

EFEITOS DA CREDIBILIDADE E DA REPUTAÇÃO SOBRE A TAXA SELIC E A TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA PARA O INVESTIMENTO AGREGADO PELO CANAL DOS PREÇOS DOS ATIVOS

Gabriel Caldas Montes¹

Caroline Cabral Machado²

O artigo analisa empiricamente *i)* a importância da credibilidade das metas para inflação e das reputações das autoridades fiscal e monetária para a condução da política monetária; e *ii)* a transmissão da política monetária pelo canal dos preços dos ativos. A análise, elaborada para o período de novembro de 2002 a dezembro de 2011, utiliza mínimos quadrados ordinários (MQO), o método generalizado dos momentos – generalized method of moments (GMM) – e sistemas de equações por GMM. O trabalho contribui com a literatura ao elaborar um índice para medir a reputação da autoridade fiscal e ao oferecer evidências acerca do mecanismo de transmissão da política monetária pelo canal dos preços dos ativos, observando o efeito da política monetária sobre o investimento agregado.

Palavras-chave: credibilidade; reputação; dívida pública; taxa de juros; investimento.

JEL: E22; E43; E52; E58; E62.

1 INTRODUÇÃO

Os desdobramentos da literatura que trata da importância da credibilidade e da reputação para o desempenho econômico apoiam-se nos trabalhos seminais de Kydland e Prescott (1977) e de Barro e Gordon (1983). O trabalho de Kydland e Prescott (1977) iniciou a análise da credibilidade da política monetária ressaltando o problema da inconsistência temporal. Por sua vez, o trabalho de Barro e Gordon (1983) destacou a importância da reputação e suas implicações para este mesmo problema. Ambos os trabalhos argumentam que renegar compromissos estabelecidos em prol de resultados de curto prazo, os quais não se sustentam no longo prazo, em última instância, resulta em perda de credibilidade e na construção de má reputação.

1. Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF) e bolsista de produtividade do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail:* <gabrielmontesuff@yahoo.com.br>.

2. Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFF. *E-mail:* <carolcabralm@msn.com>.

Por conta disso, tecnologias de compromisso – tais como bancos centrais independentes (Cukierman, 1992), conservadorismo (Rogoff, 1985) e contratos ótimos (Walsh, 1995) – têm sido propostas com o intuito de restringir as ações discricionárias dos *policymakers*. Isto porque ações discricionárias que renegam compromissos assumidos resultam em inflação elevada e, por conseguinte, em baixa credibilidade e má reputação, levando ao problema de inconsistência temporal.

Atualmente, o regime de metas para inflação representa uma tecnologia de compromisso adotada por diversos países com o intuito de promover uma desinflação gradual nos preços, como também de preservar os ganhos obtidos com a redução e a estabilização da inflação. Ao conferir importância à credibilidade e ao desenvolvimento da reputação, pois a ideia desse regime é servir como âncora nominal para o processo de formação de expectativas dos agentes, impõe comprometimento à autoridade monetária com o seu principal objetivo de longo prazo.

No regime de metas para inflação, a estabilidade de preços é o principal objetivo a ser alcançado no longo prazo. Entretanto, de acordo com o trabalho de Christiano e Fitzgerald (2000), alguns economistas começaram a repensar se um banco central comprometido com a busca pela estabilidade de preços seria suficiente para garantir o alcance deste objetivo. Para estes economistas, é necessário não apenas uma política monetária adequada, mas também uma política fiscal.

O trabalho de Mendonça (2004) ressalta a importância tanto da condução da política monetária quanto da política fiscal para a conquista de credibilidade no regime de metas de inflação. A ideia é que a utilização da política monetária para controlar a inflação e guiar as expectativas do público – sem que as finanças públicas estejam equilibradas e, portanto, que a dívida pública esteja controlada – possa implicar elevadas taxas de juros. Em outro estudo, Mendonça (2006) argumenta que:

O principal elo entre as políticas monetária e fiscal refere-se à restrição orçamentária do governo. No caso de um aumento do déficit público é provável que ocorra uma elevação nos juros pagos sobre os títulos emitidos pelo governo ou na base monetária para que seja possível obter uma forma de financiamento. Nesse sentido, uma maior disciplina fiscal seria capaz de reduzir a taxa de juros incidente sobre o estoque da dívida.

