apresentada a revisão da literatura; na seção 3, a metodologia; na seção 4, os resultados; e, por último, as considerações finais.

2 Revisão de literatura

Essa seção é formada por dois itens: o primeiro trata do modelo teórico da equação de Fisher; e o segundo analisa as evidências empíricas da referida equação.

2.1 Aspectos teóricos

É conhecido na literatura que o crescimento monetário é um dos principais fatores que influenciam na inflação. O equilíbrio do mercado monetário é determinado pela igualdade entre a demanda e a oferta monetária, conforme especificado pela equação abaixo:

$$\frac{M}{P} = L(i, Y) \quad (1)$$

em que: M = estoque de moeda; P = nível de preço; i = taxa nominal de juros; Y = renda real; e $L(*)$ = demanda de moeda. Esta condição implica que o nível de preço é dado pela seguinte relação:

$$P = \frac{M}{L(i, Y)} \quad (2)$$

Desta forma, o crescimento da moeda exerce uma função importante na determinação da inflação, havendo uma relação entre o crescimento do estoque de moeda nacional e o comportamento da inflação e das taxas de juros reais e nominais (Romer, 2001). Analisando a situação em que os preços são perfeitamente flexíveis, está hipótese é uma boa descrição de um ambiente de longo prazo e implica que a oferta monetária não afeta o produto real (\bar{Y}) ou a taxa de juros reais (\bar{r}). Simplificando-se, assume-se que \bar{Y} e \bar{r} são constantes.

Na sequência, tem-se que, por definição, a taxa de juros reais é a diferença entre a taxa nominal de juros (r) e a taxa da inflação esperada (π^e). Isto é:

$$r = i - \pi^e \quad (3)$$

ou

$$i = r + \pi^e \quad (4)$$

A equação (4) é conhecida como Identidade de Fisher (Romer, 2001). Usando a equação (4) e a suposição de que r e Y são constantes, é possível reescrever (2) como:

$$P = \frac{M}{L(\bar{r} + \pi^e, \bar{Y})} \quad (5)$$

Assumiu-se inicialmente que M e P estão crescendo conjuntamente até o equilíbrio (então M/P é constante), e que π^e é igual à inflação corrente. Agora, supõe-se que, em algum momento, tempo (t_0) apresenta um aumento permanente no crescimento da moeda. O resultado é que a trajetória de crescimento da moeda é alterada, indicando um crescimento dessa variável. Após a mudança, como M está crescendo até um novo ponto de equilíbrio e como r e Y são constantes por suposição, então M/P é constante; isto é, (5) é satisfeita com P crescendo à mesma taxa que M , e π^e será igual à nova taxa de crescimento da moeda.

É importante analisar o que acontece após o momento da mudança (t_0); como o nível de preço aumenta mais rápido após o momento t_0 ; a inflação esperada (π^e) apresentará um salto no momento t_0 . Então, a taxa de juros nominais também apresentará um salto, fazendo com

que haja uma queda na quantidade demandada de moeda. Como M não é alterado descontinuamente, segue-se que P deverá saltar no momento t_0 , de forma que M/P permanecerá constante ao longo do tempo, mas em um patamar inferior após o momento t_0 (Romer, 2001).

Esta análise apresenta o seguinte aspecto importante: a alteração da inflação provocada pela alteração do crescimento da moeda é o reflexo da mudança na proporção de um para um em relação à taxa nominal de juros. A hipótese de que a inflação afeta essa taxa na proporção um para um é conhecida como efeito Fisher (Romer, 2001).

2.2 Evidências empíricas

Lahiri (1976) analisou os efeitos da formação das expectativas da inflação (expectativa ponderada, expectativa adaptativa, expectativa por extrapolação) sobre a taxa nominal de juros e verificou a existência de quebra estrutural em 1960. Por sua vez, Levi e Makin (1978) utilizaram um modelo de equilíbrio geral para analisar a hipótese de Fisher, que considera que a taxa de juros reais seria invariante com relação à mudança da inflação antecipada. Os autores concluíram que as investigações empíricas sobre a hipótese de Fisher podem resultar em várias estimativas diferentes, as quais estariam relacionadas não a diferentes métodos de calcular a inflação antecipada (inflação esperada), mas sim ao fato de que este coeficiente varia randomicamente ao longo do tempo.

Mishkin (1992) analisa porque um efeito Fisher (uma alta correlação entre a taxa de juros e inflação) ocorre durante certos períodos e não ocorre em outros. As evidências empíricas encontradas não indicaram a presença de efeito Fisher no curto prazo em que a mudança na inflação esperada estaria associada à mudança na taxa de juros. No entanto, foi encontrado o efeito Fisher no longo prazo em que a inflação e a taxa de juros apresentavam uma tendência estocástica comum. O teste de cointegração para uma tendência comum entre taxa de juros e inflação proporciona suporte para a existência de um efeito Fisher de longo prazo. Esses resultados indicam que tal efeito Fisher apenas estaria presente quando inflação e taxa de juros apresentassem uma tendência.

Já Wallace e Warner (1993) demonstraram que a inflação é afetada tanto pela taxa de juros de longo prazo como de curto prazo. Para o

período de 1948 a 1990, as evidências empíricas indicaram que as variáveis estudadas foram $I(1)$, e foi encontrada cointegração entre inflação e a taxa de juros de longo prazo. As estimativas no ponto indicaram que tanto a taxa de juros de curto prazo como de longo prazo aumentam mais que a inflação.

Ao analisar o efeito Fisher na economia Australiana, Mishkin e Simon (1995a, 1995b) inicialmente observaram se taxa de juros e inflação apresentavam raiz unitária. Verificou-se que as variáveis não eram estacionárias e os resultados obtidos indicaram a presença de efeito Fisher de longo prazo, mas não haveria evidência desse efeito no curto prazo. Dessa forma, as mudanças no curto prazo, nas taxas de juros refletem mudanças na política monetária, e, no longo prazo, indicam inflação esperada.

Peláez (1995) analisou o efeito da inflação em relação à taxa nominal de juros, e foi encontrada cointegração entre as variáveis utilizando o método de Engle-Granger e o vetor autoregressivo de correção de erro. Nesse caso, o efeito Fisher tradicional não foi encontrado.

Dutt e Gohsh (1995), por sua vez, estudaram a validade da hipótese de Fisher na economia canadense considerando o regime de câmbios fixo e flutuante utilizando a metodologia de Johansen-Juselius. Os resultados evidenciaram a rejeição da hipótese de Fisher para o Canadá.

