



Munich Personal RePEc Archive

**Monetary policy and the relationship  
between real GDP and stockmarket in  
the Brazilian economy**

Mauricio Nunes and Sergio Da Silva

Federal University of Santa Catarina

2005

Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/4158/>  
MPRA Paper No. 4158, posted 20. July 2007

# **Política monetária e relação entre PIB real e mercado de ações na economia brasileira**

*Maurício Nunes\**

*Doutorando em Economia da UFRGS.*

*Sergio da Silva\*\**

*PhD Economics from the University  
of Birmingham.*

## **Resumo**

*Este trabalho apresenta evidência empírica para a relação entre o nível de atividade econômica da economia brasileira (medido pelo PIB real) e o mercado de ações, representado pelo Índice Bovespa. Analisa que esse fato precisa ser levado em conta pelas autoridades de política monetária, pois, caso contrário, o crescimento econômico real e a estabilidade dos preços podem estar ameaçados.*

## **Palavras-chave**

**Economia brasileira; PIB real; Bovespa.**

## ***Abstract***

*This paper presents favorable piece of evidence of the relationship between the Brazilian real output and its stockmarket. Neglecting this fact may jeopardize current price stability and economic growth.*

**Artigo recebido em 28 fev. 2005.**

---

\* E-mail: mauricio@ppge1.pppe.ufrgs.br

\*\* E-mail: email@sergiodasilva.com

## 1 - Introdução

Bancos centrais não costumam se orientar, em suas políticas, pelos acontecimentos dos mercados financeiros. Alan Greenspan sempre negou que o Federal Reserve estivesse conduzindo a política monetária de olho na recente “bolha” da *internet*. Isso até ele se referir à “exuberância irracional” da bolsa de valores, contribuindo (ou não) para o estouro da “bolha”. Agora, ele nega que o Banco Central norte-americano tenha como preocupação principal a atual queda no valor internacional do dólar. Na política monetária recente do Banco Central brasileiro, também parece estar implícito que os acontecimentos do mercado financeiro não devem orientar a política monetária; e isso está explícito na política de metas de inflação.

Esse ponto de vista baseia-se na pressuposição de que a atividade econômica real e o crescimento econômico não parecem ser influenciados pelos acontecimentos do mercado financeiro. Isso configuraria uma espécie de “neutralidade financeira”. Embora o ponto de vista seja extremo e autoridades monetárias pragmáticas dificilmente o aceitem, pelo menos publicamente, o fato é que a política monetária não parece se preocupar muito com a possibilidade de acontecimentos da bolsa de valores afetarem, por exemplo, o crescimento econômico.

Portanto, cabe investigar se essas orientações são bem fundamentadas. Neste trabalho, procuramos verificar se há relação entre o nível de atividade econômica da economia brasileira — medido pelo PIB real (PIBR) — e o mercado de ações, representado pelo Índice Bovespa (IBOVR). Procuramos também investigar a relação causal entre essas variáveis, o poder de previsão sobre a variável dependente e saber se esta última se ajusta a impactos transitórios.

Nossos resultados mostram que o PIB real e o Índice Bovespa se relacionam, o que sugere que o Banco Central deve, prudentemente, levar em conta o mercado de ações quando da condução da política monetária. Não levar em conta esse fato pode ameaçar a corrente estabilidade de preços e as perspectivas de crescimento econômico.

Na seção 2 deste trabalho, faremos uma breve revisão da literatura sobre a relação entre as variáveis reais e as financeiras. Na seção 3, apresentaremos as hipóteses, os dados e a metodologia do trabalho. Na seção 4, mostraremos nossos resultados empíricos. E, na seção 5, faremos comentários conclusivos.

## 2 - Revisão da literatura

Diversos trabalhos empíricos têm estudado a relação entre atividade econômica real e mercado de ações. Os trabalhos pioneiros, que incluem, por exemplo, Fama (1981), Geske e Roll (1983), Kaul (1987) e Barro (1990), mostram que mais de 50% das variações de retornos anuais podem ser utilizadas para prever variáveis econômicas reais, como o PIB real, a produção industrial e os investimentos das firmas.