Portanto, é possível argumentar que não apenas a credibilidade da política monetária e a reputação de um banco central são importantes para determinar o comportamento da taxa de juros, mas também a reputação da autoridade fiscal.

Se, por um lado, no regime de metas para inflação o principal instrumento de política monetária é a taxa básica de juros, e mudanças nessa taxa dependem da credibilidade do regime monetário e das reputações das autoridades fiscal e monetária, por outro, mudanças nesse instrumento afetam o investimento agregado e, portanto, a economia por meio de um vasto conjunto de variáveis. Ou seja, a influência da política monetária sobre a economia depende dos seus canais de transmissão.

De acordo com Mishkin (1995), a literatura destaca cinco principais canais de transmissão da política monetária: o canal da taxa de juros, o do crédito, o da taxa de câmbio, o dos preços dos ativos e o canal das expectativas. Trabalhos têm sido elaborados acerca dos mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. Entretanto, ainda são escassos os estudos, para a economia brasileira, referentes ao período que compreende o regime de metas para inflação, e são poucos os trabalhos que analisam, em particular, o canal dos preços dos ativos.

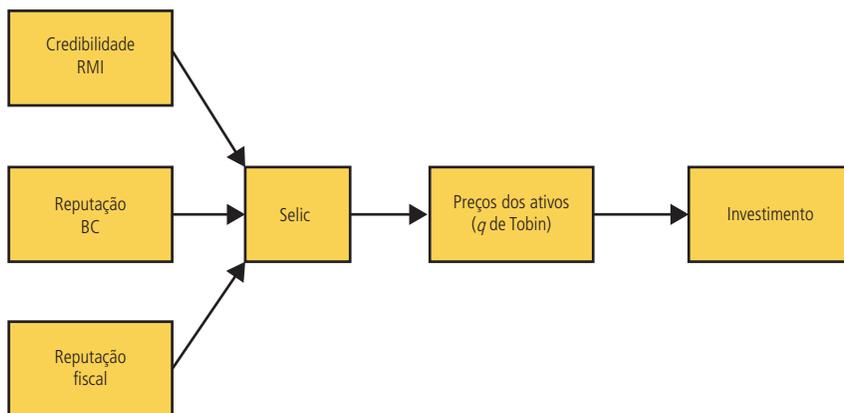
Sendo assim, este trabalho tem como objetivo analisar, para o período de novembro de 2002 a dezembro de 2011, os aspectos descritos a seguir.

- 1) A importância da credibilidade do regime de metas para inflação e das reputações das autoridades fiscal e monetária para a condução da política monetária. Para isso, utiliza o índice de credibilidade para o regime de metas para inflação (Credibilidade RMI), o qual foi proposto por Mendonça (2007), o índice de reputação da autoridade monetária (Reputação BC) proposto por Montes e Bastos (2014) e elabora um indicador para medir a reputação da autoridade fiscal (Reputação Fiscal), utilizando como referência a estrutura do índice de credibilidade fiscal proposto por Mendonça e Machado (2013), promovendo, nesse sentido, uma contribuição para a literatura.
- 2) O mecanismo de transmissão da política monetária pelo canal do preço dos ativos, analisando, ao mesmo tempo, não somente a influência da estabilidade dos preços e do controle da dívida

pública sobre a gestão da política monetária e, por conseguinte, sobre o investimento agregado pelo canal dos preços dos ativos, mas também a influência que as incertezas existentes na economia exercem sobre o investimento agregado.

A figura 1 resume a análise feita no trabalho.

FIGURA 1
Esquema de análise



Elaboração dos autores.

Em resumo, o trabalho trata de dois temas distintos: *i*) a influência da reputação das autoridades monetária e fiscal e da credibilidade do regime de metas para inflação sobre a condução da política monetária; e *ii*) a transmissão da política monetária por meio do canal do preço dos ativos. A motivação para tratar destes dois temas distintos no mesmo estudo deve-se à ideia de testar se os ganhos de reputação (fiscal e monetária) e credibilidade do regime de metas para inflação têm sido importantes para a possibilidade de convivência com taxa de juros em níveis mais baixos e, portanto, para o desenvolvimento de um ambiente macroeconômico mais estável; e se esse ambiente com taxa de juros menor, e, portanto, com cenário macroeconômico mais estável, afeta o investimento por meio do canal do preço dos ativos (em particular, pelo q de Tobin). Ou seja, embora os temas abordados sejam distintos, existe uma inter-relação entre eles, a qual merece ser analisada, já que ainda não foi explorada pela literatura. Assim, além da análise elaborada, a outra novidade que o trabalho traz é o indicador de reputação fiscal.