Nas últimas décadas vários estudos empíricos revisaram a equação de Fisher. Esta conhecida hipótese, introduzida pelo autor em 1930, afirmava que a taxa de juros nominais é a soma de uma constante taxa de juros reais e o declínio esperado do poder de compra da moeda. Esta hipótese intuitiva tem encontrado pouca evidência empírica, sendo que, geralmente, o coeficiente estimado da inflação esperada é menor do que um (valor da hipótese de Fisher), excluindo o imposto. Quando o imposto é considerado, o valor irá variar de 1,3 a 1,5. Por fim, ao utilizar o procedimento de Johansen para a cointegração, foi verificada a presença do efeito Fisher de longo prazo, utilizando a inflação como variável independente (Crowder e Hoffman, 1996).

A hipótese macroeconômica clássica específica que a mudança permanente na variável nominal não tem efeito na variável econômica real no longo prazo. Esta proposição de “neutralidade no longo prazo” pode ser exemplificada pela mudança permanente na taxa de inflação, a qual não tem efeito no longo prazo em relação

à taxa de juros reais (relação de Fisher de longo prazo). King e Watson (1997) analisaram a estrutura econométrica dessa proposição clássica na economia americana após a Segunda Guerra Mundial, e os resultados obtidos pelos autores rejeitaram a hipótese de Fisher, na qual haveria uma relação um para um entre a taxa de juros nominal e taxa de inflação.

Koustas e Serletis (1999) utilizaram dados trimestrais de vários países Europeus e dos Estados Unidos, compreendendo o período de 1957:1 a 1995:2 para a maioria dos países, a fim de examinar a equação de Fisher entre inflação e taxa de juros nominais de curto prazo, isto é, foi testada a proposição de neutralidade de longo prazo, que considera que a taxa de juros nominais se move na proporção um para um com a inflação no longo prazo. A metodologia utilizada foi um modelo autorregressivo bivariado não estrutural, tendo sido tomada particular atenção às propriedades de integração e cointegração das variáveis, pois o efeito Fisher dependerá de tais propriedades. Os autores concluíram que geralmente os dados rejeitaram a presença do efeito Fisher.

Bekdache e Baum (2000) mostram que a recente literatura sobre a relação de Fisher no longo prazo utilizando análise de cointegração (Engle-Granger e Johansen) é seriamente falha, pois depende se as séries exibem raiz unitária. Análise de cointegração assume que as variáveis são $I(1)$ ou $I(d)$ com o mesmo d . Os autores utilizaram dados mensais dos USA, de 1959 a 1997, e mostraram que isso não ocorre para taxas nominais de juros e inflação. Dessa forma, não foi possível rejeitar a hipótese de que a taxa de juros nominal tenha uma raiz unitária. Por outro lado, foi encontrado que a inflação é um processo de memória longa. Um teste direto para igualdade da diferença fracional (teste de integração fracional) para as séries rejeita a hipótese de que essas apresentam a mesma ordem de integração.

A maneira mais comum de medir o efeito Fisher é a partir do coeficiente de inclinação da regressão OLS da inflação, ou pela inflação esperada com relação à taxa de juros nominais ($\pi^e = a + bi + \varepsilon_t$), destacando-se que, geralmente, os valores de b são um pouco inferiores à unidade. Tal equação pode ser usada como uma regra para indicar a inflação esperada (Söderling, 2001). Esse autor, por sua vez, investigou como a política monetária pode afetar essa regra para

determinar a inflação esperada. Para os parâmetros estimados, a taxa nominal de juros é aproximadamente um bom indicador para essa inflação, mas não para a taxa de juros reais. Sördeling (2001) diz que a intuição por trás desses resultados diz respeito ao fato de que a principal tarefa do banco central é estabilizar o produto amortecendo choques. Isso poderá ser feito alterando a taxa nominal de juros e fazendo com que a taxa de juros reais compense o choque no produto.

Berument e Jelassi (2002) testaram a hipótese de Fisher para uma amostra de 26 países, avaliando a relação de longo prazo entre a taxa nominal de juros e a inflação, levando em consideração a dinâmica de curto prazo da taxa de juros. As evidências empíricas indicaram a não rejeição da hipótese de que há uma relação um para um, entre taxa de juros e inflação para mais da metade dos países estudados. A economia brasileira foi analisada para o período de 1995:05 a 1998:03, e foi estimado o multiplicador de longo prazo da equação de Fisher, rejeitando a versão fraca (hipótese nula: coeficiente positivo diferente da unidade) e forte (hipótese nula: coeficiente igual a um) da hipótese de Fisher. Vale destacar que a versão forte foi testada e a hipótese nula não foi rejeitada para 16 dos 26 países analisados.

Carneiro, Divino e Rocha (2003) estudaram o efeito Fisher nas economias da Argentina, do Brasil e do México para o período entre 1980 e 1997. Os autores utilizaram análise de cointegração e verificaram a presença de um equilíbrio estável no longo prazo entre taxa de juros e inflação tanto no caso da Argentina quanto no do Brasil. Assim, o efeito Fisher foi encontrado no longo prazo para Brasil e Argentina.

Fahmy e Kandil (2003), utilizando dados mensais de 1980 a início da década de 90, não encontraram efeito Fisher no curto prazo, pois a taxa de juros de curto prazo apresenta pouca associação com as mudanças na inflação esperada. Entretanto, inflação e taxa nominal de juros exibem uma tendência estocástica comum de longo prazo. Consequentemente, a correlação entre taxa de juros nominais e inflação aumenta com a maturidade do ativo financeiro até que eles se movimentem em uma relação um para um no horizonte de longo prazo. Essa relação foi encontrada a partir do teste de Johansen (análise de cointegração com modelos VAR). Dessa forma, a direção da taxa de juros de longo pra-

zo sinaliza a própria direção da expectativa da inflação, tal que a curva de rendimento (*yield curve*) mais inclinada proporciona uma sinalização para maiores inflação no futuro. Com isso, o efeito Fisher proporciona aos tomadores de decisão uma sinalização confiável para conter uma pressão inflacionária e alcançar estabilidade de preço.

A maioria dos estudos iniciais sobre o efeito Fisher é baseada em uma estrutura de distribuição em defasagem na formação das expectativas, proporcionando evidências com respeito aos modelos baseados nas teorias de expectativa racional e mercados eficientes. Esses estudos encontraram uma relação positiva entre taxa de juros e inflação, mas essa relação não é um parâmetro, como postulava Fisher (Corray 2003).

