

**Regras de Política Monetária, Taxa de Câmbio e Preços de Ativos em Mercados Emergentes**

**Monetary policy rules, exchange rate, and asset prices in emerging markets**

**Mauricio Simiano Nunes**

*Programa de Pós-Graduação em Economia  
Universidade Federal de Santa Catarina  
simianonunes@bol.com.br*

**Sergio Da Silva**

*Programa de Pós-Graduação em Economia  
Universidade Federal de Santa Catarina  
professorsergiodasilva@gmail.com*

**Resumo**

*Neste artigo investigamos se preços de ativos e taxa de câmbio devem ser considerados argumentos na função de reação dos bancos centrais de países emergentes. Para este fim, utilizamos um modelo de métodos de momentos generalizados (GMM) em painel. Os resultados indicam que a inclusão da razão dividendo-preço e da taxa de câmbio real na função de reação do banco central parece ser uma informação incorporada no comportamento da inflação esperada e do hiato do produto. Apesar disto, não podemos inferir que aquelas variáveis devam fazer parte da função de reação.*

**Abstract**

*We evaluate whether asset prices and exchange rate should take part of central banks' reaction function using data for emerging market countries and the method of panel generalized moments (GMM). We find that inclusion of the dividend-price ratio and the real exchange rate in the reaction functions helps to predict expected inflation and output gap, though it is premature to infer that both variables should take part of the reaction functions.*

## 1. Introdução

Com a estabilidade econômica alcançada pelos países emergentes na última década, um problema que tem preocupado os bancos centrais é a instabilidade financeira, principalmente a volatilidade dos preços dos ativos. Pode-se dizer que há um razoável consenso de que os preços dos ativos apresentam mais volatilidade do que a justificada pelos fundamentos e o estudo da relação entre esses preços e os níveis de investimento e consumo e seus impactos sobre a demanda agregada desperta grande interesse.

Se há algum tipo de “exuberância irracional” no mercado de ativos (Shiller 2000), preços de ações, por exemplo, podem aumentar apenas devido à crença dos investidores em uma “nova economia”. As empresas podem então ser tentadas a compartilhar desse entusiasmo e investir além daquilo garantido pelos fundamentos. As crises financeiras japonesa, dos países do sudeste asiático e americana reforçaram a hipótese da exuberância irracional no apreçamento de ativos.

Outro motivo de preocupação para os bancos centrais é a facilidade na movimentação de capitais direcionados aos países emergentes. Apesar de muitos desses influxos terem sido motivados por condições econômicas favoráveis, uma parcela importante foi de capital de curto prazo, que são repatriados rapidamente ao menor sinal de instabilidade econômica. Essas ondas de influxos de portfólio para as economias emergentes podem contribuir para a criação de bolhas nos mercados de ações.

Além disso, os preços dos ativos carregam informação sobre o futuro de outras variáveis econômicas. Eles são, portanto, potencialmente úteis para prever a inflação e o crescimento do produto, fato que pode ser considerado pelas autoridades de política monetária.

A evidência de uma relação entre os fundamentos macroeconômicos e os mercados financeiros justifica o estudo detalhado da interligação entre a economia real e financeira. Em particular, bancos centrais das principais economias estão preocupados com a influência dos preços dos ativos na condução da política monetária. Contudo, este debate ainda é incipiente para as economias emergentes.

Neste trabalho, investigamos se os preços dos ativos devem exercer um papel central nas decisões de política monetária dos países emergentes. Em particular, procuramos saber se os preços dos ativos devem ser considerados argumentos na função de reação dos bancos centrais através do modelo de métodos de momentos

generalizados (GMM) em painel. Nossos resultados indicam que inclusão da razão dividendo-preço e da taxa de câmbio real na função de reação ajuda a prever a inflação esperada e o hiato do produto. Porém, isto não significa utilizar essas variáveis como argumentos das funções de reação.

O resto deste artigo é organizado como segue: na Seção 2 fazemos uma revisão teórica da relação entre preços de ativos e política monetária. Na Seção 3 descrevemos o modelo econométrico. Na seção 4 apresentamos os dados e descrevemos os métodos utilizados. Na Seção 5 mostramos os resultados e, na Seção 6, faremos as considerações finais.

## **2. Revisão da Literatura**

A importância dos preços de ativos para a economia real é quase um consenso (Gertler *et alli.*, 1998; Bernanke e Gertler, 1999, 2001; Cecchetti *et alli.*, 2000 e Goodhart e Hofmann, 2000). Contudo, há divergência a respeito da relevância informacional contida nestes preços, da sua exata implicação para o redesenho da política monetária e de outros assuntos práticos.

Os principais defensores de que a política monetária deve ser conduzida sem considerar as variações nos preços de ativos são Bernanke e Gertler (1999, 2000, 2001). Eles argumentam que, em um contexto de metas de inflação, não é necessário que a política monetária reaja aos movimentos nos preços de ativos, exceto nas situações em que a alta destes afete a inflação esperada. Com mercados eficientes e sem distorções regulatórias, os movimentos nos preços de ativos simplesmente refletem variações ocorridas nos fundamentos econômicos. Variações nos preços de ativos somente são fonte independente de instabilidade se forem causadas por fatores não fundamentais (como política monetária frouxa ou racionalidade imperfeita dos agentes) que tenham impacto significativo na economia real (Bernanke e Gertler, 2001). Esta mesma opinião é compartilhada por Batini e Nelson (1999) e Gilchrist e Leahy (2002).