Nesse sentido, nas contribuições trazidas por este estudo, os seguintes pontos merecem ser destacados. Em primeiro lugar, não há trabalhos que relacionem a influência conjunta das reputações fiscal e monetária e da credibilidade do regime de metas para inflação sobre o comportamento do principal instrumento de política monetária – a taxa básica de juros. Em segundo, recentemente, foi proposto o índice de credibilidade fiscal por Mendonça e Machado (2013), entretanto, não existe até agora na literatura nenhum indicador que busque medir a reputação fiscal, ou seja, este estudo está propondo um indicador inédito, o qual, por sua vez, também nunca foi analisado e observado sua influência sobre o principal instrumento de política monetária, representando, assim, uma importante análise acerca do efeito que exerce o lado fiscal sobre o monetário. Em terceiro, é escassa a literatura que aborda empiricamente a transmissão da política monetária pelo canal do preço dos ativos no Brasil no período em que opera o regime de metas para inflação. Em quarto, os resultados até então existentes na literatura não são conclusivos acerca dos determinantes macroeconômicos do investimento, e muito menos o canal do preço dos ativos é de fato um mecanismo de transmissão que opera na economia brasileira.

Além desta introdução, o trabalho está estruturado da seguinte maneira. A seção 2 apresenta uma breve resenha da literatura relacionada aos temas abordados, considerando a economia brasileira. Na seção 3, é feita a análise empírica por meio de estimações por mínimos quadrados ordinários (MQO), pelo método generalizado dos momentos – generalized method of moments (GMM) – e por meio de sistemas de equações utilizando GMM (system-GMM) referente ao período de novembro de 2002 a dezembro de 2011 para a economia brasileira. A seção 4 apresenta as conclusões do trabalho.

2 RESENHA DA LITERATURA EMPÍRICA PARA O CASO BRASILEIRO

Nesta seção são apresentados importantes estudos acerca da importância da credibilidade e da reputação para a economia brasileira, da transmissão da política monetária pelo canal dos preços dos ativos e dos determinantes do investimento na economia brasileira.

2.1 Evidências sobre a importância da credibilidade e da reputação na economia brasileira

O trabalho de Teles e Nemoto (2005) busca verificar se a política monetária, a partir da introdução do regime de metas para inflação no Brasil, ganhou

credibilidade. Seguindo as ideias apresentadas por Lucas (1973), Faust e Svensson (1998) e Razzak (2001), o trabalho de Teles e Nemoto (2005) sugere que a credibilidade é construída por meio da não exploração do *trade-off* entre produto e inflação. Assim, conduzem uma análise em duas partes: na primeira, estimam a credibilidade da política monetária para o período 1980-2002 com dados mensais, enfatizando primeiramente as variações de credibilidade ocorridas por intermédio do Plano Real e da adoção do regime de metas para inflação; na segunda parte, eles constroem um indicador mensal de credibilidade de política monetária à base de um modelo de estado-espço, por meio da condução do filtro de Kalman ao parâmetro de credibilidade.

No tocante aos achados relacionados à primeira parte, os resultados distanciam-se de uma relação óbvia, uma vez que, embora os ganhos de credibilidade ocorridos mediante o Plano Real sejam incontestáveis, os ganhos de credibilidade oriundos do regime de metas para inflação não são verificados em todas as estimações realizadas (Teles e Nemoto, 2005). Em relação à segunda parte, observaram uma queda inicial da credibilidade da política monetária, a qual sugere que os ganhos de credibilidade a partir da adoção do regime de metas para inflação estão sujeitos a uma defasagem. Tal período de ajuste das expectativas é apontado como o provável causador dos resultados conflitantes da parte inicial da análise. Contudo, após a economia passar pelo período de ajuste, a credibilidade assume uma trajetória levemente crescente, indicando que o regime de metas para inflação auxilia na construção da credibilidade.