Bajo-Rubio e Esteve (2004) estudaram o papel da não linearidade entre a taxa de juros nominais e a inflação na Espanha, no período de 1963-2002. A maneira de combinar a não linearidade e o conceito de cointegração é utilizar o conceito de *Threshold cointegration*. Os resultados obtidos pelos autores mostraram que a hipótese nula de cointegração linear entre taxa de juros nominais e inflação foi rejeitada em favor do 'Threshold cointegration', cujo coeficiente de inflação estimada no modelo de correção de erro (ECM) foi de 0,50, indicando um efeito Fisher parcial no longo prazo, com uma transmissão para taxa de juros nominais de 0,50 pontos para cada unidade de aumento da inflação, devido à presença de algum grau de ilusão monetária.

Million (2004) analisou a relação de longo prazo entre taxa de juros nominais e inflação, permitindo quebras estruturais e média reversa¹ assimétrica, para o período de 1951 a 1999. Ao aplicar o teste *Threshold AutoRegressive* (TAR) no resíduo da relação de cointegração, foi observada forte evidência da não linearidade das propriedades média reversa para a taxa de juros reais nos USA. Foi verificada, então, a presença do efeito Fisher de longo prazo em períodos nos quais taxa de juros e inflação exibem uma tendência estocástica.

Johnson (2005 e 2006) analisou que vários artigos examinaram o efeito Fisher utilizando teste de cointegração entre taxa de juros nominais e inflação, observando que a maior parte desses

artigos encontrou cointegração em períodos de alta e baixa inflação. Esse autor utilizou um método alternativo para examinar o efeito Fisher, conhecido como "método de extração de sinal". Tal método foi aplicado por Johnson (1994) e Garcia (1991).

Tai-Hu, Venus Khim-Sen, Khalid Wafa e Azizi Wafa (2007) encontraram evidências da hipótese de Fisher na economia do leste asiático no período de 2001 a 2006, a partir de dados trimestrais, utilizando teste de raiz unitária em painel, o que permite uma variação da estimativa. Os autores concluíram que a relação de longo prazo entre taxa de juros nominais e inflação foi identificada em painel, mas não foi identificado a partir do teste de raiz unitária univariada. Desta forma, a política monetária poderá ser usada como um instrumento efetivo para influenciar na taxa de juros de longo prazo nesses países.

Christopoulos e Ledesma (2007) estudaram que a rejeição do efeito Fisher pode ser devida à existência de não linearidade na relação de longo prazo entre taxa de juros e inflação. Os resultados encontrados pelos autores rejeitaram a hipótese de que há uma relação linear de longo prazo entre taxa de juros nominais e inflação para a economia americana entre 1960-2004, donde os autores estimaram uma versão não linear da equação de Fisher. Principalmente para o período de 1978-2004, a não linearidade pode explicar o fracasso em encontrar a proporcionalidade do coeficiente de Fisher.

A maior parte das evidências sugere que o efeito Fisher, condição em que a inflação e taxa de juros nominais deveriam ser cointegradas com uma inclinação unitária da inflação, não é respeitado, o que provoca problemas em muitos modelos teóricos. Westerlund (2008) afirma que esses resultados podem ser atribuídos em parte ao baixo poder do teste univariado. Dessa forma, é proposto utilizar dados em painel para elaborar teste com poder maior. Os dados utilizados foram trimestrais para 20 países da OECD entre 1980 a 2004. As evidências sugerem que o efeito Fisher não pode ser rejeitado.

3 Metodologia

Um conceito fundamental do processo de séries temporais diz respeito ao conceito de série estacionária. Uma série temporal é estacionária quando respeita as seguintes propriedades:

¹ A propriedade de convergência da média após um choque estocástico é chamada de média reversa, e é característica do processo estacionário.

- a) $E(Y_t) = \text{constante}$ para todo t ;
- b) $\text{Var}(Y_t) = \text{constante}$ para todo t ; e
- c) $\text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = \text{constante}$ para todo t e todo $K \neq 0$.

O conceito de série estacionária é importante porque, se as séries forem não estacionárias, então todos os resultados obtidos a partir da análise de regressão clássica não serão válidos. Regressões com séries não estacionárias podem não ter nenhum significado e, dessa forma, serem chamadas de 'espúria' (Asteriou e Hall, 2007). Choques em séries estacionárias são necessariamente temporários; o efeito do choque irá desaparecer ao longo de tempo e a série voltará para o equilíbrio de longo prazo. Dessa forma, a previsão de longo prazo para série estacionária irá convergir para a média não condicional da série. Já para o caso de uma série temporal não estacionária, existirá a presença de um componente permanente, dessa forma a média e a variância dessas séries dependerão do tempo, o que poderá levar a duas possíveis situações: a) não haverá uma média de longo prazo pela qual a série poderia retornar; e b) a variância dependerá do tempo e tenderá ao infinito à medida que o tempo tender ao infinito. Os testes comuns para detectar se uma série é estacionária são os testes Dickey-Fuller de raiz unitária e teste de Phillip-Perron.

O teste de Dickey-Fuller analisa a presença de raiz unitária. Dessa forma, a hipótese nula desse teste equivale a verificar a existência de raiz unitária. Caso exista a raiz unitária (não rejeita H_0), isso significa que a série é não estacionária e que representa um modelo ruído branco.

A presença de uma série temporal com uma tendência pode potencialmente criar alguns problemas em econometria empírica conhecidos como regressões espúrias. A maioria das variáveis macroeconômicas apresenta tendência e, dessa forma, a presença de problemas de regressão espúria é bastante provável na maioria de modelos macroeconômicos. Uma maneira de resolver tal problema é diferenciar a série sucessivamente até que essa série se torne estacionária, e então usar a série estacionária para análise de regressão. Este tipo de solução não é o ideal, porque haverá dois problemas com a utilização da primeira diferença. O primeiro problema considera que, se o modelo é corretamente especificado como uma relação entre y e x (por exemplo), e fizermos a diferença dessa variável,

então implicitamente é feita também a diferença do processo de erro da regressão, o que levará a um processo de erro de média móvel não invertível, determinando problemas de estimação. O segundo diz respeito ao fato de que a diferença das variáveis do modelo pode não ser uma única solução no longo prazo (Asteriou e Hall, 2007). É desejável ter um modelo que combine propriedades de curto e de longo prazo, e ao mesmo tempo mantenha as séries estacionárias.

Se duas variáveis são não estacionárias, é possível representar o erro como uma combinação de dois processos de erros acumulados. Esses processos são frequentemente conhecidos como tendência estocástica e normalmente é esperado que se combinem para produzir outro processo não estacionário. Entretanto no caso especial em que X e Y são relacionados é esperado que essas variáveis se movimentem conjuntamente e, dessa forma, essas duas tendências estocásticas serão muito semelhantes. Assim, é possível encontrar uma combinação dessas variáveis que eliminará o processo não estacionário. Nesse caso especial dizemos que as variáveis são cointegradas (Asteriou e Hall, 2007).