Já Cecchetti *et alli.* (2000, 2003) acham que desalinhamentos dos preços de ativos devem ser sistematicamente considerados pelo banco central em suas previsões de inflação e de hiato do produto, apesar de não serem o objetivo principal com metas de inflação. A principal razão é que bolhas nesses preços provocam distorções nos níveis de consumo e investimento e, portanto, na demanda e oferta agregadas. Uma pequena elevação (redução) das taxas de juros quando os preços de ativos ficam acima

(abaixo) dos níveis fundamentais compensam o impacto de bolhas nos níveis de produção e inflação. Além disso, uma política monetária antecipada de “remar contra a maré” pode reduzir a probabilidade de formação de bolhas e, portanto, de possível instabilidade macroeconômica.

Mussa (2003) também acha que preços de ativos na realidade já têm um papel significativo na condução da política monetária. O comportamento de lucros, bônus, propriedade e câmbio afetam a estabilidade de preços e o crescimento econômico já que os preços desses ativos estão entre os indicadores mais importantes de comportamento futuro dos níveis de preços e da atividade econômica. Mussa acha que a política monetária deve promover a estabilidade dos preços de ativos, apesar de este não ser seu objetivo principal. Como os preços de ativos, principalmente o de ações, são muito voláteis, seria contraproducente ajustar a política monetária em consonância com os movimentos nesses preços. Embora a autoridade precise levar em conta esses movimentos em algumas circunstâncias, sua natureza idiossincrática é tal que fica muito difícil desenhar uma regra de política monetária considerando-os sistematicamente.

Cecchetti, Chu e Steindel (2000) acham que, nessa discussão, os modelos em que a política monetária é transmitida via canal de crédito e acelerador financeiro são importantes pois bolhas nos preços de ativos podem elevar os investimentos. Com o aumento no valor das garantias das empresas, estas encontram mais facilidade de contrair empréstimos. Isto eleva o investimento, a demanda agregada e a produção no curto prazo, mas cria um excesso de capacidade que pode resultar em queda abrupta. Portanto, mesmo que a inflação média não seja afetada significativamente, a bolha no mercado de ações pode aumentar a volatilidade do produto.

Já Goodhart (2001) e Goodhart e Hofmann (2000) defendem a substituição dos índices de preços tradicionais, como o Índice de Preço ao Consumidor, por um índice ampliado que inclua preços de ativos, como imóveis e ações, considerando uma ponderação apropriada. Eles seguem a argumentação de Alchian e Klein (1973) de que o poder de compra das famílias depende não somente dos preços para o consumo corrente, mas também dos preços futuros. E como preços de ativos são uma medida dos preços futuros, precisam ser incluídos no índice de preços. Se for considerada a noção fisheriana (Fisher, 1930) de consumo intertemporal, a inclusão dos preços de ativos contribui para melhorar a previsão da meta de inflação de uma política monetária *forward looking*.

Brian, Cecchetti e O'Sullivan (2002) e Filardo (2000) sustentam opinião semelhante, embora tenham verificado que a previsão melhora muito pouco e que depende da importância relativa dos diferentes canais pelos quais os preços de ativos afetam a economia real.

No quadro 1 mostramos conclusões de outros estudos sobre a relação entre preços de ativos e decisões de política monetária.

### 3 Modelo Econométrico

Uma versão *forward looking* da regra de Taylor pode ser escrita como (Clarida, Gali e Gertler, 1998, 1999, 2000):

$$i_t = \bar{i} + \beta[E(\pi_{t+k} | \Omega_t) - \bar{\pi}] + \delta[E(x_{t+k} | \Omega_t)], \quad (1)$$

onde  $i_t$  é a taxa de juros nominal utilizada como instrumento de política monetária,  $\bar{i}$  é a soma da taxa de juros real de *steady state* e da inflação anual utilizada como meta,  $E(\pi_{t+k} | \Omega_t)$  e  $E(x_{t+k} | \Omega_t)$  denota as expectativas de inflação e de hiato do produto para o período  $t+k$ ,  $\bar{\pi}$  é a meta de inflação (implícita ou explícita), e  $x_{t+k}$  é o hiato do produto.

Normalmente, o VAR estrutural é a ferramenta estatística mais utilizada na avaliação dos efeitos dinâmicos dos choques de política monetária sobre a inflação e o produto (Sims, 1980; Bernanke e Blinder, 1992; Christiano, Eichenbaum e Evans, 1994; Clarida, Gali e Gertler, 1998, 1999, 2000). Porém, não basta apenas identificar os choques estruturais de política monetária, mas também destacar seu componente sistemático. O modelo VAR destaca (corretamente) que a taxa de juros nominal deve aumentar diante de elevados níveis do hiato do produto. Mas este aumento pode ocorrer somente porque o banco central visa apenas estabilizar a inflação, reagindo às variações ocorridas no hiato do produto. Assim, o aumento não pode ser um bom previsor da inflação futura. Uma forma mais parcimoniosa, porém mais informativa, é o método de momentos generalizados (GMM).

Considerando um modelo relativamente simples (Clarida, 2001) em que  $z_t = [y_t, \pi_t, r_t]$ , a representação do VAR estrutural em sua forma reduzida passa a ser dada por

$$z_t = A^{-1}Bz_{t-1} + \mu_t, \quad (2)$$

onde  $A$  é uma matriz triangular inferior, e a equação da taxa de juros no VAR estrutural fica sendo

$$i_t = -A_{31}x_t = -A_{32}\pi_t + B_{31}x_{t-1} + B_{32}\pi_{t-1} + B_{33}i_{t-1} + \varepsilon_{t-1}. \quad (3)$$

Destacando apenas os efeitos sobre a inflação, a regra de Taylor *forward looking* simplificada (FLTR) fica:

$$i_t = \beta E[\pi_{t+k} | \Omega_t] + \delta E[x_t | \Omega_t] + v_t, \quad (4)$$

Projetando  $\pi_{t+k}$  em  $\Omega_t$ , onde  $\Omega_t = [x_t, \pi_t, z_{t-1}]$ , obtemos

$$E\pi_{t+k} | \Omega_t = \alpha_1 x_t + \alpha_2 \pi_t + \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 \pi_{t-1} + \theta_3 r_{t-1}. \quad (5)$$

Substituindo (5) em (4):

$$i_t = \beta E[\alpha_1 x_t + \alpha_2 \pi_t + \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 \pi_{t-1} + \theta_3 r_{t-1}] + \delta x_t + v_t + \omega_t, \quad (6)$$

onde  $\omega_t = \beta E[\pi_{t+k} | \Omega_t] - \beta E[\pi_{t+k} | \Omega_t]$ .