Por sua vez, o trabalho elaborado por Mendonça (2007) contribui com a literatura sobre a mensuração da credibilidade da política monetária ao sugerir outra abordagem em relação à mensuração da credibilidade. Neste, um índice de credibilidade é construído com base na definição de Cukierman e Meltzer (1986) para a credibilidade e na ideia de Agénor e Taylor (1992, 1993) de que índices de credibilidade podem ser construídos com base em séries de expectativas de inflação. Dando sequência, o estudo elaborado por Mendonça e Guimarães e Souza (2009) analisa, entre uma série de índices de credibilidade e de reputação, quais deles são mais úteis na previsão de variações na taxa de juros a partir do ano 2000 para o caso brasileiro. O trabalho encontra evidências de que uma credibilidade mais elevada exige menores variações nas taxas de juros para o controle da inflação a partir da

adoção do regime de metas para inflação, como também a credibilidade mais elevada conduz a taxa de juros a níveis menores. Este resultado corrobora os argumentos de que uma política monetária crível exige menores esforços da autoridade monetária para o alcance da meta de inflação, pois terá uma capacidade maior de influenciar as expectativas dos agentes econômicos.

O trabalho de Montes e Bastos (2011) investiga a influência da credibilidade do regime de metas para inflação sobre o comportamento da taxa nominal de juros de longo prazo (TNJLP) e, por conseguinte, sobre o *spread* da TNJLP. Assim, foram feitas estimações acerca dos determinantes do *spread* para o período compreendido entre janeiro de 2000 e setembro de 2009. As evidências empíricas encontradas sugerem que os ganhos de credibilidade promoveram a redução do *spread* e a suavização da curva de juros.

No estudo de Montes (2013) é feita uma análise para os efeitos da credibilidade do Banco Central do Brasil (BCB), após a adoção do regime de metas para inflação no Brasil, sobre a condução da política monetária e seus canais de transmissão, com ênfase no canal das expectativas. Este canal, por sua vez, é analisado por meio das expectativas dos empresários e de seus efeitos sobre os gastos com investimentos. A análise é feita para o período compreendido entre o quarto trimestre de 2001 e o segundo trimestre de 2011 por meio de diferentes metodologias econométricas – vetor autorregressivo (VAR), MQO e GMM. Foram encontradas evidências de que os ganhos de credibilidade auxiliam na obtenção de um ambiente macroeconômico mais estável, o que afeta positivamente as expectativas dos empresários, servindo como um estímulo ao aumento de seus investimentos. Desta forma, o sucesso do regime de metas serve como um estímulo ao aumento dos investimentos na economia.

O trabalho de Montes e Bastos (2014) busca demonstrar a importância da reputação da autoridade monetária e da credibilidade do regime de metas para inflação para a redução do viés inflacionário e o esforço da autoridade monetária no Brasil. A análise é feita por intermédio dos métodos MQO, GMM, GMM-system e VAR para o período compreendido entre dezembro de 2001 e outubro de 2011. As evidências empíricas sugerem que a reputação da autoridade monetária é importante para o desenvolvimento da credibilidade, e os ganhos de credibilidade, por sua vez, diminuem o esforço da autoridade monetária na condução da política monetária, reduzindo as variações da base monetária.

Montes e Bastos (2013) buscam analisar a influência das variáveis macroeconômicas e das políticas monetária e fiscal sobre as expectativas e a confiança dos empresários no Brasil. Para isso, foi feita uma análise empírica utilizando MQO e GMM para o período entre o primeiro trimestre de 2000 e o segundo trimestre de 2010. Os resultados indicam que um aumento na credibilidade cria um ambiente mais estável, contribuindo positivamente para aumentar a confiança dos empresários na economia e nos seus negócios e, por conseguinte, sendo capaz de afetar a atividade econômica (medida pela produção industrial).