Cointegração passou a ser um requerimento fundamental para qualquer modelo econômico que utilize série temporal não estacionária. Se as variáveis não são cointegradas então haverá problemas de regressão espúria e o resultado do trabalho econométrico fica sem significado. Por outro lado, se as tendências estocásticas se cancelarem então haverá cointegração.

O ponto importante aqui é se houver, realmente, uma relação de longo prazo entre Y_t e X_t , embora as variáveis aumentem ao longo do tempo (porque essas variáveis apresentam tendência), haverá uma tendência comum que as interliga. Para existir uma relação de longo prazo, ou equilíbrio, é requerido que a combinação linear entre Y_t e X_t seja variável estacionária (uma variável $I(0)$).

Uma combinação de Y_t e X_t pode ser obtida diretamente a partir da estimação da seguinte regressão:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \mu_t \quad (6)$$

e estimar os resíduos:

$$\mu_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t \quad (7)$$

Se $\mu_t \sim I(0)$, então dizemos que as variáveis Y_t e X_t são cointegradas.

■ **Definição 1:** As séries temporais Y_t e X_t são cointegradas de ordem d, b , em que $d \geq b \geq 0$ é escrito como $Y_t, X_t \sim CI(d, b)$. Se (a) ambas as séries forem integradas de ordem d , (b) há uma combinação linear dessas variáveis, digamos que $\beta_1 Y_t + \beta_2 X_t$ é integrada de ordem $d - b$. O vetor (β_1, β_2) é chamado de vetor de cointegração.

É possível fazer a generalização desse conceito para o caso de n variáveis.

■ **Definição 2:** Se Z_t é um vetor $(n \times 1)$ das séries $Z_{1t}, Z_{2t}, Z_{3t}, \dots, Z_{nt}$ e (a) cada Z_{it} é $I(d)$; (b) existe um vetor $\beta(n \times 1)$ tal que $Z_t' \beta \sim I(d - b)$, então $Z_t \sim CI(d, b)$.

Para a econometria empírica, o caso mais interessante é quando as séries transformadas, com o uso do vetor de cointegração, tornam-se estacionárias, isto é quando $d = b$, e os coeficientes de cointegração podem ser identificados como parâmetros de relações de longo prazo entre as variáveis (Asteriou e Hall, 2007).

3.1 Cointegração e mecanismo de correção de erro (ecm)

Quando as variáveis não são estacionárias em um modelo de regressão, teremos resultados espúrios. Então, se temos Y_t e X_t ambos $I(1)$, a regressão abaixo:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \mu_t \quad (8)$$

Geralmente, as estimativas de $\hat{\beta}_1$ e $\hat{\beta}_2$ não serão satisfatórias.

Uma maneira de resolver este problema é fazer a diferença dos dados, de maneira tal a assegurar que as variáveis se tornem estacionárias. Dessa forma teremos $\Delta Y_t \sim I(0)$ e $\Delta X_t \sim I(0)$, e a nova regressão será:

$$\Delta Y_t = a_1 + a_2 \Delta X_t + \Delta \mu_t \quad (9)$$

Nesse caso, o modelo de regressão poderá estimar corretamente os parâmetros \hat{a}_1 e \hat{a}_2 e a questão de regressão espúria terá sido resolvida. Entretanto, o que temos na equação (9) é somente uma relação de curto prazo entre as duas variáveis, o que constitui um grande problema, pois é importante conhecer a relação de longo

prazo. Para resolver essa situação, os conceitos de cointegração e ECM² são muito úteis.

Se Y_t e X_t são cointegradas, por definição $\mu_t \sim I(0)$. Então, é possível expressar a relação entre Y_t e X_t com uma especificação ECM como:

$$\Delta Y_t = a_0 + b_1 \Delta X_t - \pi \mu_{t-1} + Y_t \quad (10)$$

Agora existe a vantagem de incluir informações de curto e de longo prazo. Neste modelo, b_1 é o multiplicador de impacto (efeito de curto prazo) que mede o efeito imediato na mudança em X_t sobre a mudança em Y_t . Por outro lado, π é o efeito *feedback*, ou o efeito de ajustamento, e mostra a magnitude do desequilíbrio que deverá ser corrigido. Nessa fase, a equação (10) considera os conceitos de cointegração e do modelo de correção de erro. Os problemas de regressão espúria que surgem porque as variáveis não são estacionárias é eliminado porque na equação (10) as variáveis são estacionárias (estas são integradas de ordem 1, $X(1)$, $Y(1)$) e os resíduos da regressão (7) também são estacionários $\pi(0)$. Dessa forma, a equação (10) respeita as suposições do modelo de regressão clássico, e o método OLS terá uma boa performance.

Os conceitos de cointegração e mecanismo de correção de erro (ECM) são intimamente relacionados. Para entender o ECM é melhor pensar em primeiro lugar que ECM como sendo uma conveniente reparametrização do modelo de distribuição autorregressivo linear (ARDL³).

Considere um modelo dinâmico simples ARDL que descreve o comportamento de Y em termos de X , como a seguir:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \gamma_0 X_t + \gamma_1 X_{t-1} + \pi_t \quad (11)$$

em que o resíduo $\pi_t \sim iid(0, \sigma^2)$

Neste modelo o parâmetro γ_0 significa a reação de curto prazo de Y_t após a mudança em X_t . O efeito de longo prazo é dado quando o modelo está em equilíbrio, como representado abaixo:

$$Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 X_t^* \quad (12)$$

e no equilíbrio é assumido que:

$$X_t^* = X_t = X_{t-1} = \dots = X_{t-p} \quad (13)$$

Então, em equilíbrio, o modelo ARDL terá a seguinte forma:

² ECM (The error-correction model).

³ ARDL (autoregressive distributed lag model).

$$\begin{aligned}
Y_t^* &= a_0 + a_1 Y_t^* + \gamma_0 X_t^* + \gamma_1 X_{t-1}^* + \pi_t \\
Y_t^*(1 - a_1) &= a_0 + (\gamma_0 + \gamma_1) X_t^* + \pi_t \\
Y_t^* &= \frac{a_0}{1 - a_1} + \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1 - a_1} X_t^* + \pi_t \\
Y_t^* &= \beta_0 + \beta_1 X_t^* + \pi_t \quad (14)
\end{aligned}$$

Assim, a elasticidade de longo prazo entre Y e X é capturada por $\beta_1 = \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{(1 - a_1)}$. É necessário fazer a suposição de que $a_1 < 1$, de maneira tal que o modelo no curto prazo (11) convergirá para a solução de longo prazo.