Lucas (1978), Brock (1982), Cox, Ingersoll e Ross (1985), Abel (1988) e Chen (1991) utilizam modelos que consideram o consumo igualmente distribuído ao longo do tempo e mostram que retornos esperados são altos, quando o crescimento do produto e da riqueza é baixo. Isso poderia explicar a variação nos retornos esperados do *dividend yield*, ou seja, os dividendos por ação, e também do *default spread*, que é a diferença entre os rendimentos do portfólio de uma amostra de 100 ações e aquele das ações classificadas como Aaa pela Moody's. Breeden (1979) mostra, em uma variante dos modelos acima, que os retornos esperados são, ao contrário, positivamente relacionados ao crescimento esperado do produto.

Mais recentemente, há os trabalhos de Marathe e Shawky (1994), Choi, Hauser e Kopecky (1999), Kwon e Shin (1999) e Stock e Watson (2001). Marathe e Shawky (1994) avaliam a previsibilidade de retornos das ações, dividindo a produção agregada da economia norte-americana (entre 1947 e 1990) em um componente transitório e outro permanente. O componente permanente, que é uma tendência estocástica, explica substancialmente as variações de longo prazo da produção. Choques no componente permanente associam-se a variáveis reais, como acumulação de capital, crescimento da população e mudança tecnológica. O componente transitório, que é a parte estacionária da série, é influenciado por fatores monetários. Eles observam que o componente permanente da produção é responsável simplesmente por toda a previsibilidade atribuída à produção agregada. Os autores concluem que flutuações de curto prazo não apresentam qualquer efeito permanente sobre o produto agregado.

O estudo de Choi, Hauser e Kopecky (1999) é uma extensão dos de Fama (1990) e de Schwert (1989) e examina a relação entre taxas de crescimento industrial e retornos reais defasados para os países do G-7 entre 1957 e 1996. Eles recorrem às técnicas de co-integração e correção de erros, bem como à previsão fora da amostra de Ashley, Granger e Schmalensee (1980). Os resultados indicam que níveis de produção industrial são co-integrados com os preços das ações em termos reais e que a taxa de crescimento da produção é correlacionada, no curto prazo, com os retornos reais defasados (isso para determinadas

freqüências de dados, sendo os referentes à Itália uma exceção). Eles também encontram que, apenas para a Inglaterra e o Japão, o mercado de ações pode ser utilizado para prever o crescimento da produção.

Kwon e Shin (1999) investigam se um conjunto de variáveis macroeconômicas (índice de produção, taxa de câmbio, balança comercial e oferta de moeda) explica os preços dos ativos da economia sul-coreana. Eles constatam que essas variáveis são co-integradas. Entretanto, apesar de as variáveis apresentarem causalidade bidirecional (no sentido de Granger), os preços dos ativos não são o principal indicador das variáveis macroeconômicas. Isso contrasta com os resultados anteriores de Fama (1990), em que o mercado de ações sinaliza a mudança de direção do nível de atividade.

Stock e Watson (2001) examinam a capacidade de predição dos preços dos ativos em relação ao crescimento do produto real para o G-7, entre 1959 e 1999, utilizando dados mensais e trimestrais. Eles concluem que os preços dos ativos, apenas marginalmente, são capazes de prever a produção futura de dois, quatro e oito trimestres e que nenhum ativo isoladamente é capaz de prever depois de certo tempo; argumentam que isso ocorre porque os preços dos ativos dependem de choques, de mercados financeiros com grau de desenvolvimento diferente e de outros detalhes institucionais.

Quanto à relação entre política monetária e preços de ativos, Cecchetti, Genberg e Wadhawani (2002), por exemplo, argumentam que os desalinhamentos dos preços dos ativos podem ser utilizados como guia nas decisões do banco central. Em particular, o banco central pode melhorar suas previsões de inflação e de hiato do produto, levando em conta os desalinhamentos dos preços dos ativos. Afinal, uma “bolha” nesses preços distorce investimento, consumo e, portanto, demanda e oferta agregadas.

Em contraste, Bernanke e Gertler (1999; 2001) argumentam que não é necessário, nem desejável, que a política monetária reaja aos movimentos dos preços dos ativos, exceto quando estes atingirem uma magnitude capaz de afetar a inflação esperada e, por essa via, levar a pressões inflacionárias ou deflacionárias. Para eles, movimentos dos preços dos ativos simplesmente refletem variações dos fundamentos econômicos. O Banco Central deveria preocupar-se com os desalinhamentos nos preços dos ativos somente quando estes fossem oriundos de fatores não fundamentais, como política regulatória fraca e racionalidade imperfeita por parte dos agentes.