Na equação (6), os coeficientes da FLTR substituem o VAR estrutural (equação (2)) com  $-A_{31} = \beta\alpha_1 + \delta$ ,  $-A_{32} = \beta\alpha_2$ ,  $B_{31} = \beta\theta_1$ ,  $B_{32} = \beta\theta_2$  e  $B_{33} = \beta\theta_3$ . Com isto, a hipótese de FLTR fica no lugar das restrições do sistema VAR bivariado composto de uma projeção de inflação futura realizada em  $\Omega_t$ , incorpora os coeficientes das projeções, além dos parâmetros  $\beta$  e  $\delta$ . O sistema fica com seis equações e dois parâmetros desconhecidos,  $\beta$  e  $\delta$ , já que  $\alpha$  e  $\theta$  não são livres, mas restritos pela hipótese de que o banco central fixa sua política baseado na previsão de inflação (e, possivelmente, na previsão do hiato do produto) (Clarida, 2001).

Já que não precisamos conhecer o conjunto de informação do banco central, o modelo pode ser estimado de maneira parcimoniosa por GMM, utilizando como instrumentos para a inflação corrente (e para o hiato do produto) seus valores defasados.

Esta abordagem também pode ser ampliada para testar a hipótese de que outras variáveis como a taxa de câmbio e o preço de ações influenciam o instrumento de

política indiretamente, considerando que estas variáveis são indicadores de inflação futura e de tendência do produto. Isto leva à regra de política monetária:

$$i_t = \beta E[\alpha_1 x_t + \alpha_2 \pi_t + \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 \pi_{t-1} + \theta_3 r_{t-1} + \theta_3 e_{t-1} + \theta_3 dp_{t-1}] + \delta x_t + v_t + \omega_t, \quad (7)$$

onde  $e_{t-1}$  é a taxa de câmbio real defasada de um período,  $dp_{t-1}$  é a razão dividendo-preço do índice do mercado de ações, e  $\alpha$  e  $\theta$  são os coeficientes das projeções de inflação realizada em relação aos instrumentos.

Na equação (7), a taxa de câmbio real e a razão dividendo-preço do índice de mercado influenciam o instrumento de política monetária somente porque são indicadores de inflação futura. Temos, então,  $\frac{\partial i_t}{\partial e_{t-1}} = \beta\theta_4$  e  $\frac{\partial i_t}{\partial p_{t-1}} = \beta\theta_5$ . A resposta da taxa de juros à taxa de câmbio e à razão dividendo-preço é o produto da resposta da taxa de juros à inflação esperada e da resposta da inflação esperada à depreciação da taxa de câmbio e à elevação da razão dividendo-preço.

A hipótese alternativa é que a taxa de câmbio e o preço das ações influenciam diretamente o instrumento de política monetária, uma vez que são variáveis-meta de política monetária. Podemos testar se estas realmente estão entre as metas de política monetária pela regra de política:

$$i_t = \beta E[\pi_{t+k} | \Omega_t] + \delta E[(x_t | \Omega_t)] + \gamma e_{t-1} + \varphi dp_{t-1} + v_t. \quad (8)$$

A regra de Taylor pode ser ampliada para

$$i_t = \beta E[\alpha_1 x_t + \alpha_2 \pi_t + \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 \pi_{t-1} + \theta_3 r_{t-1} + \theta_3 e_{t-1} + \theta_3 dp_{t-1}] + \delta x_t + \gamma e_{t-1} + \varphi dp_{t-1} + v_t + \omega_t \quad (9)$$

Há agora quatro parâmetros a estimar:  $\beta$ ,  $\delta$ ,  $\gamma$  e  $\varphi$ , além de sete instrumentos, já que temos três restrições de super identificação. Agora,  $\partial i_t / \partial e_{t-1} = \gamma + \beta\theta_4$  e  $\partial i_t / \partial p_{t-1} = \varphi + \beta\theta_5$ . A resposta da taxa de juros à taxa de câmbio e à razão dividendo-preço inclui um canal direto de “remar contra a maré”, por meio do qual o banco central ajusta a taxa de juros quando ocorrem afastamentos da taxa de câmbio e da razão dividendo-preço de suas metas.

### 3.1 Modelo econométrico: estimativa

O comportamento da taxa de juros de curto prazo não é considerado na equação (1). Como as autoridades também podem suavizar as variações na taxa de juros (Goodfriend, 1987), podemos então considerar que  $i_t$  se ajusta à sua meta  $\bar{i}$  de acordo com o mecanismo de ajustamento parcial

$$i_t = [1 - \rho(1)]\bar{i} + \rho(L)i_{t-1} + v_t, \quad (10)$$

onde  $L$  é o operador de defasagens e  $v_t$  representa choques exógenos na taxa de juros (de média zero). Se incluirmos a condição (10) na equação (1) ficamos com uma regra de taxa de juros em que o banco central interfere em cada período na taxa de juros de curto prazo, reduzindo o hiato entre a taxa meta corrente e seus valores passados.

