

Reconsiderando o efeito Fisher: uma análise de cointegração entre taxas de juros e inflação

Francisco G. Carneiro

Mestrado em Economia de Empresas
Universidade Católica de Brasília

José Ângelo C. A. Divino

Mestrado em Economia de Empresas
Universidade Católica de Brasília

Carlos Henrique Rocha

Mestrado em Economia de Empresas
Universidade Católica de Brasília

Palavras-chave

inflação, taxa de juros,
política monetária.

Classificação JEL O42, E31.

Key words

*inflation, interest rate,
monetary policy.*

JEL Classification O42, E31.

Resumo

O *paper* analisa a validade do *efeito Fisher* nas economias da Argentina, do Brasil e do México no período 1980-1997. Através da análise de cointegração, apresenta-se evidência a favor de uma relação de equilíbrio estável no longo prazo entre taxa de juros e inflação, apenas para os casos da Argentina e do Brasil. Os resultados sugerem, portanto, que, para estes países, a taxa de juros é a variável que se move para se ajustar a choques na taxa de inflação.

Abstract

This paper investigates the validity of the Fisher effect hypothesis that it is the interest rate which moves to adjust to the anticipated changes in the rate of inflation. The analysis is carried out with monthly data for the period 1980-1997 for three countries with recent histories of chronic high inflation: Argentina, Brazil, and Mexico. A co-integration analysis has provided evidence of a stable long-run equilibrium relationship between nominal interest rates and the inflation rate for the cases of Argentina and Brazil only.

1_ Introdução

A discussão empírica sobre a relação de um para um entre taxa de inflação e taxa nominal de juros, chamada de *efeito Fisher*, ocupa importante papel nas questões de economia monetária e de política econômica. Sua evidência implica que a taxa de juros real não é alterada por mudanças antecipáveis na taxa de inflação e de crescimento da oferta monetária, mantendo-se constante ao longo do tempo. Isto se reflete diretamente na ação da política monetária, pois, sob o efeito Fisher, mudanças na taxa de crescimento da moeda afetam apenas o nível de preços, não atingindo o lado real da economia.

As estimativas do efeito Fisher para economias desenvolvidas formam um amplo, embora pouco consensual, conjunto de estudos. Para citar alguns, pode-se destacar Ahmed e Rogers (1996); Crowder e Hoffman (1996); Huizinga e Mishkin (1984); Mishkin (1992); Yuhn (1996); e Koustas e Selertis (1999). A diversidade das abordagens, aliada à especificidade dos países considerados, constituem os determinantes das divergências sobre a evidência empírica da relação *fisheriana*.

Por outro lado, sabe-se pouco sobre o efeito Fisher em economias em desenvolvimento como as latino-americanas.¹ Phylaktis e Blake (1993) apresen-

tam alguma evidência empírica para a América Latina estudando a *equação de Fisher* para a Argentina, o Brasil e o México e constatando a validade do *efeito* em cada um destes países. Sua análise, no entanto, usa dados trimestrais e diferentes amostras, que não levam em consideração os períodos de maior instabilidade econômica em cada país.² Neste *paper*, examinamos também os casos da Argentina, do Brasil e do México, através de uma análise de cointegração, conforme proposto por Johansen (1988), Johansen e Juselius (1990) e Johansen (1991), e de exogenidade, baseada em Johansen (1992).

Ao contrário de Phylaktis e Blake (1993), utilizamos dados mensais e tomamos o período que se estende de janeiro de 1980 a setembro de 1997 nos três países. Assim, consideramos um período amostral onde observaram-se sucessivas intervenções de política com o propósito de estabilização macroeconômica. A hipótese que norteia o estudo é de que, em face do processo inflacionário elevado que marcou estas economias durante grande parte do período analisado, a política monetária caracterizou-se pela passividade, sendo inócua para afetar o lado real destas economias.

O trabalho está organizado conforme segue. A segunda seção descreve a

.....
¹ Evidências do efeito Fisher para o Brasil podem ser encontradas em Garcia (1992) e Maia (1998).

² Phylaktis e Blake (1993) usam dados trimestrais e consideram os períodos de 1971:1 a 1987:1, 1972:1 a 1984:3 e 1979:1 a 1991:3 para, respectivamente, Argentina, Brasil e México.

equação de Fisher e apresenta os procedimentos econométricos empregados. A terceira seção apresenta e discute os resultados obtidos. Por fim, a quarta seção relata as conclusões do estudo.