Para a economia brasileira, o potencial impacto do mercado financeiro sobre o lado real tem sido estudado em alguns poucos trabalhos, como os de Bekaert, Garcia e Harvey (1995), Tourinho (1996), Moreira, Fiorêncio e Lopes (1996) e Nunes, Da Costa Jr. e Seabra (2003).

Bekaert, Garcia e Harvey (1995) argumentam que o desenvolvimento financeiro reduz custos de capital e facilita a captação de recursos externos, o que é positivo para o crescimento econômico. Isso não é confirmado inicialmente por Tourinho (1996) e Moreira, Fiorêncio e Lopes (1996), que utilizaram modelos de co-integração, correção de erros e vetores auto-regressivos. Tourinho considera apenas que aumentos da taxa de inflação esperada reduzem o capital e a riqueza.

Moreira, Fiorêncio e Lopes (1996) apresentam um modelo de previsão do PIB, da inflação e dos meios de pagamentos com choques de oferta e neutros em relação à inflação. Com choque de oferta, o PIB e as demais variáveis convergem para seus valores de longo prazo, e a dívida privada cresce proporcionalmente com o PIB, indicando crescimento equilibrado. Com choque neutro em relação à inflação, os juros reais caem acentuadamente de início, voltando à sua tendência rapidamente. E isso impacta o PIB apenas no curto prazo.

Nunes, Da Costa Jr. e Seabra (2003) constatarem co-integração entre o PIB (e a taxa de câmbio) e os retornos do Índice Bovespa. Isso sugere uma relação estável de longo prazo entre essas variáveis. E também é consistente com a hipótese de que modificações no nível de atividade se relacionam positivamente com os retornos das ações (Fama; French, 1988). Eles ainda observam causalidade unidirecional do Índice Bovespa em direção ao PIB real, o que está de acordo com a hipótese de que o mercado de ações sinaliza as variações do nível de atividade (Fama, 1990). Com um modelo de correção de erros, eles descobrem que, no curto prazo, variações passadas do Índice Bovespa conseguem explicar variações atuais do PIB (e da taxa de câmbio real). Isso também está em conformidade com a hipótese de que os preços dos ativos refletem as expectativas dos investidores sobre o futuro das variáveis econômicas reais.

Portanto, há literatura sugerindo ausência de neutralidade financeira. O que faremos a seguir é reforçar esse ponto de vista para a economia brasileira.

### **3 - Problema, dados e metodologia**

Investigaremos, neste trabalho, a existência de relação entre o PIB real da economia brasileira e o Índice Bovespa. Isso significa procurar saber se essas variáveis são co-integradas.

Também procuraremos descobrir a relação causal entre essas variáveis, ou seja, saber se o sistema bivariado co-integrado possui relação causal em pelo menos uma direção. Se, por exemplo, o mercado de ações causar (no

sentido de Granger) o PIB real, isso significa que alterações do Índice Bovespa no período anterior levam a alterações das variáveis reais no atual período.

Se o coeficiente da variável independente defasada for significativo, isso quer dizer que esta tem capacidade de prever os movimentos da variável dependente. Assim, também verificaremos se a variável dependente se ajusta aos impactos transitórios em seu caminho em direção ao equilíbrio de longo prazo.

Utilizamos séries dos bancos de dados do Banco Central do Brasil e do IPEADATA. Elas se referem a dados mensais para o período de janeiro de 1990 a dezembro de 2004. Tomamos os logaritmos das variáveis para obter elasticidades e variações percentuais.

Para a variável PIB real, tomamos a sua média móvel de 12 meses para levar em conta o fator estacional de janeiro e fevereiro de cada ano, quando há redução do nível de atividade.

Utilizamos variáveis *dummy* para levar em conta o lançamento do Plano Real em julho de 1994 e também para o período seguinte à desvalorização de janeiro de 1999; afinal, as variações nos preços dos ativos, no regime anterior, não eram captadas pela taxa de câmbio, que variava dentro de bandas predeterminadas.

O tratamento dos dados foi feito recorrendo-se aos testes de co-integração de Johansen, de causalidade de Granger e ao modelo de correção de erros (Engle; Granger, 1987).