Como em Chadha, Sarno e Valente (2004) iniciamos com o modelo restrito para estimar a regra de política monetária:

$$i_t = \alpha + \lambda\pi_{t+k} + \vartheta x_{t+k} + \rho(L)r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

onde foram eliminadas as expectativas condicionais não observáveis. Para as variáveis realizadas temos  $\alpha = [1 - \rho(1)](\bar{i} - \beta\bar{\pi})$ ,  $\lambda = [1 - \rho(1)]\beta$  e  $\vartheta = [1 - \rho(1)]\delta$ . O termo-erro  $\varepsilon_t = v_t - [1 - \rho(1)]\{\beta[\pi_{t+k} - E(\pi_{t+k} | \Omega_t)] + \delta[x_{t+k} - E(x_{t+k} | \Omega_t)]\}$  é a soma dos choques exógenos (de média zero) e de uma combinação linear dos erros de previsão, que são ortogonais às variáveis consideradas no conjunto de informação  $\Omega_t$ .

A equação (11) não considera explicitamente o papel dos preços das ações e da taxa de câmbio na regra de política monetária. Mas estas variáveis podem ter impacto indireto na taxa de juros, já que podem antecipar possíveis variações na inflação esperada ou no hiato do produto.

Porém, estas variáveis também podem ser utilizadas diretamente como argumentos na regra de política monetária. Podemos generalizar a FLTR descrita em (11) para considerar que preços de ativos e taxa de câmbio impactam diretamente a taxa de juros:

$$i_t = \alpha + \lambda\pi_{t+k} + \vartheta x_{t+k} + \rho(L)r_{t-1} + \kappa e_{t-1} + \phi dp_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

onde  $e_{t-1}$  e  $dp_{t-1}$  denotam a taxa de câmbio real e os preços de ações defasados em um período,  $\alpha = [1 - \rho(1)](\bar{i} - \beta\bar{\pi} - \gamma\bar{e} - \phi\bar{d}\bar{p})$ ,  $\lambda = [1 - \rho(1)]\beta$ ,  $\vartheta = [1 - \rho(1)]\delta$ ,  $k = [1 - \rho(1)]\gamma$ , e  $\phi = [1 - \rho(1)]\phi$ , onde  $\gamma$  e  $\phi$  são parâmetros de resposta do banco central a desequilíbrios na taxa de câmbio e nos preços de ativos, e  $\varepsilon_t = v_t - [1 - \rho(1)]\{\beta[\pi_{t+k} - E(\pi_{t+k} | \Omega_t)] + \delta[x_{t+k} - E(x_{t+k} | \Omega_t)]\}$ .

Como em Chadha, Sarno e Valente (2004), consideramos  $z_t$  o vetor de instrumentos que compreende o conjunto de informação do banco central na sua decisão a respeito de  $i_t$ , ou seja,  $z_t \in \Omega_t$ . A equação (13) implica um conjunto de condições de ortogonalidade porque os elementos de  $z_t$  incluem variáveis defasadas que ajudam a prever a inflação e o produto, assim como as variáveis contemporâneas que não são correlacionadas com o choque na taxa de juros  $v_t$ . Como  $E[\varepsilon_t | z_t] = 0$ , temos

$$E[(i_t - \alpha - \lambda\pi_{t+k} - \vartheta x_{t+k} - \rho(L)r_{t-1} - \kappa e_{t-1} - \phi dp_{t-1}) | z_t] = 0. \quad (13)$$

Este conjunto de condições de ortogonalidade constitui a base da estimação do vetor de parâmetros  $\{\beta, \delta, \rho, \gamma, \phi\}$  utilizando o GMM com uma matriz de ponderações ótima que leva em conta possíveis correlações seriais em  $\varepsilon_t$ .

A partir de (11) e (12), podemos estimar as regras de política para uma amostra de países em conjunto através de um modelo em painel do tipo

$$i_{it} = \alpha + \lambda\pi_{i,t+k} + \vartheta x_{i,t+k} + \rho(L)r_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

e

$$i_{it} = \alpha + \lambda\pi_{i,t+k} + \vartheta x_{i,t+k} + \rho(L)r_{i,t-1} + \kappa e_{i,t-1} + \phi dp_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (15)$$

onde o subíndice  $i$  indica um determinado país. As equações (14) e (15) apresentam as mesmas características de (11) e (12) e as condições de ortogonalidade como em (13).

#### 4. Dados e métodos

As variáveis utilizadas na análise foram estimadas com periodicidade trimestral. São elas:

- Preços das ações que compõem o índice de mercado de cada país emergente;
- Produto da economia medido pelo PIB ou pelo Índice de Produção Industrial (IPI);
- Índice de Preços ao Consumidor (IPC);
- Taxa de juros, calculada pela taxa do mercado monetário. Para os países que não possuem taxa de mercado monetário, utilizamos taxas interbancárias ou de redesconto;
- A taxa de câmbio real, calculada utilizando-se a taxa de câmbio nominal de cada moeda nacional em relação ao dólar descontada pelo diferencial de inflação entre o país e os Estados Unidos;

Os dados foram obtidos em *Datastream* e incluem os 22 países que compõem o *Emerging Markets Data Base* calculado pelo *Standard & Poors*, além do *International Financial Statistics* do FMI. Os países e os períodos analisados são mostrados na Tabela 2.

As funções de reação descritas na seção 3 referem-se ao desvio da inflação de sua meta e não ao nível de inflação vigente. Surge então o problema de achar uma *proxy* para  $\bar{i}$ . Comumente supõe-se que  $\bar{i}$  é a constante, se determinada por um banco central que adota metas de inflação. Como alguns dos países da amostra não adotaram o regime de metas de inflação no período de análise, ou o adotaram durante o período, optamos por considerar a meta de inflação igual a zero, de forma que o desvio da inflação iguale-se à própria inflação.