2_ A metodologia de teste do efeito Fisher

Na maioria dos trabalhos empíricos sobre o tema, a equação de Fisher é representada por uma equação do tipo:

$$i = r + \pi^e \quad (1)$$

onde: i é o log de 1 mais a taxa de juros nominal;

r é o log de 1 mais a taxa de juros real *ex-ante*;

π^e é o log de 1 mais a taxa de inflação esperada em um determinado período de tempo.

A vantagem de se trabalhar com a equação (1) é que ela nos dá um relacionamento linear que não ignora o termo que envolve o produto cruzado entre a taxa de inflação e a taxa de juros real, um relacionamento importante para economias que experimentam alta inflação, mas que muitas vezes é negligenciado em estudos sobre o efeito Fisher. Ou seja, a equação (1) mostra que a taxa de juros

nominal pode mudar por duas razões: ou porque mudou a taxa de juros real, ou porque mudou a taxa de inflação esperada. Supondo que r seja determinada pelo equilíbrio no mercado de bens e serviços, i acompanha *pari-passu* a inflação esperada.

Sob a suposição de que a taxa de juros real é gerada por um processo estacionário e de que a diferença entre taxa de inflação observada e a taxa de inflação esperada pode ser representada por um termo estacionário ruído branco, a equação (1) pode ser aproximada convenientemente da seguinte forma:

$$i_t = \alpha + \beta \pi_t^e = \varepsilon_t \quad (2)$$

onde: α é o logaritmo de 1 mais a taxa de juros real de longo prazo;

π_t^e é o logaritmo de 1 mais a taxa de inflação esperada;

ε_t é a soma de componentes estacionários que representam os erros das expectativas de inflação e os choques de média zero que afetariam a taxa de juros real no período t .

Assim, se $\beta = 1$ em (2), a taxa de juros nominal acompanharia *pari-passu* π^e , implicando na existência de um equilíbrio estável de longo prazo entre i_t e π_t^e .

A existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre duas variáveis pode ser investigada através de técnicas de cointegração originalmente propostas por Engle e Granger (1987) e Johansen (1988). Para testar se i_t e π_t^e são cointegradas, realizamos primeiro testes de raízes unitárias para os processos estocásticos que geram i_t e π_t^e usando o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de Perron (1989), que considera a hipótese de não-estacionaridade na presença de quebras estruturais. Após este procedimento, aplicamos então o método de análise de cointegração por máxima verossimilhança, tal como proposto por Johansen (1988), Johansen e Juselius (1990) e Johansen (1991). Finalmente, a fim de verificarmos se a causalidade se dá realmente da inflação para a taxa de juros, tal como postulado na hipótese do efeito Fisher, realizamos o teste de exogeneidade fraca para o parâmetro β no modelo (2), tal como em Johansen (1992).

O teste de exogeneidade que aplicamos baseia-se na tipologia definida por Engle *et al.* (1983), que apresentam três conceitos para diferentes níveis de exogeneidade: fraca, forte e su-

per-exogeneidade. Dados os nossos propósitos, vamos discutir brevemente apenas o primeiro deles aqui.³ A idéia de exogeneidade fraca leva em consideração os parâmetros de interesse de um modelo, fato que não se observava nas definições tradicionais de variáveis pré-determinadas e variáveis estritamente exógenas. A noção de parâmetros de interesse, por outro lado, pode ser visualizada através da decomposição da distribuição conjunta de duas variáveis quaisquer X e Y no produto entre as suas distribuições condicional e marginal. Para ilustrar o procedimento, vamos considerar o seguinte modelo:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

A análise refere-se à distribuição condicional de $\{Y_t; t=1,2,\dots,T\}$ dados os valores dos regressores X no tempo t , Y_t e os parâmetros β . O termo ε representa o vetor de resíduos que se distribuem como um ruído branco.

Seja Ψ a representação dos parâmetros da distribuição conjunta de Y_t e X_t : $f(Y_t, X_t, \Psi)$. Suponha ainda que Ψ possa ser dividida em (Ψ_1, Ψ_2) , onde Ψ_1 represente os parâmetros de interesse, e Ψ_2 seja o vetor de resíduos. Assim, podemos escrever:

.....
³ Para uma explicação detalhada sobre os demais conceitos de exogeneidade, o leitor interessado pode reportar-se a Ericsson *et al.* (1998).

$$f(Y_t, X_t, \Psi) = \overbrace{f \frac{Y_t}{X_t} \Psi_1}^{\text{Distribuição condicional}} \times \overbrace{f(X_t; \Psi_2)}^{\text{Distribuição marginal}} \quad (4)$$