Com relação à política fiscal, o trabalho de Pires (2006) analisa a credibilidade da política fiscal brasileira a partir de dados de expectativas para o *superavit* primário e para a dívida líquida do setor público, para o período compreendido entre janeiro de 2001 e julho de 2005. O autor argumenta que a análise de credibilidade da política fiscal não é tão evidente quanto a da política monetária. O primeiro ponto a ser considerado seria a definição do nível para que a dívida pública seja considerada sustentável e o segundo seria a ausência de uma meta explícita para a política fiscal. Desta forma, torna-se importante a elaboração de um índice de credibilidade da política fiscal, definindo previamente o que seria a sustentabilidade da dívida, que possa capturar o comprometimento do governo em administrar a dívida pública de forma a financiar o governo ao mesmo tempo que mantém níveis prudentes de risco, isto é, garantindo esta trajetória sustentável da dívida pública.

Para Pires (2006), a análise da credibilidade fiscal se confunde com o conceito de sustentabilidade da dívida, uma vez que a política fiscal só pode ser crível se os agentes esperam que ela seja sustentável. Os resultados mostram que, na presença de choques, os agentes esperam que o governo eleve o *superavit* primário com o intuito de garantir a sustentabilidade da política fiscal. Desta forma, o autor encontrou evidências de ganhos de credibilidade da política fiscal para o período analisado, uma vez que o regime estava criando expectativas de consistência na gestão da dívida pública.

Por sua vez, Mendonça e Silva (2008) mostram que o gerenciamento da dívida pública está diretamente relacionado à aquisição de credibilidade da política econômica. No regime de metas para inflação o principal instrumento para a obtenção da meta de inflação é a taxa de juros, o que, no entanto, faz com que haja uma reciprocidade entre a condução da política

monetária e o gerenciamento da dívida pública, tendo em vista que grande parte da dívida pública brasileira está indexada à taxa de juros. Por este motivo, Mendonça e Silva (2008) sugerem que uma dívida pública menos indexada à taxa Selic faz com que a autoridade monetária tenha maior liberdade na busca pela estabilidade de preços, resultando assim em uma maior credibilidade. Esta, por sua vez, é de suma importância por contribuir tanto para a redução na dívida pública quanto para o controle da inflação.

O trabalho de Moreira e Rocha (2011) faz uma análise em painel do papel da política fiscal sobre as taxas de juros de dezoito países emergentes, incluindo o Brasil, para o período de 1996 a 2008. Apesar da heterogeneidade dos países incluídos na amostra, com diferentes regimes políticos, os resultados encontrados indicam que não é possível rejeitar a hipótese de que uma política baseada na austeridade fiscal diminui a taxa de juros doméstica. Este resultado indica a importância da política fiscal na determinação das taxas de juros em países emergentes.

O trabalho elaborado por Mendonça e Machado (2013) propõe um indicador de credibilidade fiscal e busca evidências empíricas sobre os efeitos das principais variáveis relacionadas à estrutura de composição da dívida pública e também o efeito desta estrutura sobre a razão dívida/produto interno bruto (PIB), para o período compreendido entre dezembro de 2003 e julho de 2011. A análise baseia-se em estimações pelos métodos MQO e GMM. Os resultados indicam que o compromisso com a dívida pública aumenta a credibilidade fiscal, sendo esta, por sua vez, importante para o gerenciamento da dívida pública. Desta forma, apontam para a importância do governo em buscar controlar a inflação, estabilizar a taxa de câmbio e adotar uma política fiscal crível. Em particular, os ganhos de credibilidade fiscal permitem ao governo adotar estratégias de recomposição da dívida pública.

2.2 Efeito da política monetária sobre o investimento e o canal dos preços dos ativos

O investimento é essencialmente um processo *forward-looking*, no qual os ganhos dos agentes no futuro refletirão as decisões de investimentos que estes tomaram em um período anterior. Por não terem acesso a todas as informações para períodos à frente, visto a incerteza do ambiente econômico, os agentes tomam suas decisões baseados em expectativas que são formuladas com as informações disponíveis no presente, para períodos posteriores.

Dessa forma, o regime de metas para inflação contribui para a formação das expectativas dos agentes à medida que adquire credibilidade ao promover um ambiente macroeconômico estável, permitindo assim maior previsibilidade com relação ao futuro da economia aos agentes. É esperado, portanto, que esta maior previsibilidade propicie um aumento dos investimentos por reduzir os riscos associados à incerteza com relação ao futuro. Portanto, uma autoridade monetária comprometida com a manutenção de uma taxa de inflação baixa e estável estaria contribuindo para o aumento dos investimentos privados ao possibilitar um maior horizonte de planejamento necessário aos investimentos.