Outro problema surge na análise do coeficiente  $\beta$ . Para que as estimativas sejam compatíveis com a regra de Taylor, não basta que o banco central reaja aos desvios da inflação de sua meta: a reação precisa ser mais que proporcional para que a política monetária consiga estabilizar a inflação. Isto significa que  $\beta > 1$ . Funções de reação com  $\beta \leq 1$  tendem a se desestabilizadoras. Substituindo, por exemplo, a meta da taxa de juros real  $\bar{i}_t^r = i_t - E(\pi_{t+k} | \Omega_t)$  na equação (1) obtemos

$$\bar{i}_t^r = \bar{i}^r + (\beta - 1)[E(\pi_{t+k} | \Omega_t) - \bar{\pi}] + \delta[E(x_{t+k} | \Omega_t)], \quad (16)$$

onde  $\bar{i}^r = \bar{i} - \bar{\pi}$ . Por esta equação podemos verificar que a política monetária consegue estabilizar a inflação apenas se  $\beta > 1$ .

Para obter o hiato do produto, os dados do produto foram dessazonalizados pelo método X-11 ARIMA e o hiato foi então calculado tomando-se a diferença entre o produto e seu nível potencial (por sua vez estimado pelo filtro de Hodrick-Prescott com constante de suavização igual a 1600). Pela equação (16), verificamos que os bancos centrais que visam estabilizar o hiato do produto adotam políticas contracionistas (expansionistas) sempre que o produto ficar acima (abaixo) do potencial. Por este motivo, supomos que o parâmetro que mede a sensibilidade da taxa-instrumento em relação ao hiato do produto deve ser positivo, ou seja,  $\delta > 0$ .

Supomos persistência na taxa de câmbio real, que esta segue um processo estacionário e que, portanto, a paridade do poder de compra ocorre no longo prazo (Sarno e Taylor, 2003). Também supomos que a taxa de juros utilizada como instrumento de política monetária é afetada pelos valores passados do desequilíbrio da taxa de câmbio (Obstfeld e Rogoff, 1996). O nível de equilíbrio da taxa de câmbio real é capturado pela constante no intercepto das funções de reação, ou seja, a variável estimada acaba sendo o desvio da paridade do poder de compra defasado em um período. Definindo a taxa de câmbio real como o preço doméstico da moeda externa descontado pela razão entre os preços externo e doméstico, a regra de política monetária estabiliza a inflação se  $\gamma > 0$ . Em outras palavras, uma apreciação da taxa de câmbio nominal requer um corte na taxa de juros de curto prazo, mantida constante a relação de preços.

Apesar de as regras de política monetária descritas na Seção 3 serem de natureza *forward looking*, Bernanke e Gertler (1999) observam que somente valores passados de desequilíbrio dos preços das ações afetam a taxa de juros nominal. Isto implica que os bancos centrais devem intervir apenas quando observarem desequilíbrios entre os preços dos ativos e seus níveis fundamentais. Por este motivo, a medida de desequilíbrio utilizada como base para as nossas estimações GMM é a razão dividendo-preço. Assim, para estabilizar os preços dos ativos os bancos centrais devem adotar  $\phi > 0$ .

Para verificar a robustez dos resultados do modelo GMM, estimamos também as funções de reação considerando que as metas das variáveis sejam também sua tendência de longo prazo (usando o filtro HP com constante de suavização igual a 1600). Desta

forma, os hiatos são calculados tomando a diferença entre os valores das séries e seus níveis potenciais.

Com exceção da taxa de juros nominal, o crescimento percentual anual de todas as variáveis  $X$  é considerado em logs, ou seja,  $(\log X_t - \log X_{t-4}) \times 100$ . Além disso, examinamos o ajuste das funções de reação estimadas da Seção 3 através dos testes de Hansen (1982) para as restrições de super identificação e da raiz do erro quadrado médio para cada especificação. Também testamos a validade dos instrumentos nas especificações *forward looking*.

## 5. Resultados

Os resultados das funções de reação *forward looking* estimadas estão nas Tabelas 2 e 3. Estimamos a regra de Taylor padrão tipo 1 com a inflação esperada e o hiato do produto esperado como argumentos, além do conjunto de instrumentos formado por estas variáveis defasadas. Também estimamos a regra tipo 2 com os mesmos argumentos, porém acrescentando no conjunto de instrumentos os valores defasados da razão dividendo-preço e da taxa de câmbio. Em seguida, estimamos outra regra (tipo 3) com a razão dividendo-preço e a taxa de câmbio real entrando como argumentos na função de reação.

A validade dos instrumentos foi verificada para todos os modelos estimados, considerando até quatro defasagens para cada instrumento (não mostrado). As restrições de super identificação foram testadas de maneira mais rigorosa com os valores  $p$  da estatística  $J$  em até 10%. A decisão de escolha foi determinada pelos resultados dos testes em relação à restrição de super identificação. Para comparação entre os três modelos estimados, utilizamos o modelo de previsão pseudo-fora-da-amostra como em Stock e Watson (2003) e calculamos a raiz do erro quadrado médio (*RMSE*).

Os resultados das funções de reação *forward looking* estimadas (Tabelas 2 e 3) mostram coeficientes compatíveis com a teoria para as regras de Taylor tipo 1 e 2, ou seja,  $\beta > 1$  e  $\delta > 0$ , que são estatisticamente significativos. Como grupo, podemos dizer que os bancos centrais dos países emergentes respondem aos desvios da inflação de sua meta e ao hiato do produto. Ainda, o coeficiente que capta a persistência da taxa de juros nominal à sua primeira defasagem,  $\rho$ , foi significativo para as três regras de Taylor estimadas. Entretanto, os preços dos ativos não apresentaram coeficientes  $\phi$

significativos estatisticamente e consistentes teoricamente. Os resultados também não foram robustos com a inclusão da taxa de câmbio real na função de reação. Embora com coeficientes significativos em ambos os modelos, no segundo, o sinal não foi consistente com a suposição teórica  $\gamma > 0$ , além de apresentar baixa sensibilidade da taxa de juros às variações da taxa de câmbio real em relação aos fundamentos.