Denotando os parâmetros de interesse por θ (incluindo agora o vetor β e as variâncias dos resíduos σ^2), este método implica que a natureza estocástica de X_t seja irrelevante com respeito às inferências sobre θ . Assim podemos dizer que:

Definição: X_t será exogenamente fraca ao longo do período $t=1, 2, \dots, T$, se existir uma reparametrização do modelo com $\Psi = (\Psi_1, \Psi_2)$ tal que θ seja função de Ψ_1 apenas, e Ψ_1 e Ψ_2 sejam “variation free” (ou seja, para um valor específico qualquer de Ψ_1 , Ψ_2 é livre para assumir qualquer outro valor).

(Engle, *et al.*, 1983, definição 2.5).

Esta definição assegura, na verdade, que θ pode ser obtido com informações provenientes de Ψ_1 apenas, uma vez que se exclui a possibilidade de que Ψ_1 e Ψ_2 estejam relacionados direta ou indiretamente (Ericsson *et al.*, 1998).

No arcabouço de análise de cointegração, podemos representar o modelo de Johansen (1988) da seguinte forma geral:

$$\Delta x_t = \delta + \alpha \beta x_{t-1} + \Gamma \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde: Δ , o operador de primeira diferença, é igual a $1 - L$;

L é o operador de defasagens, tal que $Lx_t = x_{t-1}$, α e β sejam matrizes $N \times r$ de posto r tal que $\alpha\beta = A_1 + A_2 - I_N$ e $\Gamma = -A_2$.

Neste contexto, os coeficientes da matriz α representam as velocidades de ajustamento a desequilíbrios temporários na relação de longo prazo, e a exogeneidade fraca de um determinado regressor do modelo se dá quando o seu coeficiente correspondente na matriz de α for igual a zero. Esta condição assegura que os parâmetros β aparecem no modelo condicional, mas não no modelo marginal. Assim, dependendo da especificação do modelo, a condição de exogeneidade fraca pode implicar na especificação de um sub-sistema ou de um modelo condicional com apenas uma única equação (Johansen, 1992). Esta característica particular da exogeneidade fraca é que nos interessa neste artigo.

3_ Análise empírica

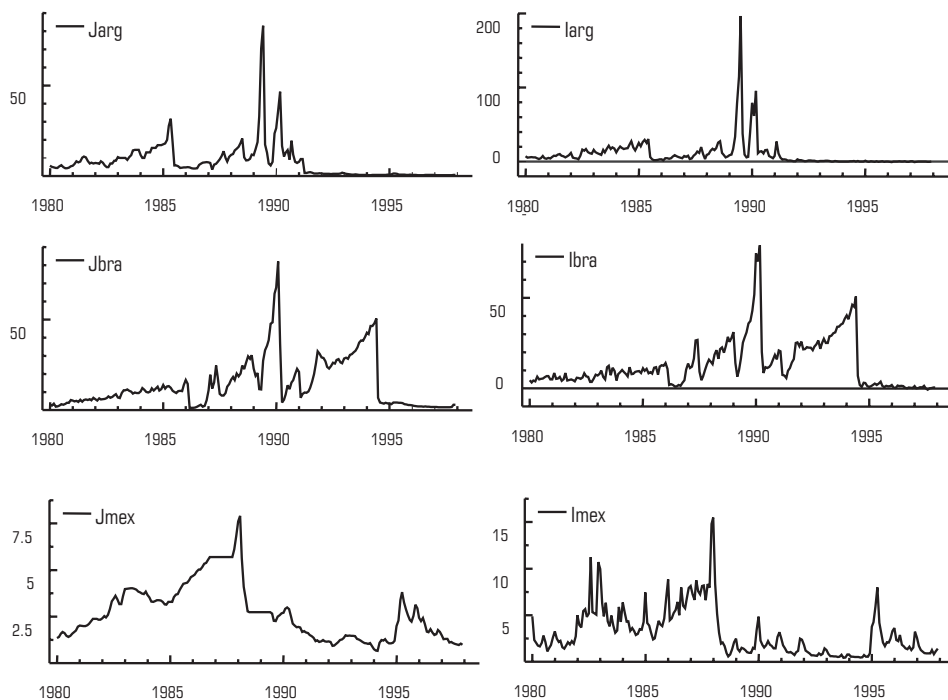
Utilizamos dados mensais extraídos do *International Financial Statistics* (IFS) publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) para o período que se estende de janeiro de 1980 a setembro de 1997. A taxa de juros nominal foi representada pela taxa sobre depósitos bancários e a inflação foi derivada dos índices de preços ao consumidor de cada país.