A análise de co-integração é o equivalente estatístico do equilíbrio de longo prazo. O teste de co-integração procura identificar a relação de longo prazo entre as variáveis econômicas, excluindo as tendências comuns que levam a uma relação espúria entre elas. Conclui-se pela existência de relação de longo prazo, se as variáveis forem co-integradas. Duas variáveis são co-integradas de ordem  $(d, d)$ , se a série correspondente a cada variável for estacionária após ser diferenciada  $t$  vezes. Quando a combinação linear entre as variáveis for estacionária, isto é,  $I(0)$ , os resíduos da equação de co-integração também serão estacionários em nível.

A análise de co-integração é feita em três etapas: (a) teste de raiz unitária, para verificar a ordem de estacionariedade das séries; (b) teste para verificar se as variáveis são co-integradas; e (c) análise do mecanismo de correção de erros, para verificar os desvios do caminho de equilíbrio. Detalhes dessas etapas podem ser encontrados em Enders (1994) e Mills (1993).

O teste de raiz unitária aumentado ou teste ADF, é dado por

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \lambda_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde  $X_t$  é o logaritmo da variável,  $T$  é a tendência,  $\Delta$  é a variação de um período a outro e  $\varepsilon_t$  é o termo representando o erro, por hipótese de média zero e variância  $\sigma^2$ .

A hipótese nula do teste de raiz unitária ( $H_0: \rho = 0$ ) é  $X_t$  seguir um passeio aleatório, quando o valor defasado do coeficiente calculado ficar abaixo do valor crítico  $\tau_\tau$  determinado por Fuller (1976). Esse teste é sensível aos coeficientes  $\alpha$  e  $T$ .

Aqui verificaremos se as séries do PIB real e do Índice Bovespa são estacionárias em nível ou se possuem pelo menos uma raiz unitária. Uma vez constatada a estacionariedade, investigaremos a ordem de integração entre elas. Esta é descrita pelo método de Johansen, isto é,

$$\Delta Z_t = \mu' + \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + v_t \quad (2)$$

onde  $Z$  é o vetor das variáveis,  $\mu'$  é o vetor das constantes,  $\Gamma_i$  é a matriz dos coeficientes e  $v_t$  são os resíduos (de média zero e variância  $\sigma^2$ ).

As séries são co-integradas, se o posto de  $\Pi$  for menor do que  $n$ . Neste caso,  $\Pi$  pode ser decomposto em  $\alpha\beta$ , onde  $\beta$  representa os vetores de co-integração, e  $\beta'Z_t$ , os desvios estacionários da relação de co-integração. É assim que a presença de co-integração entre variáveis fornece evidência de relação entre elas.

Os desvios podem ser determinados através do modelo de correção de erros dado por

$$\Delta Y_t = \alpha \Delta X_t - \beta(Y_{t-1} - AX_{t-1}) + \gamma \Delta Z_t + \mu_t \quad (3)$$

onde  $\mu_t$  é um ruído branco. Em cada período, as variações em  $Y$  dependem do impacto  $\alpha$  das variações dos valores fundamentais  $X$ . Dependem ainda da correção  $\beta$  do desvio do período anterior  $Y_{t-1} - AX_{t-1}$  e também da variação de fatores transitórios  $Z$ .

O teste de hipótese conjunta  $H_0: B(Y_{t-1} - AX_{t-1}) = 0$  e  $\gamma = 0$  procura verificar se as variáveis defasadas são capazes de prever os movimentos da variável dependente e também se a variável dependente se ajusta aos impactos dos fatores transitórios.

Se o termo de correção de erros for significativo na regressão entre o PIB real e o Índice Bovespa, podemos afirmar que estes se ajustam aos desvios prévios do equilíbrio. E, se o coeficiente da variável independente no período passado for significativo, podemos concluir que essa variável é capaz de prever a variável dependente no período corrente.