Para a regra de Taylor do tipo 3, os coeficientes que medem a sensibilidade da taxa de juros à inflação e ao hiato do produto (equação 6) não foram estatisticamente significativos. Além disso, a inflação mostrou-se bastante sensível à inclusão dos preços dos ativos na função de reação. Depois de incluirmos a razão dividendo-preço e a taxa de câmbio real como argumentos na regra de política, os coeficientes da inflação não se mostraram consistentes com a suposição teórica  $\beta > 1$ . Estes resultados indicam que a grande maioria dos países da amostra adota como meta, mesmo que não explicitamente, a estabilização da inflação.

A regra de Taylor *forward looking* com a razão preço-dividendo e a taxa de câmbio real como instrumentos adicionais parece ter sido a melhor especificação. A escolha do modelo foi determinada pela sua adequação às suposições teóricas, não rejeição da hipótese de superidentificação dos instrumentos e valor da raiz do erro quadrático médio. Ou seja, a estatística  $J$  sugeriu que todas as especificações foram boas, ou seja, pode-se concluir pela validade dos instrumentos. Porém, os valores da RMSE apontaram o tipo 2 como o melhor modelo em ambas estimativas.

Desta forma, as estimativas do painel GMM com efeitos fixos para as regras de política monetária para as economias emergentes como um todo indicam que a inclusão da razão dividendo-preço e da taxa de câmbio real na função de reação dos bancos centrais parece ajudar na previsão da inflação esperada e do hiato do produto. Isto sugere que os bancos centrais dos países emergentes precisam prestar atenção aos impactos de instabilidades financeiras na inflação esperada e no hiato do produto que sejam provocados pelos preços de ações e pelos desvios da taxa de câmbio real. Entretanto, esta conclusão não pode ser levada longe demais ao se propor que estas variáveis sejam consideradas o objetivo principal da política monetária.

## 6. Conclusão

Com o sucesso generalizado da estabilização macroeconômica em países desenvolvidos e emergentes, a atenção dos bancos centrais se voltou para o aumento da instabilidade financeira e seu impacto na atividade econômica real. Parte da estagnação financeira do Japão, os *crashes* das bolsas do leste asiático e América Latina e a recente crise imobiliária americana que elevaram volatilidade dos preços dos ativos, sugerem que não basta que a estabilidade monetária seja alcançada, pois a estabilidade financeira também parece ser importante.

Considerando essa interligação entre os setores real e financeiro da economia, mais especificamente a relação entre os fundamentos macroeconômicos e os movimentos dos preços dos ativos, foi objetivo deste artigo investigar a importância das variações dos preços dos ativos e da taxa de câmbio para a condução da política monetária dos países emergentes. Mais especificamente, pretendemos verificar se os preços dos ativos devem ser considerados como argumentos na função de reação dos bancos centrais dos países emergentes, através do modelo de métodos de momentos generalizados (GMM) em painel.

Os resultados indicaram que a inclusão da razão dividendo-preço e taxa de câmbio real como instrumentos da função de reação do banco central, parecem fornecer informações úteis sobre a inflação esperada ou o hiato do produto. Isto sugere que os bancos centrais dos países emergentes precisam prestar atenção ao impacto de instabilidades financeiras provocadas pelos desvios taxa de câmbio real ou dos preços no mercado de ações sobre a inflação esperada e o hiato do produto. Contudo, não poderemos concluir que estas variáveis devam ser utilizadas diretamente como argumentos nas funções de reação do banco central.

## 7. Referências

AKRAM, Q. F.; BARDESEN, G.; EITRHEIM, O. Monetary policy and asset prices: to respond or not? **International Journal of Finance & Economics**, New York, v. 11, n. 3, p. 279–292, 2006.

ALCHAIN, A. A.; KLEIN, B. On a correct measure of inflation. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v.1, n.5, p. 173–191, 1973.

ALEXANDRE, F.; BAÇÃO, P. . Equity prices and monetary policy: an overview with an exploratory model. **Birkbeck College Working Paper**: University of London, London, n. 3, p.1-28, 2002.

BATINI, N.; NELSON, E. Optimal horizons for inflation targeting. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Boston, v. 25, n. 6, p. 891–910, 1999.

BERNANKE, B.; BLINDER, A. S. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. **The American Economic Review**, New York, v. 82, n. 4, p. 901–921, 1992.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Monetary policy and asset price volatility. **Economic Review**, Kansas, v. 84, n. 1, p. 17–51, 1999.

\_\_\_\_\_. Monetary policy and asset price volatility. **NBER Working Papers**, New York, n. 7559, p. 1–75, 2000.

\_\_\_\_\_. Should Central Banks respond to movements in asset prices? **The American Economic Review**, New York, v. 91, n. 2, p. 253–257, 2001.

BORDO, M. D.; JEANNE, O. Monetary policy and asset prices: does “benign neglect” make sense? **International Finance**, New York, v. 5, n. 1, p. 139–164, 2002.

BRYAN, M. F.; CECCHETTI, S.G.; O’ SULLIVAN, R. Asset price in the measurement of inflation. **NBER Working Papers**, New York, n. 8700, p. 1–38, 2002.

CECCHETTI, S. G.; CHU, R.; STEINDEL, C. The unreliability of inflation indicators. **Current Issues in Economics and Finance**, v. 6, n 4, p. 1–6, 2000.

CECCHETTI, S. G.; GENBERG, H.; WADHAWANI, S. **Asset prices and central bank policy. Geneva reports on the world economy**. Basel: CPER Press, 2000.

\_\_\_\_\_. Asset prices in a flexible inflation targeting framework. In: HUNTER, W.; KAUFMAN, G.; POMERLEANO, M. **Asset prices bubbles: the implications for monetary, regulatory, and international policies**. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.