Para se chegar à inflação esperada, utilizou-se o procedimento sugerido por Mishkin (1992), que baseia-se no cálculo da média móvel da inflação observada.⁴

A Figura 1 descreve o comportamento temporal das taxas de juros nominais e das taxas de inflação para os três países. Pode-se notar uma relativa instabilidade para as séries entre os anos 1980

e 1990, com uma persistência mais prolongada para o caso do Brasil. Nos casos da Argentina e do Brasil, a inspeção gráfica parece sugerir um relacionamento mais próximo entre as séries de taxa de juros e inflação ao longo do tempo, o que não parece tão visível para o caso do México. Tal especulação parece ser confirmada quando se observam os gráficos

Figura 1_ Taxas de juros nominais e taxas de inflação para Argentina, Brasil e México



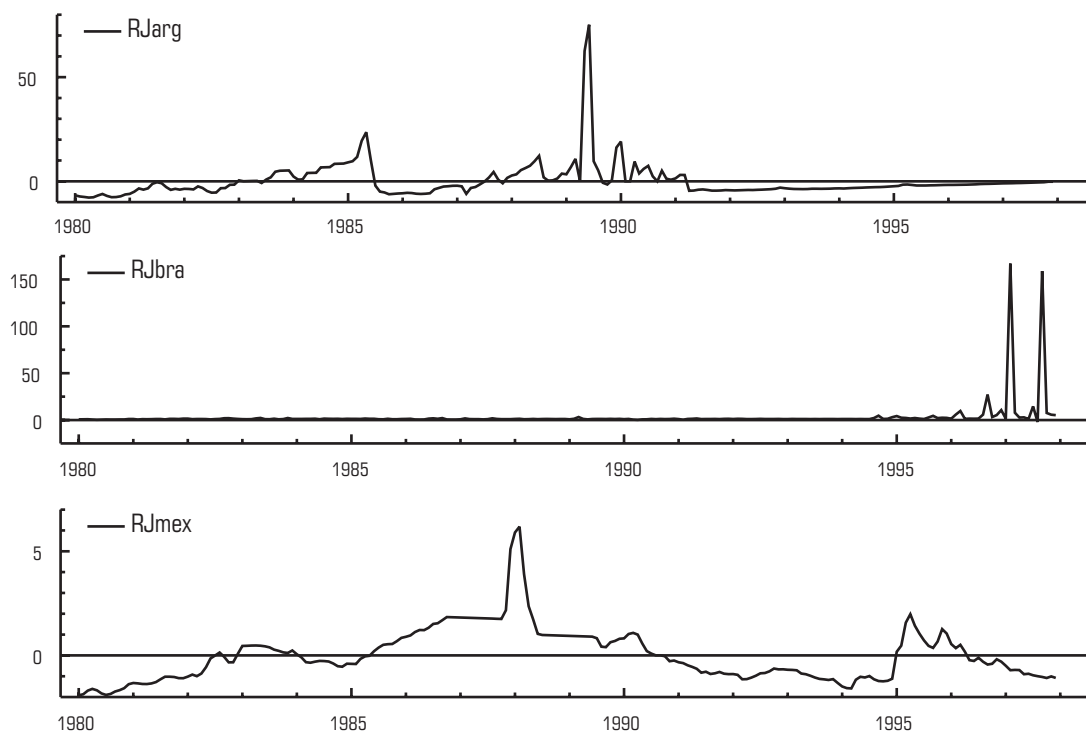
Fonte: Dados extraídos do International Financial Statistics, FMI.

⁴ Utilizamos três *lags* e três *leads* para a obtenção da inflação esperada em cada um dos países. A racionalidade desse método, como destaca Yuhn (1996), é que os indivíduos não possuem informações sobre longos horizontes de taxas de inflação, restringindo seu conjunto de informações a um montante finito.

para as taxas de juros reais para os três países, na Figura 2. Enquanto a evolução da taxa de juros real para Argentina e Brasil apresenta uma trajetória claramente estacionária, permeada por alguma instabilidade em função de intervenções em suas economias, o gráfico para o caso do México mostra uma taxa de juros real

aparentemente mais volátil. No entanto, informações mais precisas sobre as propriedades estatísticas das séries de tempo, como a presença ou não de uma ou mais raízes unitárias, podem ser obtidas somente através de testes específicos, que passamos a realizar a seguir.