Um sistema co-integrado bivariado deve ter uma relação causal em, pelo menos, uma direção. Isso pode ser verificado no teste de causalidade de Granger. Este supõe que as informações relevantes para a previsão de duas variáveis,  $X$  e  $Y$ , estão contidas, exclusivamente, nas séries temporais dessas variáveis. Ou seja,

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + \mu_{1t} \quad (4)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + \mu_{2t} \quad (5)$$

Nessas equações, uma variável relaciona-se com seus valores passados e os valores passados da outra variável. Por hipótese, os erros  $\mu_{1t}$  e  $\mu_{2t}$  não apresentam correlação. A detecção de causalidade é feita através dos coeficientes estimados. Se os coeficientes estimados em grupo do  $X$  defasado em (4) forem estatisticamente diferentes de zero ( $\sum \alpha_i \neq 0$ ) e os coeficientes em conjunto do  $X$  defasado em (5) forem estatisticamente iguais a zero ( $\sum \lambda_i = 0$ ), constata-se uma relação causal de  $X$  para  $Y$ . Se  $\sum \alpha_i = 0$  e  $\sum \lambda_i \neq 0$ , a causalidade é inversa. Se ambos forem diferentes de zero, há causalidade bidirecional.

Se há uma relação de causalidade de  $X$  para  $Y$ , então a presença de  $X$  no conjunto de variáveis que explicam  $Y$  permite uma previsão de  $Y$  melhor do que se  $X$  não fizesse parte do modelo. Isso é capturado pelo teste F. Mais detalhes sobre causalidade de Granger podem ser encontrados em Gujarati (2003).

## 4 - Resultados empíricos

No Quadro 1, mostramos os resultados do teste de estacionariedade e a ordem de integração das variáveis.

Os resultados mostram que as variáveis não são estacionárias em nível, mas são estacionárias em primeiras diferenças. Portanto, as séries do Índice Bovespa e do PIB real são  $I(1)$ .

Quadro 1

## Teste de raiz unitária

| VARIÁVEIS      | NÍVEIS   |         |          |                   | PRIMEIRA DIFERENÇA |         |           |                   |
|----------------|----------|---------|----------|-------------------|--------------------|---------|-----------|-------------------|
|                | ADF (1)  | (p) (2) | PP (3)   | $\tau_{crit}$ (4) | ADF (1)            | (p) (2) | PP (3)    | $\tau_{crit}$ (4) |
| Índice Bovespa | (5)-2,38 | (3)     | (5)-1,27 | -2,88             | (5)-7,52           | (3)     | (5)-16,46 | -2,88             |
| PIB real       | (6)-2,49 | (10)    | (6)-3,31 | -3,44             | -7,85              | (4)     | -1 151    | -1,94             |

(1) ADF é o teste Dickey-Fuller aumentado. (2) p é o número ótimo de defasagens selecionadas de acordo com o critério de informação de Schwarz. (3) PP é o teste de Phillips-Perron. (4)  $\tau_{crit}$ : valores críticos com 5% de significância. (5) Com constante. (6) Com constante e tendência.

No Quadro 2, verificamos a existência de relação de longo prazo entre as variáveis.

O autovalor máximo e o traço sugerem que as séries do PIB real desestacionalizado (PIBRD) e o Índice Bovespa co-integram com apenas um vetor de co-integração. De fato, a hipótese nula de que as séries não co-integram o nível de significância de 5% é rejeitada nas duas estatísticas, e o vetor de co-integração sugerido é (1; -0,1029).

Quadro 2

## Teste de co-integração de Johansen

| $H_0$ : posto - p  | $\lambda_{max}$ (1) | 95%   | 99%        | Traço | 95%        | 99%   |
|--|---------------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| p = 0 (2)  | 33,88               | 15,67 | 20,20      | 41,22 | 19,96      | 24,60 |
| p = 1  | 7,34                | 9,24  | 12,97      | 7,34  | 9,26       | 12,97 |
| Coeficientes de co-integração normalizados: uma equação de co-integração |                     |       |            |       |            |       |
|  | PIBRD               |       | (3)C       |       | IBOVR      |       |
|  | 1                   |       | -6,404     |       | -0,1029    |       |
|  | (4)(0,0435)         |       | (4)(0,115) |       | (4)(0,004) |       |

NOTA: Os testes de diagnóstico rejeitam as hipóteses nulas de autocorrelação serial, heteroscedasticidade e não-normalidade dos resíduos.

(1)  $\lambda_{max}$ : máximo autovalor. (2) Denota rejeição da hipótese nula no nível de significância de 5% (1%). (3) C é uma constante. (4) Desvio padrão.

Embora, individualmente, as variáveis estimadas sejam integradas de ordem 1, a combinação linear das variáveis é co-integrada de ordem zero, o que indica uma relação de equilíbrio de longo prazo. As elasticidades de longo prazo entre as variáveis são positivas: alterações no PIB real estão relacionadas positivamente com alterações no Índice Bovespa. Esse resultado confirma a hipótese de Fama e French (1988).