CHADHA, S. J.; SARNO, L.; VALENTE, G. Monetary policy rules, asset prices and exchange rates. **IMF Staff Papers**, Washington, DC, v. 51, n. 3, p. 529–552, 2004.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Identification and the effects of monetary policy shocks. **FRBC Working Paper Series**, v. 94, n. 7. p. 334–348, 1994.

CLARIDA, R. The empirics of monetary policy rules in open economies. **International Journal of Finance & Economics**, New York, v. 6, n. 4, p. 315–323, 2001.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 115, n. 1, p. 147–180, 2000.

\_\_\_\_\_. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **European Economic Review**, Maastricht, v. 42, n. 6, p. 1033–1067, 1998.

\_\_\_\_\_. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, Pittsburg, v. 37, n 4, p. 1661–1707, 1999.

FISHER, I. **The theory of interest**. New York: Augustus Kelley Publishers, 1930.

GERTLER, M.; GOODFRIEND, M.; ISING, O.; SPAVENTA, L. **Asset prices and monetary policy**: four views. Basel: BIS/CEPR, 1998.

GILCHRIST, S.; LEAHY, J. V. Monetary policy and asset prices. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 49, n. 1, p. 75–97, 2002.

GOODFRIEND, M. Interest rate smoothing and price level trend stationarity. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 19, n. 3, p. 335–348, 1987.

GOODHART, C. What weight should be given to asset prices in the measurement of inflation? **The Economic Journal**, London, v. 111, n. 472, p. 335–356, 2001.

GOODHART, C. HOFMANN, B. Do asset prices help to predict consumer price inflation? **The Manchester School**, Manchester, v. 68, n. 1, p. 122–140, 2000.

GRUEN, D.; PLUMB, M.; STONE, A. How should monetary policy respond to asset price bubbles? **International Journal of Central Banking**: Reserve Bank of Austrália, Sydney, n. 11, p. 1–42, 2005.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments stimators. **Econometrica**, Princeton, v. 50, n. 4, p. 1029–1054, 1982.

KONTONIKAS, A., IOANNIDIS, C. Should monetary policy respond to asset price misalignments? **Economic Modelling**, v.22, n.6, p. 1105–1121, 2005.

KONTONIKAS, A.; MONTAGNOLI, A. Optimal monetary policy and asset price misalignments. **Scottish Journal of Political Economy**, cidade ?, v. 53, n. 5, p. 636–654, 2006.

LEITH, C., WREN-LEWIS, S. The optimal monetary policy response to exchange rate misalignments. **Working Papers**: Department of Economics, University of Oxford, Oxford, n. 305, p. 1–32, 2007.

MISHKIN, F. S.; WHITE, E. N. U.S stock market crashes and their aftermath: implications for monetary policy. **NBER Working Papers**, New York, n. 8992, p. 1–33, 2002.

MUSSA, M. Asset prices and monetary policy. In: HUNTER, W.; KAUFMAN, G.; POMERLEANO, M. **Asset prices bubbles**: the implications for monetary, regulatory and international policies. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. **Foundations of international macroeconomics**. Cambridge, MA: MIT Press, 1996.

RIGOBON, R.; SACK, B. Measuring the reaction of monetary policy to the stock market. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 118, n. 2, p. 639--669, 2003.

SARNO, L.; TAYLOR, M. An empirical investigation of asset price bubbles in Latin American emerging financial markets. **Applied Financial Economics**, v. 13, n. 9, p. 635-643, 2003.

SCHWARTZ, A. J. Asset price inflation and monetary policy. **Atlantic Economic Journal**, v. 31, n. 1. p. 1-14, 2003.

SHILLER, R. **Irrational exuberance**. Princeton, NJ: Princeton University, 2000.

SMETS, F. Financial asset prices and monetary policy: theory and evidence. **Centre for Economic Policy Research**, n. 1751, p. 1-28, 1997.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Forecasting output and inflation: the role of asset price. **Journal of Economic Literature**, Pittsburg, v. 41, n. 5, p. 788-829, 2003.

Quadro 1. Preços de Ativos e Política Monetária: Outros Estudos Recentes

<i>Autor</i>	<i>Principal Resultado</i>
Smets (1997)	A resposta monetária ótima às variações de preços dos ativos depende de como estas variações afetam a previsão da inflação e de como os preços dos ativos entram no mecanismo de transmissão monetária.
Rigobon e Sack (2003)	A política monetária, medida pela taxa de juros de curto prazo, reage aos movimentos de preços das ações. O resultado é consistente com a hipótese de que os movimentos no mercado de ações alteram a demanda agregada.
Alexandre e Bação (2002)	A reação aos preços das ações depende do tipo de choque que afeta a economia. Reagir pode estabilizar se o choque vier do mercado financeiro. Para choques de oferta e demanda, não reagir é a melhor opção.
Bordo e Jeanne (2002)	A política monetária ótima não pode ser resumida por uma regra de política monetária simples como a considerada na literatura de metas de inflação. Com a inclusão de não linearidades e de propriedades das caudas das distribuições, pode ser ótimo desviar da regra padrão em algumas circunstâncias, em particular quando há um <i>boom</i> nos preços dos ativos.
Mishkin e White (2002)	As bolhas dos preços dos ativos somente devem ser levadas em conta quando afetarem a estabilidade do sistema financeiro. Apenas deve-se reagir quando as bolhas afetarem as posições dos balanços das empresas.
Schwartz (2003)	Os bancos centrais e as autoridades regulatórias devem ficar atentos aos efeitos da inflação dos preços dos ativos na estabilidade do sistema financeiro, sem, entretanto, reagirem a qualquer movimento destes. Considerar um ativo como colateral durante um <i>boom</i> é arriscado para a riqueza dos credores depois que o <i>boom</i> passa.
Chadha, Sarno e Valente (2004)	Os desvios dos preços dos ativos e da taxa de câmbio em relação a seus níveis de equilíbrio são importantes instrumentos para a função de reação do banco central, na medida em que ajudam a prever a inflação esperada e o hiato do produto. Todavia, não devem ser considerados como argumentos na regra de política monetária.
Gruen, Plumb e Stone (2005)	A estratégia apropriada da autoridade de política deve depender da sua sensibilidade às propriedades estocásticas das bolhas. Com pouca informação, a melhor alternativa é a atitude cética em relação à bolha. Quando informação estiver disponível, a resposta ativista pode ser apropriada, mas não se deve esperar uniformidade de respostas.
Kontonikas e Ioannidis (2005)	Os resultados das simulações de um modelo estrutural com expectativas racionais indicam que, com a regra de Taylor e metas de inflação, uma resposta moderada aos desvios dos preços dos ativos promove maior estabilidade macroeconômica.
Akran, Bardsen e Eitrheim (2006)	A inclusão dos preços de imóveis e de ações nas regras de política monetária promove a estabilidade. Porém, responder à taxa de câmbio nominal pode provocar excesso de volatilidade.
Kontonikas e Montagnoli (2006)	Na presença de efeito riqueza e de mercados ineficientes, as autoridades monetárias devem atribuir um papel independente aos preços dos ativos e não apenas considerá-los como instrumentos que ajudam na previsão da inflação e do produto.
Leith e Wren-Lewis (2007)	O equilíbrio de mercado com preços flexíveis não independe de choques na paridade de juros a descoberto e no risco internacional compartilhado: um choque que gera apreciação real está associado à queda na produção de bens comercializáveis e elevação da produção de bens não comercializáveis, além de gerar perda de bem estar. Esta ineficiência reforça a importância da viscosidade de preços na condução da política monetária.