Figura 2_ Evolução das taxas de juros reais para Brasil, Argentina e México



Fonte: Dados extraídos do International Financial Statistics, FMI.

A Tabela 1 reporta os resultados dos testes para a presença de uma ou mais raízes unitárias nas séries de inflação esperada (π^e) e taxa de juros nominal (i) para os três países. O primeiro teste realizado foi o Dickey-Fuller Aumentado para corrigir problemas de autocorrelação serial dos resíduos. De acordo com Dickey e Pantula (1987), testamos seqüencialmente para a presença de duas, uma ou zero raízes unitárias. Os testes apresentam resultados inequívocos, uma vez que em nenhum dos casos foi possível rejeitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária para as variáveis inflação esperada e taxa nominal de juros para os três países. Por outro lado, a hipótese nula sobre a existência de uma raiz unitária na primeira e segunda diferenças das séries foi rejeitada em todos os casos, o que indica que as séries em consideração são integradas de primeira ordem [I(1)] para Argentina, Brasil e México.

No entanto, é preciso notar que o poder do teste de Dickey e Fuller é afetado pela presença de quebras estruturais nas séries de tempo, que tornam as conclusões do teste viesadas no sentido da não-rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária (Campos; Ericsson e

Hendry, 1996). Um teste que incorpora tais quebras em sua formulação foi desenvolvido por Perron (1989), permitindo que se verifique a existência de raiz unitária na presença de quebras estruturais. Como os países envolvidos neste estudo experimentaram processos inflacionários semelhantes e passaram por experiências também parecidas de programas de estabilização, com freqüentes intervenções institucionais, a realização do teste de Perron para as séries consideradas também foi considerada. Os resultados deste teste aparecem na quarta coluna da Tabela 1 e confirmam as conclusões anteriores de que as séries são integradas de primeira ordem.⁵

Vale ressaltar que para que se possa estabelecer alguma relação econométrica entre as variáveis sob análise, as mesmas devem ser estacionárias ou integradas de mesma ordem. Caso contrário, como observam Granger e Newbold (1974), a análise estará sujeita a resultados espúrios. Como as variáveis que estamos considerando parecem ser integradas de mesma ordem, podemos então verificar se elas apresentam uma relação de equilíbrio estável no longo prazo, através do teste de Cointegração.

.....
⁵ Cati *et al.* (1999) desenvolveram um teste de raízes unitárias para séries de tempo sujeitas a sucessivas quebras estruturais, ilustrando seu procedimento com uma série de tempo para a inflação brasileira. Os resultados de tal aplicação indicaram que uma série como a da inflação brasileira deve ser considerada, na verdade, integrada de primeira ordem. Nossos resultados, para os três países, portanto, estão de acordo com os apresentados por Cati *et al.* (1999).

Tabela 1_ Testes de raízes unitárias

Variáveis	ADF ¹	Lags	Perron ²	Lags
π^{Arg}	-3,10	8	-2,71	2
$\Delta\pi^{Arg}$	-4,55	3	-3,95	1
$\Delta\Delta\pi^{Arg}$	-10,34	6	—	—
π^{Bra}	-2,43	8	-3,51	2
$\Delta\pi^{Bra}$	-4,72	3	-4,22	2
$\Delta\Delta\pi^{Bra}$	-13,98	6	—	—
π^{Mex}	-2,17	4	-3,05	4
$\Delta\pi^{Mex}$	-4,28	6	-4,02	3
$\Delta\Delta\pi^{Mex}$	-9,81	6	—	—
i^{Arg}	-1,98	9	-3,56	7
Δi^{Arg}	-4,58	5	-4,97	5
$\Delta\Delta i^{Arg}$	-10,51	6	—	—
i^{Bra}	-1,98	9	-3,68	0
Δi^{Bra}	-4,62	5	-5,01	1
$\Delta\Delta i^{Bra}$	-9,13	6	—	—
i^{Mex}	-3,00	13	-2,33	3
Δi^{Mex}	-4,98	8	-3,88	2
$\Delta\Delta i^{Mex}$	-9,43	6	—	—

Fonte: Elaboração própria com dados do IFS-FMI.

Notas: (1) Os valores teste ADF referem à equação irrestrita, que inclui constante e tendência, sendo que os mesmos não se alteraram quando o teste foi conduzido sem a tendência.