É possível então encontrar o ECM reparametrizando o modelo original (11).

$$\Delta Y_t = \gamma_0 \Delta X_t - (1 - a_1)[Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}] + \pi_t \quad (15)$$

$$\Delta Y_t = \gamma_0 \Delta X_t - \pi(Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}) + \pi_t \quad (16)$$

O importante é que, quando duas variáveis são cointegradas, o ECM incorpora não somente efeitos de curto prazo como também de longo prazo. Isto ocorre porque o equilíbrio de longo prazo $Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}$ está incluído no modelo juntamente como a dinâmica de curto prazo que é capturada pelo termo em diferença. Outra vantagem importante é que todos os termos do modelo ECM são estacionários e o método OLS padrão é válido. Isto ocorre porque, se Y e X são $I(1)$, então ΔY e ΔX são $I(0)$, e, por definição, se Y e X são cointegradas, então sua combinação linear é $(Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}) \sim I(0)$.

Um ponto importante é que o coeficiente $\pi = (1 - a_1)$ gera informação sobre a velocidade de ajustamento no caso de desequilíbrio. A condição de equilíbrio é respeitada quando $Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1} = 0$, entretanto, durante períodos de desequilíbrio, esse termo será diferente de zero e medirá a distância do sistema em relação ao equilíbrio. Para o caso de um choque negativo da economia (capturado pelo termo do erro π_t), Y_t começará a crescer menos rapidamente do que se estivesse em equilíbrio (14). Como o $\pi_t < 0$, Y_{t-1} terá uma trajetória de crescimento em direção ao equilíbrio de baixo para cima, a velocidade deste ajuste dependerá da magnitude de $(1 - a_1)$. Para o caso de $n = 2$ (número de variáveis), o qual é mais simples, se houver cointegração, então esse vetor será único.

A seguir serão apresentados o modelo VAR e a análise de cointegração pelo método de

Johansen. O modelo VAR tem a seguinte estrutura, de acordo com HEIJ et al. (2004):

$$Y_t = \alpha + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim IID(0, \Omega) \quad (17)$$

Na equação anterior, Y representa um vetor de variáveis de tamanho $(m \times 1)$, sendo que a mesma equação (17) ilustra um VAR com uma defasagem, a qual poderia ser generalizada para p defasagens. Ao subtrair a equação (12) de Y_{t-1} , é encontrado o vetor de correção de erro (VEC⁴), que terá a seguinte forma, sem constante nem tendência:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \Pi = \phi - I \quad (18)$$

Para o caso de $m = 2$, a matriz Π terá a dimensão (2×2) , e o posto dessa matriz poderá ter o valor 0, 1 ou 2. Se as variáveis forem estacionárias, o posto será igual a dois; se este for igual a zero, as variáveis terão um processo de passeio aleatório. Nesse caso, as duas variáveis apresentam uma tendência estocástica e são modeladas através da sua primeira diferença. Para última possibilidade, o posto da matriz é igual a um, situação em que a segunda coluna da matriz será um múltiplo da primeira. A relação poderá ser escrita da seguinte forma:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \alpha_1 - \theta \alpha_1 \\ \alpha - \theta \alpha_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} (1 - \theta) = \alpha \beta \quad (19)$$

em que $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)$ e $\beta = (1 - \theta)$. Já para o caso de duas variáveis, $Y_t = (y_t, x_t)$, o modelo VEC terá a forma:

$$\begin{aligned}
\Delta y_t &= \alpha_1 (y_{t-1} - \theta x_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \\
\Delta x_t &= \alpha_1 (y_{t-1} - \theta x_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \quad (20)
\end{aligned}$$

A relação $(y_t - \theta x_t)$ é conhecida como relação de cointegração, e esta $y_t = \theta x_t$, seria a relação de equilíbrio de longo prazo entre as duas variáveis, sendo o vetor β conhecido como vetor de cointegração. Os parâmetros α_1 e α_2 são chamados coeficientes de ajustamento, o vetor α é o vetor de ajustamento, que descreve como y_t e x_t se ajustam se as variáveis não estiverem em equilíbrio. Por exemplo, se $\alpha_1 < 0$ e $y_{t-1} > \beta x_{t-1}$, isso levará a um ajustamento negativo de y_t em direção ao equilíbrio.

⁴ VEC (vector error correction).

A equação básica utilizada para estimar a equação de Fisher é:

$$i_t = \alpha + \beta\pi_t^e \quad (21)$$

em que i_t é a taxa nominal de juros e π_t^e representa a inflação esperada para o período t . Espera-se que o coeficiente β tenha a magnitude de uma unidade, representando uma relação de um para um entre taxa de juros e inflação esperada; isto representa a forma forte da hipótese de Fisher. Entretanto, se β é positivo mas diferente de um, isso representará a forma fraca da hipótese de Fisher (Berument e Jelassi, 2002).

Os dados utilizados nesse artigo foram a taxa de juros mensal *over/selic* (% a.m.), representada por (i), e a taxa de inflação mensal, representada pelo índice IPCA (% a.m.) e pela variável (π) para o período de 1980 a 2008. A análise foi feita para três períodos, antes e depois do Plano Real, a fim de analisar um ambiente econômico com altas taxas de inflação e com baixas taxas de inflação: de 1980 a 2008 (período 1); de 1980m1 a 1994m6 (período 2); e 1994m7 a 2008m3 (período 3). A inflação esperada foi calculada pela média dos últimos quatro 'lags' e 'leads', de acordo com Carneiro, Divino e Rocha (2003), representada pela variável (π^e). As variáveis foram transformadas em logaritmo e foi verificado se as séries são estacionárias por meio do teste de Dickey Fuller; após isso, foi realizado o teste de cointegração por meio do método de Engle e Granger através do modelo de correção de erro, e por meio do método de Johansen. Na próxima seção serão apresentados os resultados encontrados.

4 Resultados

Abaixo é apresentada a regressão estimada pela equação (21) utilizando OLS e considerando duas situações: taxa de inflação esperada (π^e) como variável dependente (Tabela 1) e taxa de juros (i) como variável dependente (Tabela 2). A hipótese de Fisher afirma que a magnitude do coeficiente da inclinação (β) deveria ser igual a 1, o que significaria que a relação entre a taxa de juros nominais e a taxa de inflação esperada estaria na proporção um para um. É possível observar que o coeficiente foi estimado, β , o que foi altamente significativo para todos os períodos analisados. O coeficiente está próximo de um para o período 1 e 3 (Tabela 1) e para o período 2 (Tabela 2).