No Quadro 3, mostramos o resultado do teste de causalidade de Granger.

Os resultados constantes no Quadro 3 mostram que há causalidade unidirecional do Índice Bovespa em relação ao PIB real desestacionalizado em três níveis de defasagens, indicando que os retornos no mercado de ações brasileiro antecipam as variações no nível de atividade. A congruência dos resultados nos três níveis de defasagem mostra pouca sensibilidade do teste em relação à extensão das defasagens, o que dá maior confiabilidade aos resultados.

Quadro 3

## Teste de causalidade de Granger bivariado

| DEFASAGENS            | 1        | 6        | 12      |
|-----------------------|----------|----------|---------|
| Hipótese nula         | Teste F  | Teste F  | Teste F |
| PIBRD não causa IBOVR | 0,003    | 0,242    | 1.253   |
| IBOVR não causa PIBRD | (1)20,98 | (1)3,971 | (1)2,73 |

(1) Significância a 5%.

Esses resultados reafirmam a hipótese de Fama (1990) e Schwert (1989) de que o mercado de ações sinaliza as variações no nível de atividade, mas contrariam aqueles de Najand e Noronha (1998) e Marathe e Shawky (1994), em que o nível de atividade (mais precisamente, a inflação, que é utilizada como *proxy*) e seu componente transitório causam os retornos das ações.

A existência de co-integração (Quadro 2) valida a relação de longo prazo entre as variáveis. Na presença de uma relação entre curto e longo prazos, os desequilíbrios de curto prazo devem retornar ao equilíbrio de longo prazo. Os resultados do teste de causalidade justificam, então, a estimação de um modelo de correção de erros que verifique as relações de curto prazo entre as variáveis. Isso é feito e descrito no Quadro 4.

Quadro 4

## Mecanismo de correção de erros

|   |         |                 |          |
|---|---------|-----------------|----------|
| $\text{PIBRD} = 0,384 \text{ PIBRD}(-1) (1) + 0,0208 \text{ PIBRD}(-2) - 0,036 \text{ PIBRD}(-3) - 0,105 \text{ PIBRD}(-4)$ |         |                 |          |
| (5,33)  | (0,29)  | (-0,56)         | (-1,654) |
| $- 0,031 \text{ IBOVR}(-1) + 0,056 \text{ IBOVR}(-2)(1) - 0,021 \text{ IBOVR}(-3) - 0,003 \text{ IBOVR}(-4)$                |         |                 |          |
| (-0,68)   | (1,98)  | (-0,54)         | (0,82)   |
| $+ 0,124 \text{ D94} (1) - 0,362 \text{ R} (1)$   |         |                 |          |
| (5,76)  | (-5,86) |                 |          |
| R <sup>2</sup> Ajustado = 0,36  |         | Teste F = 10,43 |          |
| $\text{IBOVR} = -0,007 \text{ PIBRD}(-1) (1) + 0,138 \text{ PIBRD}(-2) + 0,043 \text{ PIBRD}(-3) - 0,039 \text{ PIBRD}(-4)$ |         |                 |          |
| (-0,60)   | (1,12)  | (0,38)          | (-0,35)  |
| $-0,031 \text{ IBOVR}(-1) + 0,009 \text{ IBOVR}(-2) - 0,0013 \text{ IBOVR}(-3) - 0,068 \text{ IBOVR}(-4)$                   |         |                 |          |
| (-0,39)   | (0,12)  | (-0,20)         | (-1,05)  |
| $+ 0,019 \text{ D94} (1) - 0,025 \text{ R}(1)$  |         |                 |          |
| (0,50)  | (-0,23) |                 |          |
| R <sup>2</sup> Ajustado = 0,01  |         | Teste F = 0,19  |          |

NOTA: 1. R(1) é o coeficiente de correção de erros.

2. Os valores entre parênteses representam a estatística *t*.

(1) Significância a 5%.

O parâmetro de ajustamento do mecanismo de correção de erros na equação do PIBR estimada apresenta o sinal negativo esperado. E seu coeficiente indica que, a cada período, há uma compensação dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo em, aproximadamente, 36%.