- (2) A estatística tabelada para os testes ADF e de Perron a 5% de significância foram -3,51 e -3,76, respectivamente, para os três países, sendo que os períodos das quebras estruturais considerados na realização do teste foram 1985:08, 1990:03 e 1987:12 para, respectivamente, Argentina, Brasil e México. Não foi necessário realizar o teste de Perron para as segundas diferenças das variáveis.

Os resultados da análise de Cointegração para Argentina, Brasil e México são apresentados na Tabela 2. Na implementação do teste, deve-se atentar para a determinação do número de *lags* a ser incluído na construção do VAR sob o qual se baseia a Análise de Cointegração, uma vez que o teste de Johansen é bastante sensível ao número de defasagens escolhido. O procedimento aqui adotado seguiu a metodologia *geral para o específico*, onde se evita sub-dimensionar a modelagem do VAR (Hendry, 1995). Como mostra Gonzalo (1994), o custo da sobre-parametrização é menor em termos de perda de eficiência do que se o VAR fosse sub-dimensionado. Os menores valores dos critérios de informação de Akaike e de Schwarz combinados com o desempenho dos modelos

rivais nos testes de diagnóstico foram os determinantes da seleção das dimensões dos VAR.

As estatísticas da Tabela 2 revelam que as variáveis taxa de inflação esperada e taxa nominal de juros cointegram nos três países considerados. Tanto pela estatística do traço ($\lambda_{traço}$) como pela do autovalor máximo (λ_{max}), a hipótese nula de que existe pelo menos um vetor cointegrante ($H_0: r \leq 1$) na equação de Fisher não pode ser rejeitada, ao passo que a hipótese de ausência de cointegração ($H_0: r = 0$) pode ser rejeitada ao nível de 5% de significância. Os vetores cointegrantes normalizados para a taxa nominal de juros bem como as respectivas velocidades de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo a partir de desvios na relação de curto prazo entre as variáveis podem ser encontrados na Tabela 3.

Tabela 2_ Teste de cointegração

Estatística	Hipótese nula	País		
		Argentina	Brasil	México
λ_{max}	$r = 0$	16,41 ¹	15,65 ¹	12,84 ¹
	$r = 1$	0,59	1,59	0,02
$\lambda_{traço}$	$r = 0$	16,99 ¹	17,23 ¹	12,86 ¹
	$r \leq 1$	0,59	1,59	0,02

Fonte: Elaboração própria com dados do IFS-FMI.

Nota: (1) Indica significância estatística ao nível de 5%.

Tabela 3_ Vetores de cointegração e velocidades de ajustamento

	Argentina		Brasil		México	
Vetor de cointegração	1	-0,57	1	-1,01	1	-0,79
Velocidade de ajustamento		-0,43		-0,60		-0,04

Fonte: Elaboração própria com dados do IFS-FMI.

Os coeficientes para as velocidades de ajustamento podem ser interpretados como mecanismos de correção de erros refletindo a velocidade na qual a taxa de juros se move para eliminar os choques na inflação em um mesmo mês (Ericsson, 1995).

Para o caso do Brasil, a taxa de juros move-se para eliminar cerca de 60% do desequilíbrio de longo prazo em um mesmo mês, implicando que se leva dois meses para se atingir o ajustamento total. Para a Argentina, o período de ajuste é um pouco maior, pois a velocidade de ajustamento foi de apenas 43%. No caso do México, o coeficiente de correção de erros apresentou valor muito baixo, com uma velocidade de ajustamento de apenas 4%.

A constatação de cointegração, pela análise aqui desenvolvida, representa condição necessária, mas não suficiente, em favor do efeito Fisher. Sua confirmação definitiva exige que a variável inflação esperada seja fracamente exógena na equa-

ção em que a taxa de juros é a variável dependente. Isto garante a validação da proposição fisheriana segundo a qual é a taxa de juros que se ajusta a mudanças na taxa de inflação. Assim, para verificarmos se esta condição se mantém, aplicamos o teste de exogeneidade fraca proposto por Johansen (1992), que consiste num teste de restrição zero sobre o mecanismo de correção de erros obtido na análise de cointegração. Testa-se a significância deste termo em cada uma das equações, permitindo verificar a presença de apenas um mecanismo de correção de erros nas equações do sistema. A unicidade do termo de correção de erros garante a exogeneidade fraca dos regressores, confirmando que a causalidade se dá apenas em um sentido (Engle *et al.*, 1983; Ericsson *et al.*, 1998), ou seja, da inflação para a taxa de juros, no nosso caso.