Os resultados obtidos devem ser observados com cuidado porque, se as variáveis apresentarem tendência estocástica, a regressão poderá ser espúria. Para analisar esse problema, são apresentados os testes de estacionaridade das séries e dos resíduos das regressões, cujas estimativas podem ser observadas nos anexos 1, 2 e 3 para cada período analisado, e indicam que a taxa de juros e a taxa de inflação são integradas de ordem um $I(1)$ e os resíduos são $I(0)$. Isso significa que as séries são cointegradas (método cointegração de Engle e Granger), sendo que a única exceção ocorre para o período 3, utilizando a regressão $\pi^e = f(i)$, como está resumido na Tabela 3. De acordo com MISHKIN (1992), a partir da teoria das expectativas é recomendado que a regressão de cointegração deva ser estimada utilizando $\pi = f(i)$.

Tabela 1 – Regressão da taxa de inflação esperada em relação à taxa de juros no Brasil – OLS

Período	α	β	R ²	SE	Estatística DW
1980m1-2008m3 Período 1	-0.9454606 (.0641598)	1.302439 (.0326959)	0.8278	.71925	.3247851
1980m1-1994m6 Período 2	.9503692 (.0825327)	.6483389 (.0309692)	0.7212	.34625	.5033557
1994m7-2008m3 Período 3	-1.161577 (.0892979)	1.218724 (.1382074)	0.3242	.68844	.1616361

Desvios-padrão dos coeficientes entre parênteses; SE é o desvio-padrão. Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2 – Regressão da taxa de juros em relação à taxa de inflação esperada no Brasil – OLS.

Período	α	β	R ²	SE	Estatística DW
1980m1-2008m3 Período 1	.8666689 (.0324585)	.6359396 (.0159643)	0.8278	.50258	.3707428
1980m1-1994m6 Período 2	-.3604561 (.142081)	1.114999 (.0532601)	0.7212	.45408	.6389691
1994m7-2008m3 Período 3	.6576635 (.0303218)	.2694866 (.0305607)	0.3242	.32373	.2089619

Desvios-padrão dos coeficientes entre parênteses; SE é o desvio-padrão. Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3 – Teste de raiz unitária para o resíduo com constante e tendência (número de 'lags' entre parênteses).

Período	Teste estatístico para a regressão de $\pi^e = f(i)$	Teste estatístico para a regressão de $i = f(\pi^e)$
1980m1-2008m3 Período 1	-4.383* (4)	-6.769* (1)
1980m1-1994m6 Período 2	-4.229* (4)	-7.299* (1)
1994m7-2008m3 Período 3	-2.201 (4)	-8.502* (4)

* Significativa ao nível de 1%. Fonte: dados de pesquisa.

Conforme discutido na metodologia, havendo cointegração é importante estimar essa relação de longo prazo e ao mesmo tempo eliminar o problema de regressão espúria. Isso pode ser obtido a partir da estimativa do modelo de correção de erro, cujos resultados estão apresentados nas Tabelas 4 e 5.

O modelo de correção de erro foi estimado a partir da equação (10). Os resultados apresentados mostram o coeficiente da equação (10), b_1 , que informa que o efeito de curto prazo não foi significativo, indicando que não há evidência de efeito Fisher no curto prazo – esse mesmo resultado foi obtido por Mishkin e Simon (1995b). No entanto, o coeficiente do resíduo defasado, que informa a magnitude do desequilíbrio a ser corrigido (efeito de ajustamento), foi significativo (Tabelas 4 e 5) para os três períodos, o que indica que o modelo está fora do equilíbrio. Por exemplo, se a taxa de inflação esperada for superior à taxa de juros em um ponto percentual, a taxa de inflação esperada cairá 0,0509 pontos percentuais em média.

Tabela 4 – Modelo de Correção de erro utilizando $\Delta\pi$ como variável dependente

Regressor	Coefficiente	Desvio padrão	Teste t [Prob]	Estatística DW
Período 1				1.289552
constante	-.0075958	.0092035	-0.83[0.410]	
Δi	.0294027	.0331658	0.89[0.376]	
$\mu(-1)$	-.0509588	.0131925	-3.86[0.000]*	
Período 2				.759505
constante	.0083403	.0076893	1.08[0.280]	
Δi	.0237253	.0232074	1.02[0.308]	
$\mu(-1)$	-.0820001	.0231867	-3.54[0.001]*	
Período 3				1.411921
constante	-.0256173	.0165359	-1.55[0.123]	
Δi	-.0111587	.0800397	-0.14[0.889]	
$\mu(-1)$	-.1052115	.0240127	-4.38[0.000]*	

* Significativa ao nível de 1%. Fonte: Dados de Pesquisa.

Tabela 5 – Modelo de Correção de erro utilizando Δi como variável dependente

Regressor	Coefficiente	Desvio padrão	Teste t [Prob]	Estatística DW
Período 1				1.664238
constante	-.001715	.015241	-0.11[0.910]	
$\Delta\pi$.0928626	.0914844	1.02[0.311]	
$\mu(-1)$	-.1549011	.0310703	-4.99[0.000]*	
Período 2				1.548683
constante	.0150633	.0250217	0.60 [0.548]	
$\Delta\pi$.3064301	.2500265	1.23 [0.222]	
$\mu(-1)$	-.2816021	.0571776	-4.93[0.000]*	
Período 3				1.171476
constante	-.0200014	.0141556	-1.41[0.160]	
$\Delta\pi$.0048513	.0643755	0.08 [0.940]	
$\mu(-1)$	-.2824022	.0379479	-7.44[0.000]*	

* Significativa ao nível de 1%. Fonte: Dados de Pesquisa.

A seguir é apresentada a análise de cointegração a partir do método de Johansen. Foi encontrada cointegração apenas para o primeiro período (Tabela 6). O coeficiente de cointegração normalizado pela inflação foi significativo, bem como os coeficientes de ajustamento (Tabela 7). A inclinação da relação de cointegração (0,654) é diferente de um, contrariando a versão forte do efeito Fisher. Esse resultado é o contrário ao obtido por Carneiro, Divino e Rocha (2003), que analisaram o efeito Fisher para o Brasil no período de 1980 a 1997, cujo coeficiente estimado da relação de cointegração foi da magnitude (1,01).

Com relação aos resultados obtidos por Berument e Jelassi (2002), que analisaram a relação de longo prazo entre taxa de juros nominal e inflação incorporando a dinâmica de curto prazo da taxa de juros, foram rejeitadas as versões forte e fraca da equação de Fisher para o Brasil para o período de 1995:05 a 1998:03. A relação de equilíbrio de longo prazo estimada tem a seguinte forma:

Inflação normalizada:

$$\alpha = -1.301307 + 1,5256 i$$

Taxa de juro normalizada:

$$i = 0.8529615 + 0.6554 \pi \quad (22)$$

A relação de longo prazo (equação 22) indica que a versão forte da equação de Fisher foi rejeitada e a versão fraca não foi rejeitada. As estimativas dos vetores $\hat{\alpha}$ que representam os coeficientes de ajustamento foram significativos (-0,0455806, 0,1203405) e (0,0695392, -0,1835955).