As variações no nível de atividade estão sendo influenciadas pelas variações dos retornos no mercado de ações com dois períodos de defasagem. Além disso, as variações do PIB real corrente são influenciadas pelas variações do período anterior e pela *dummy* representando o lançamento do Plano Real. Esses resultados estão de acordo com os encontrados por Choi, Hauser e Kopecky (1999), em que as variações dos retornos dos ativos defasados estão correlacionadas com a taxa de crescimento contemporânea da produção industrial.

A equação do Índice Bovespa está em consonância com o previsto, tanto em termos teóricos quanto pela análise de co-integração. De fato, os resultados do teste de co-integração indicam relação de co-integração apenas na equação do PIB real. Todos os coeficientes da equação do Índice Bovespa não foram significativos. Isso quer dizer que as variações do Índice Bovespa não são determinadas nem pelas suas variações passadas nem pelas variações do nível de atividade; também não há convergência dos desvios no longo prazo.

Assim, podemos dizer que há uma relação de longo prazo entre os retornos do mercado de ações brasileiro e o nível de atividade durante o período estudado. Podemos também dizer que o nível de atividade corrente pode ser antecipado pelos movimentos nos preços das ações. Os resultados da relação de curto prazo entre as variáveis indicam que aproximadamente 36% dos desvios do longo prazo na equação do PIB real são corrigidos no período seguinte e que as variações passadas do Índice Bovespa em dois períodos influenciam as variações do PIB real.

## 5 - Conclusão

Bancos centrais geralmente não permitem que acontecimentos do mercado financeiro interfiram na agenda da política monetária. Esse tem sido o caso do Federal Reserve, tanto em relação ao mercado de ações quanto ao valor externo da moeda norte-americana. O Banco Central brasileiro também, implicitamente, parece não deixar que o Índice Bovespa seja um fator a ser considerado quando da definição da política monetária. Mais recentemente, isso se torna explícito com a política de metas de inflação.

Porém há bons fundamentos teóricos e empíricos para o ponto de vista de que a atividade econômica real e o crescimento econômico são influenciados pelos acontecimentos do mercado financeiro. Não há neutralidade financeira. Este trabalho contribui para mostrar que esse ponto de vista se mantém para a economia brasileira. Em particular, mostramos que o Índice Bovespa está relacionado ao PIB real.

Empregando métodos econométricos convencionais, mostramos que alterações do PIB real estão relacionadas positivamente com alterações do Índice Bovespa. Há causalidade unidirecional do Índice Bovespa em relação ao PIB real desestacionalizado em três níveis de defasagens, indicando que o Índice da Bolsa antecipa as variações do nível de atividade. Além disso, as variações do PIB real são determinadas por suas variações passadas e pelas variações passadas do Índice Bovespa.

## Referências

ABEL, A. Stock prices under time varying dividend risk: an exact solution of an infinite horizon general equilibrium model. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, North-Holland, v. 22, n. 3, p. 375-393, 1988.

ASHLEY, R.; GRANGER, C. W. J.; SCHMALENSEE, R. Advertising and aggregate consumption: an analysis of causality. **Econometrica**, Chicago, Ill., Econometric Society; University of Chicago, Ill, v. 48, n. 5, p. 1149-1167, July 1980.

BARRO, R. J. The stock market and investment. **Review of Financial Studies**, New York, NY, Society for Financial Studies, v. 3, n. 1, p. 115-131, Spring 1990.

BEKAERT, G.; GARCIA, M. G. P.; HARVEY, O. R. (1995). **The role of capital markets in economic growth**. Rio de Janeiro: PUC, 1995. (Texto para Discussão, n. 342).

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Monetary policy and asset price volatility. **Economic Review**, Kansas City, Mo. Federal Reserve Bank of Kansas City, n. 4, p. 17-51, Fourth Quarter 1999.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. **Monetary policy and asset price volatility**. Stanford, CA: National Bureau of Economic Research, 2000. (NBER Working Papers, n. 7559). p. 1-112.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Should central banks respond to movements in asset prices? **American Economic Review**, Nashville, Tenn., American Economic Association, v. 91, n. 2, p. 253-257, 2001.

BREEDEN, D. T. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. **Journal of Financial Economics**, Amsterdam, North-Holland; University of Rochester, v. 7, n. 3, p. 265-296, Sep 1979.

BROCK, W. A. Asset prices in a production economy. In: MCCALL, J. J. (Ed.). **The economics of information and uncertainty**. Chicago, Ill.: University of Chicago, 1982.