Como a presente análise envolve um VAR bidimensional, a hipótese nula que norteia nosso teste de exogeneidade fraca é de que o vetor de cointegração vá-

lido é aquele da equação da taxa de juros. Isto é testado impondo-se as seguintes restrições sobre a matriz α das velocidades de ajustamento:

- a. $[1 \ 0]$, *i. e.*, o vetor de cointegração relevante é o da equação de taxa nominal de juros;
- b. $[0 \ 1]$, *i. e.*, o vetor de cointegração relevante é o da equação da taxa de inflação.

A não-rejeição da hipótese nula em (a) e sua rejeição em (b) indica que o coeficiente da taxa de inflação é fracamente exógena na equação da taxa de juros, corroborando a ocorrência do efeito Fisher.

Os resultados do teste de razão de verossimilhança (LR) para cada um dos países são apresentados na Tabela 4, que revela que a variável taxa de inflação esperada pode ser considerada fracamente exógena na equação de Fisher para o Brasil e

para a Argentina ao nível de significância de 1%. No caso do México, a hipótese de que o vetor de cointegração válido é o da equação da taxa nominal de juros foi rejeitada a 1% de significância. Isto indica, na verdade, que é a taxa de inflação que se ajusta a variações na taxa de juros, contrariando a relação de Fisher. Desta forma, a análise de exogeneidade fraca permite inferir que o efeito Fisher prevalece nas economias brasileira e argentina, mas não se verifica na economia mexicana no período aqui considerado.⁶ A falha em se aceitar a validade do efeito Fisher para o caso do México pode estar sugerindo que países que já experimentam um período relativamente maior de estabilidade macroeconômica são mais propensos a apresentarem políticas monetárias mais efetivas do que países com uma história mais recente de instabilidade macroeconômica, como nos casos do Brasil e da Argentina.⁷

Tabela 4_ Teste de exogeneidade fraca

Hipótese nula	Argentina	Brasil	México
$[1 \ 0]$	0,15	0,14	9,44 ¹
$[0 \ 1]$	15,70 ¹	13,19 ¹	2,83

Fonte: Elaboração própria com dados do IFS-FMI.

Nota: (1) Indica significância estatística ao nível de significância de 1%.

.....
⁶ Phylaktis e Blake (1993) constataram a validade do efeito Fisher para o caso do México. No entanto, eles não testaram a exogeneidade fraca dos coeficientes de seus vetores de cointegração e, assim, não se pode, na verdade, afirmar que o efeito Fisher foi efetivamente válido com base em seus resultados.

⁷ Evidências recentes sobre a não-validade do efeito Fisher para alguns países industrializados, como Bélgica, Canadá, França e Dinamarca, entre outros, por exemplo, podem ser citadas como suporte a este argumento (Kousta e Serletti, 1999).

Estes resultados revelam que na conjuntura de elevada inflação que caracterizou estas economias durante grande parte do período aqui considerado a taxa nominal de juros seguiu de perto as variações na taxa de inflação esperada, mantendo inalteradas as taxas de juros reais no Brasil e Argentina. A política monetária não afetou, portanto, o lado real destas economias via transmissão pela taxa de juros real (Faria e Carneiro, 2001).

4_ Conclusão

Este artigo investigou a validade do efeito Fisher para os casos de Argentina, Brasil e México, considerando técnicas diferentes e um período de tempo mais amplo do que aqueles utilizados em estudos anteriores (Phylaktis e Blake, 1993; Garcia, 1992). Através de uma análise de cointegração, foi possível constatar a existência de uma relação estável de longo prazo entre taxas de juros nominais e inflação esperada para as economias argentina e brasileira. Para o caso do México, no entanto, não foi possível constatar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre estas variáveis. Este resultado indica que, dentre os países analisados, apenas no caso do México a política monetária do governo poderia im-

pactar o lado real da economia através da taxa de juros real.

É interessante notar, no entanto, que o exame do efeito Fisher considera apenas a relação entre taxa de juros e inflação no longo prazo. Conforme argumentou Fischer (1979), a inflação pode impactar variáveis reais no curto prazo. Fischer mostrou, por exemplo, que a inflação afeta os investimentos positivamente e o consumo negativamente, mas não afeta o produto no curto prazo. Nossos resultados mostram que a relação de Fisher é válida apenas no longo prazo, para os casos do Brasil e da Argentina. Tal como sustentado por Fisher e Seater (1993), King e Watson (1997) e Serletis e Koustas (1998), estes resultados poderiam ser vistos como suporte adicional à idéia de que a moeda é neutra no longo prazo. No entanto, conforme argumentam Koustas e Serletis (1999), a neutralidade da moeda permanece como uma grande questão ainda em aberto na literatura que demandaria maior aprofundamento através de pesquisas teóricas e empíricas. Deixamos este tema para um trabalho futuro.