Os sinais dos coeficientes de inclinação da equação de cointegração e dos parâmetros de ajustamento estão de acordo com o esperado. Quando a inflação esperada estiver acima do valor de equilíbrio, ela cairá (-0,0455) em direção ao nível de equilíbrio e, ao mesmo tempo, a taxa de juros ajustar-se-á para cima (0,1203), em direção ao equilíbrio. Quando a taxa de juros é normalizada, e estiver acima do valor de equilíbrio, ela cairá (-0,1835955) em direção ao equilíbrio e a inflação esperada subirá (0,0695392) em direção ao equilíbrio.

5 Considerações finais

A macroeconomia clássica admite a proposição da neutralidade de longo prazo, isto é, a mudança permanente na variável nominal não tem efeito na variável econômica real da economia no longo prazo. Essa proposição pode ser analisada a partir da verificação da hipótese de Fisher, que admite uma relação de um para um entre a taxa nominal de juros e a taxa de inflação esperada.

Tabela 6 – Análise de cointegração pelo método de Johansen.

Período	Hipótese Nula	Ordem do VAR	Estatística Traço	Valor Crítico 5%
1980m1-2008m3 Período 1	$r=0$ $r \leq 1$	2	47.3583 1.0385*	15.41 3.76
1980m1-1994m6 Período 2	$r=0$ $r \leq 1$	2	56.1553 5.2395	15.41 3.76
1994m7-2008m3 Período 3	$r=0$ $r \leq 1$	2	80.9354 15.9262	15.41 3.76

* Significativa ao nível de 1%. Fonte: Dados de Pesquisa.

Tabela 7 – Teste de Cointegração utilizando o método de Johansen para o período 1.

		Inflação Normalizada				Taxa de Juros Normalizada				
		Coefficiente	Desvio Padrão	Z	P= Z	Coefficiente	Desvio Padrão	Z	P= Z	
Vetor de cointegração	1	-1.525634	.086166	-17.71*	0.000	1	-.6554653	.0390979	-16.76*	0.000
Velocidade de ajustamento:										
Inflação		-.0455806	.0118768	-3.84*	0.000	.0695392	.0181196	3.84	0.000	
Juros		.1203405	.0206538	5.83*	0.000	-.1835955	.0315102	-5.83*	0.000	

* Significativa ao nível de 1%. Fonte: Dados de Pesquisa.

Na literatura, a maioria dos trabalhos não encontra efeito Fisher no curto prazo; já com relação ao longo prazo, os resultados são mais contraditórios, sendo que alguns trabalhos encontraram o efeito Fisher e outros não o encontraram. As evidências empíricas obtidas nesse artigo rejeitaram a presença de efeito Fisher no curto prazo, e foi encontrada relação de cointegração entre taxa nominal de juros e taxa inflação esperada.

Assim, a forma forte da hipótese de Fisher foi rejeitada, mas a sua forma fraca (coeficiente positivo diferente da unidade) não o foi. Para futura pesquisa é importante verificar se a rejeição da versão forte da hipótese de Fisher é devido à não linearidade entre taxa de juros nominal e taxa de inflação esperada.

Referências

- ASTERIOU, D.; HALL, S.G. *Applied Econometrics – a modern approach*. 2.ed. Palgrave Macmillan, 2007. 397 p.
- ATKINS, F.J.; COE, P.J. An ARDL bounds test of the long-run Fisher effect in the United States and Canada. *Journal of Macroeconomics*, v. 24, p. 255-266, 2002.
- BAJO-RUBIO, O.; ESTEVE, V. *Is the Fisher effect non-linear? Some evidence for Spain, 1963-2002*. Fundación Centro de Estudios Andaluces, Documento de Trabalho, Serie Economica 2004/05. 13p.
- BEKDACHE, B.; BAUM, C.F. A re-evaluation of empirical tests of the Fisher Hypothesis. *Working Paper 472*, Economics Boston College, Sept. 18, 2000. 24p.
- BERUMENT, H.; JELASSI, M.M. The Fisher hypothesis: a multi-country analysis. *Applied Economics*, v. 34, p. 1645-1655, 2002.
- CARNEIRO, F.G.; DIVINO, F.A.C.; ROCHA, C.H. Reconsiderando o efeito Fisher: uma análise de cointegração entre taxas de juros e inflação. *Nova Economia*, v. 18, n. 1, p. 81-101, jan./jun. 2003.
- CHRISTOPOULOS, D.K.; LEÓN-LEDESMA, M.A. A long-run non-linear approach to the Fisher effect. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 39, n. 2-3, p. 543-559, Mar./Apr. 2007.
- CORRAY, A. The Fisher effect: a survey. *The Singapore Economic Review*, v. 48, p. 135-150, 2003.
- CROWDER, W.J.; HOFFMAN, D.L. The long-run relationship between nominal interest rates and inflation: the Fisher equation revisited. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 28, n. 1, p. 102-118, Feb. 1996.
- DUTT, S.D.; GHOSH, D. The Fisher hypothesis: examining the Canadian experience. *Applied Economics*, v. 27, p. 1025-1030, 1995.
- FAHMY, Y.A.F.; KANDIL, M. The Fisher effect: new evidence and implications. *International Review of Economics and Finance*, v. 12, p. 451-465, 2003.
- GARCIA, M.G.P. A formação de expectativas inflacionárias no Brasil: um estudo do efeito Fisher em um mecanismo de extração de sinal. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 471-510, dez. 1991.
- HEIJ, C. et al. *Econometric methods with applications in business and economics*. Oxford: Oxford Press, 2004. 787p.
- JOHNSON, P.A. Is it really the Fisher effect? Department of Economics, Vassar College. Vassar College Economics, *Working Paper 58*, New York, March 2005.
- JOHNSON, P.A. Is it really the Fisher effect? *Applied Economics Letters*, v. 13, p. 201-203, 2006.
- JOHNSON, P.A. Estimation of the specification error in the Fisher equation. *Applied Economics*, v. 26, p. 519-526, 1994.
- KING, R.G.; WATSON, M.W. Testing long-run neutrality. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, v. 83, n. 3, p. 69-101, Summer 1997.
- KOUSTAS, Z.; SERLETIS, A. On the Fisher effect. *Journal of Monetary Economics*, n. 44, p. 105-130, 1999.
- LAHIRI, K. Inflationary expectations: their formation and interest rate effects. *The American Economic Review*, v. 66, n. 1, p. 124-131, Mar. 1976.
- LING, T.; LIEW, V.K.; SYED, K.W. Fisher hypothesis: East Asian evidence from panel unit root tests. *Munich Personal RePEc Archive (MPRA)*, 25 Oct. 2007.
- MILLION, N. Central Bank's interventions and the Fisher hypothesis: a threshold cointegration investigation. *Economic Modelling*, n. 21, p. 1051-1064, 2004.
- MISHKIN, F.S. Is the Fisher effect for real? A reexamination of the relationship between inflation and interest rates. *Journal of Monetary Economics*, n. 30, p. 195-215, 1992.
- MISHKIN, F.; SIMON, J. An empirical examination of the fisher effect in Australia. National Bureau of Economic Research (NBER), *Working Paper N. 5080*, 1995a. 23p.
- MISHKIN, F.; SIMON, J. An empirical examination of the Fisher effect in Australia. *The Economic Record*, v. 71, n. 214, p. 217-229, Sept. 1995b.
- PELÁEZ, R.F. The Fisher effect: reprise. *Journal of Macroeconomics*, v. 17, n. 2, p. 333-346, 1995.
- ROMER, D. *Advanced macroeconomics*. 2. ed. McGraw-Hill, 2001. 651p.
- SÖDERLING, P. Monetary policy and the fisher effect. *Journal of Policy Modeling*, n. 23, p. 491-495, 2001.
- TAI-HU, L.; VENUS KHIM-SEN, L.; KHALID Wafa, S.; AZIZI Wafa, S. Fisher hypothesis: East Asian evidence from panel unit root test. *Munich Personal RePEc Archive (MPRA)*, 25 Oct. 2007, 9p. <<http://mpra.ub.uni-muenchen.de/5432/>>. Acessado em: jun. 2008.
- WALLACE, M.S.; WARNER, J.T. The Fisher effect and the term structure of interest rates: Tests of cointegration. *The Review of Economics and Statistics*, v. 75, n. 2, p. 320-324, May 1993.
- WESTERLUND, J. Panel cointegration tests of the Fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, v. 23, n. 2, p. 193-233, Mar. 2008.