CECCHETTI, S. G.; GENBERG, H.; WADHAWANI, S. **Asset prices in a flexible inflation targeting framework**. Stanford, CA: National Bureau of Economic Research, 2002. (NBER Working Papers, n. 8970). p. 1-22.

CHEN, N. F. Financial investment opportunities and the real economy. **Journal of Finance**, New York, American Finance Association, v. 46, n. 2, p. 529-554, June 1991.

CHOI, J. J.; HAUSER, S.; KOPECKY, K. J. Does the stock market predict real activity? Time series evidence from the G-7 countries. **Journal of Banking and Finance**, Amsterdam, Elsevier Science B. V., v. 23, n. 12, p. 1771-1792, Dec 1999.

COX, J. C.; INGERSOLL, J. E.; ROSS, S. A. An intertemporal general equilibrium model of asset prices. **Econometrica**, Chicago, Ill., Econometric Society; University of Chicago, v. 53, n. 2, p. 363-384, Mar 1985.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 1. ed. New York: John Wiley, 1994.

ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, Chicago, Ill., Econometric Society; University of Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar 1987.

FAMA, E. F. Stock returns, expected returns, and inflation. **American Economic Review**, Nashville, Tenn., American Economic Association, v. 71, n. 4, p. 545-565, Sep 1981.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Dividend yields and expected stock returns. **Journal of Financial Economics**, Amsterdam, North-Holland; University of Rochester, v. 22, n. 1, p. 3-25, Oct 1988.

FAMA, E. F. Stock returns, expected returns, and real activity. **Journal of Finance**, New York, American Finance Association, v. 45, n. 4, p. 1089-1108, Sep 1990.

FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley, 1976.

GESKE, R.; ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. **Journal of Finance**, New York, American Finance Association, v. 38, n. 1, p. 1-33, Mar 1983.

GUJARATI, D. **Basic econometrics**. 4. ed. New York: McGraw Hill, 2003.

KAUL, G. Stock returns and inflation: the role of monetary sector. **Journal of Financial Economics**, Amsterdam, North-Holland; University of Rochester, v. 18, n. 2, p. 253-276, June 1987.

KWON, C. S.; SHIN, T. S. Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock markets returns. **Global Finance Journal**, Greenwich, Conn., JAI Press, v. 10, n. 1, p. 71-81, Spring/Summer 1999.

LUCAS, R. E. Asset prices in an exchange economy. **Econometrica**, Chicago, Ill., Econometric Society; University of Chicago, v. 46, n. 6, p. 1429-1445, Nov 1978.

MARATHE, A.; SHAWKY. Predictability of stock returns and real production. **The Quarterly Review of Economics and Finance**: journal of the Midwest Economics Association, Champaign, Ill., Bureau of Economic and Business Research; University of Illinois at Urbana-Champaign, v. 34, n. 4, p. 317-331, Winter 1994.

MILLS, T. C. **The econometric modelling of financial time series**. New York: Cambridge University, 1993.

MOREIRA, A. R. B.; FIORÊNCIO, A.; LOPES, H. F. **Um modelo de previsão do PIB, inflação e meios de pagamentos**. Rio de Janeiro: IPEA, 1996. (Texto para Discussão, n. 446).

NAJAND, M.; NORONHA, G. Causal relations among stock returns, inflation, real activity and interest rates: Evidence from Japan. **Global Finance Journal**, Greenwich, Conn., JAI Press, v. 9, n. 1, p. 71-80, Spring/Summer 1998.

NUNES, M. S.; DA COSTA JR., N. C. A.; SEABRA, F. Co-integração e causalidade entre as variáveis macroeconômicas, "risco Brasil" e os retornos no mercado de ações brasileiro. **Revista de Economia e Administração**, São Paulo, SP, Ibmec Educacional, v. 2, p. 26-42, 2003.

SCHWERT, G. W. Why does stock market volatility change over time? **Journal of Finance**, New York, American Finance Association, v. 44, n. 5, p. 1115-1153, Dec 1989.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Forecasting output and inflation: the role of asset price**. Stanford, CA: National Bureau of Economic Research, 2001. (NBER Working Papers, n. 8180). p. 1-89.

TOURINHO, O. A. F. **O crescimento econômico ótimo em economias com inflação**. Rio de Janeiro: IPEA, 1996. (Texto para Discussão, n. 430).