Referências bibliográficas

- AHMED, S.; ROGERS, J. Long term evidence on the Tobin and Fisher effects: a new approach. *International Finance Discussion, Papers*, n. 566, 1996.
- CAMPOS, J.; ERICSSON, N. R.; HENDRY, D. F. Cointegration tests in the presence of structural breaks. *Journal of Econometrics*, v. 70, p. 187-220, 1996.
- CATI, R. C.; GARCIA, M. G. P.; PERRON, P. Unit roots in the presence of governmental interventions with an application to brazilian data. *Journal of Applied Econometrics*, v. 14, p. 27-56, 1999.
- CROWDER, W.; HOFFMAN, D. The long-run relationship between nominal interest rates and inflation: the Fisher equation revisited. *Journal of Money Credit and Banking*, v. 28, p. 102-118, 1996.
- DICKEY, D.; PANTULA, S. Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 5, p. 455-461, 1987.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.
- ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. Exogeneity. *Econometrica*, v. 51, p. 277-304, 1983.
- ERICSSON, N. R. Conditional and structural error correction models. *Journal of Econometrics*, v. 69, p. 159-171, 1995.
- ERICSSON, N. R.; HENDRY, D. F.; MIZON, G. E. Exogeneity, cointegration, and economic policy analysis. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 16, p. 370-387, 1998.
- FARIA, J. R.; CARNEIRO, F. G. Does high inflation affect growth in the long and short run? *Journal of Applied Economics*, forthcoming, 2001.
- FISCHER, S. Capital accumulation on the transition path in a monetary optimizing model. *Econometrica*, v. 47, p. 1433-1439, 1979.
- FISHER, W.; SEATER, J. Long-run neutrality and superneutrality in an ARIMA Framework. *American Economic Review*, v. 83, p. 402-415, 1993.
- GARCIA, M. A formação das expectativas inflacionárias no Brasil: um estudo de efeito Fisher em um mecanismo de extração de sinal. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 3, p. 471-510, 1992.
- GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 2, p. 111-120, 1974.
- GONZALO, J. Five alternative method of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics*, v. 60, p. 203-233, 1994.
- HENDRY, D. F. *Dynamic econometrics*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- HUIZINGA, J.; MISHKIN, F. S. Inflation and real interest rates on assets with different risk characteristics. *Journal of Finance*, v. 39, p. 699-712, 1984.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis on cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, p. 1551-1580, 1991.
- JOHANSEN, S. Testing weak exogeneity and the order of cointegration in U. K. money demand data. *Journal of Policy Modeling*, v. 14, p. 313-334, 1992.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-210, 1990.
- KING, R. G.; WATSON, M. W. Testing long-run neutrality. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, v. 83, p. 69-101, 1997.
- KOUSTAS, Z.; SERLETIS, A. On the fisher effect. *Journal of Monetary Economics*, v. 44, p. 105-130, 1999.

MAIA FILHO, L. F. A. *Análise da equação de Fisher na experiência inflacionária recente*. 1998.

Dissertação (Mestrado) – UnB, 1998. (Não publicada).

MISHKIN, F. S. Is the Fisher effect for real? A reexamination of the relationship between inflation and interest rates. *Journal of Monetary Economics*, v. 30, p. 195-215, 1992.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PHYLAKTIS, K.; BLAKE, D. The Fisher hipotesis: evidence from three high inflation economies. *Weltwirtschaftliches Archiv*, v. 129, n. 3, p. 59-599, 1993.

SERLETIS, A.; KOUSTAS, Z. International evidence on the neutrality of money. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 12, p. 449-459, 1998.

YUHN, K-H. Is the Fisher effect robust? Further evidence. *Applied Economics Letters*, v. 3, p. 41-44, 1996.

· · · · ·
· Os autores agradecem a ·
· Joaquim P. Andrade, João R. ·
· Faria e Adolfo Sachsida pelos ·
· comentários e sugestões recebidos, ·
· eximindo-os, no entanto, de ·
· qualquer responsabilidade por ·
· erros ainda presentes. ·
· ·
· **E-mail de contato dos autores:** ·
· carneiro@pos.ueb.br ·
· ·