Anexos

ANEXO A

Teste de estacionariedade utilizando a estatística de Dickey-Fuller, aumentado para série taxa de juros, inflação esperada e resíduo da regressão, em nível e em diferença para o período 1980 a 2008m3 (Período 1).

Variáveis	Teste estatístico DF com constante e sem tendência	Valor crítico (1%)	Teste estatístico DF com constante e com tendência	Valor crítico (1%)	Teste estatístico DF sem constante e sem tendência	Valor crítico (1%)
Juros em nível ($P=1$)	-2.222	-3.453	-3.505	-3.987	-1.514	-2.580
Juros em primeira diferença ($P=1$)	-13.575*	-3.453	-13.578*	-3.987	-13.591*	-2.580
Inflação E1 em nível ($P=8$)	-0.822	-3.454	-1.909	-3.987	-1.081	-2.580
Inflação E1 em primeira diferença ($P=9$)	-7.648*	-3.459	-7.636*	-3.989	-7.644*	-2.580
Resíduo ¹ em nível ($P=4$)	-4.187*	-3.454	-4.383*	-3.987	-4.187*	-2.580
Resíduo ² em nível ($P=1$)	-6.797*	-3.454	-6.769*	-3.987	-6.806*	-2.580

* Significativo ao nível de 1%; P = número de defasagem.

¹ Resíduo da Regressão da Taxa de Inflação Esperada em relação à Taxa de Juros.

² Resíduo da Regressão da Taxa de Taxa de Juros em relação à Taxa de Inflação Esperada.

Fonte: Dados de Pesquisa.

ANEXO B

Teste de estacionariedade utilizando a estatística de Dickey-Fuller, aumentado para série taxa de juros, inflação e resíduo da regressão, em nível e em diferença para o período 1980 a 1994m6 (Período 2).

Variáveis	Teste estatístico DF com constante e sem tendência	Valor crítico (1%)	Teste estatístico DF com constante e com tendência	Valor crítico (1%)	Teste estatístico DF sem constante e sem tendência	Valor crítico (1%)
Juros em nível ($P=1$)	-3.080	-3.486	-4.619*	-4.016	-0.413	-2.590
Juros em primeira diferença ($P=1$)	-10.023*	-3.486	-9.993*	-4.016	-10.024*	-2.591
Inflação E1 em nível ($P=10$)	-1.207	-3.490	-2.192	-4.020	0.715	-2.592
Inflação E1 em primeira diferença ($P=9$)	-5.421*	-3.490	-5.391*	-4.020	-5.331*	-2.592
Resíduo ¹ em nível ($P=4$)	-3.055	-3.488	-4.229*	-4.018	-3.064*	-2.591
Resíduo ² em nível ($P=1$)	-7.311*	-3.487	-7.299*	-4.017	-7.334*	-2.591

* Significativo ao nível de 1%; P = número de defasagem.

¹ Resíduo da Regressão da Taxa de Inflação Esperada em relação à Taxa de Juros.

² Resíduo da Regressão da Taxa de Taxa de Juros em relação à Taxa de Inflação Esperada.

Fonte: Dados de Pesquisa.

ANEXO C

Teste de estacionariedade utilizando a estatística de Dickey-Fuller, aumentado para série taxa de juros, inflação e resíduo da regressão, em nível e em diferença para o período 1994m7 a 2008m3 (Período 3).

Variáveis	Teste estatístico DF com constante e sem tendência	Valor crítico (1%)	Teste estatístico DF com constante e com tendência	Valor crítico (1%)	Teste estatístico DF sem constante e sem tendência	Valor crítico (1%)
Juros em nível ($P=11$)	-10.056*	-3.488	-12.047*	-4.018	-8.316*	-2.591
Juros em primeira diferença ($P=7$)	-5.567*	-3.488	-6.111*	-4.018	-5.225*	-2.591
Inflação E1 em nível ($P=8$)	-4.237*	-3.490	-3.771	-4.020	-2.952*	-2.592
Inflação E1 em primeira diferença ($P=7$)	-4.918*	-3.490	-5.280*	-4.020	-4.776*	-2.592
Resíduo ¹ em nível ($P=4$)	-2.205	-3.490	-2.201	-4.020	-2.215	-2.592
Resíduo ² em nível ($P=4$)	-7.074*	-3.490	-8.502*	-4.020	-7.183*	-2.592

* Significativo ao nível de 1%; P = número de defasagem.

¹ Resíduo da Regressão da Taxa de Inflação Esperada em relação à Taxa de Juros.

² Resíduo da Regressão da Taxa de Taxa de Juros em relação à Taxa de Inflação Esperada.

Fonte: Dados de Pesquisa.