<i>País</i>	<i>Período</i>	<i>País</i>	<i>Período</i>
África do Sul	Jan 1990 – Dez 2007	Malásia	Jan 1990 – Dez 2007
Argentina	Jan 1990 – Dez 2007	México	Jan 1990 – Dez 2007
Brasil	Jan 1990 – Dez 2007	Peru	Jan 1994 – Dez 2006
Chile	Jan 1990 – Dez 2007	Polônia	Jan 1994 – Dez 2007
China	Jan 1990 – Dez 2007	República Tcheca	Jan 1993 – Dez 2007
Colômbia	Jan 1990 – Dez 2007	Rússia	Mar 1994 – Dez 2007
Coréia do Sul	Jan 1990 – Dez 2007	Sri Lanka	Jan 1996 – Dez 2007
Filipinas	Jan 1990 – Dez 2007	Tailândia	Jan 1990 – Dez 2007
Índia	Jan 1990 – Dez 2007	Taiwan	Jan 1990 – Dez 2007
Indonésia	Jan 1990 – Dez 2007	Turquia	Jan 1990 – Dez 2007
Israel	Jan 1993 – Dez 2007	Venezuela	Jan 1990 – Dez 2007

**Tabela 1. Países e períodos de análise**

	$\beta$	$\delta$	$\rho$	$\gamma$	$\varphi$	<i>J-teste</i>	<i>RMSE</i>
Regra de Taylor padrão (1)	1.112** (3.34)	0.0012** (3.20)	0.873** (7.28)	–	–	0,40	409.72
Regra de Taylor padrão (2)	1.363** (2.99)	0.142* (2.36)	0.999** (42.26)	–	–	0,61	339.82
Regra de Taylor aumentada	0.271 (1.83)	0.001 (0.49)	0.742** (27.14)	0.029** (3.59)	0.018 (0.82)	0,25	819.34

Notas:

As regras de Taylor padrão (1) e (2) são as equações de Taylor *forward looking*, considerando como instrumentos somente os valores defasados das variáveis exógenas e incluindo os valores defasados dos desvios da taxa de câmbio real e dos preços das ações, respectivamente.

$\beta$ ,  $\delta$ ,  $\rho$ ,  $\gamma$ ,  $\varphi$  são os coeficientes estimados da inflação esperada, hiato do produto, taxa de juros nominal (defasados em um período), o hiato da taxa de câmbio real (calculado pela diferença entre a taxa de câmbio real e a paridade do poder de compra) e a razão preço-dividendo.

*J-test* são os *p-values* da estatística *J* para o teste de superidentificação dos instrumentos e *RMSE* é a Raiz do Erro Quadrado Médio. Coeficientes defasados das variáveis foram utilizados como instrumentos. Estes coeficientes foram estimados para um painel de efeitos fixos através do GMM considerando até quatro defasagens para cada instrumento, com a matriz de pesos robusta à heteroscedasticidade e à autocorrelação.

O valor entre parênteses é a estatística *t*

\* e \*\* representam a significância estatística a 5% e 1%, respectivamente

Obs.: Os testes de raiz unitária em painel (não mostrados) indicaram que as séries foram estacionárias em nível.

**Tabela 2. Estimativa da regra de política monetária: painel GMM – (PPP e Razão Preço-dividendo)**

	$\beta$	$\delta$	$\rho$	$\gamma$	$\varphi$	<i>J-teste</i>	<i>RMSE</i>
Regra de Taylor padrão (1)	1.230** (6.58)	0.012** (5.99)	0.741** (9.36)	–	–	0,57	830.06
Regra de Taylor padrão (2)	1.065** (12.18)	0.024** (6.99)	0.878** (28.84)	–	–	0,78	431.20
Regra de Taylor aumentada	0.409** (18.09)	0.004** (9.37)	0.572** (27.14)	-0.0021* (2.24)	0.006 (1.84)	0,26	461.27

Notas:

$\gamma$ ,  $\varphi$  aqui são os coeficientes estimados do hiato da taxa de câmbio real e dos preços das ações (calculado pela diferença entre os valores das séries e seu nível potencial).

**Tabela 4. Estimativa da regra de política monetária: painel GMM – Hiato do Nível Potencial**