A maioria dos trabalhos que se propõem a identificar os principais determinantes do investimento aponta que, entre esses determinantes, em geral está a instabilidade econômica e, por conseguinte, as incertezas relacionadas ao ambiente macroeconômico. Assim, esses trabalhos ressaltam a existência de uma relação negativa entre as incertezas no ambiente macroeconômico e o investimento, o que assinala a importância de uma política orientada no sentido de manter um ambiente macroeconômico estável e, portanto, favorável à tomada de decisões.

O trabalho de Ribeiro e Teixeira (2001) analisa os principais determinantes do investimento privado no Brasil entre o período de 1956 e 1996. Os resultados encontrados apontam que o nível de produção, o investimento público e o crédito influenciaram positivamente o investimento privado, enquanto a taxa de câmbio e as incertezas com relação à economia afetaram negativamente o investimento.

Por seu turno, o estudo realizado por Luporini e Alves (2010) propõe-se a analisar os principais determinantes do investimento privado no Brasil entre 1970 e 2005. Foram incluídas nas estimações uma variável para a instabilidade econômica (denominada indicador de instabilidade econômica) – a qual utiliza a taxa de inflação, a taxa de juros real e a taxa de câmbio – e uma variável *dummy* para capturar os efeitos da instabilidade política. Ambas apresentaram coeficientes negativos, indicando a importância de um ambiente macroeconômico estável e a necessidade de serem adotadas políticas consistentes ao longo do tempo como forma de incentivo ao investimento. Os resultados também indicam que aumentos na renda e na atividade econômica influenciam positivamente o investimento do setor privado, e que a redução no volume de crédito mostrou-se prejudicial ao investimento no período analisado.

O trabalho elaborado por Mendonça e Lima (2011) tem por objetivo estimar – por meio do método GMM – o impacto de variáveis macroeconômicas sobre o investimento privado durante o regime de metas para inflação no Brasil. Para isso, analisam o período de janeiro de 2000 a setembro de 2009. A respeito das evidências encontradas pelos autores, eles sugerem que, entre as variáveis importantes que influenciam o investimento privado, está a credibilidade do regime de metas para inflação. O argumento central é que a credibilidade ajuda a promover um ambiente macroeconômico estável, favorável ao investimento privado. Além disso, uma alta credibilidade permite ao BCB reduzir as taxas de juros sem perder o controle sobre a inflação, o que torna o crédito mais barato e favorece o aumento dos investimentos na economia.

No tocante à influência das políticas econômicas sobre o investimento, em particular a transmissão da política monetária pelo canal dos preços dos ativos, dois canais são frequentemente enfatizados nos estudos sobre este canal de transmissão monetária: um envolvendo a teoria do q de Tobin e o outro, o efeito riqueza sobre o consumo. A teoria do q de Tobin fornece uma explicação sobre como a política monetária afeta a economia por meio de seus efeitos sobre os movimentos no mercado acionário. Tobin (1969) define q como o valor de mercado das empresas dividido pelo custo de reposição do capital. Se o q é alto, o preço de mercado das empresas também é alto em relação ao custo de reposição de seu capital, e novas fábricas e equipamentos de capital são relativamente baratos com relação ao valor de mercado das firmas. As empresas podem, em seguida, emitir ações e obter um alto preço por elas em relação ao custo da fábrica e do equipamento que estão comprando. Assim, as despesas de investimento vão aumentar porque as empresas são capazes de comprar novos bens de investimento com apenas uma pequena emissão de ações. Neste sentido, a política monetária pode afetar os preços das ações pelo aumento (queda) da taxa básica de juros, tornando os títulos mais (menos) atrativos em relação às ações, fazendo com que os preços destas caiam (aumentem). Como consequência, menores (maiores) preços de ações levarão a um menor (maior) q , e, por conseguinte, a menores (maiores) despesas com investimentos.

Um canal alternativo para a transmissão da política monetária por meio dos preços dos ativos é o efeito riqueza sobre o consumo. Este canal foi construído com base no modelo de ciclo de vida de consumo desenvolvido por Ando e Modigliani (1963), em que a riqueza das famílias é um fator

determinante nos gastos de consumo. A conexão com a política monetária vem por meio da relação entre taxa de juros e preços dos ativos, por exemplo, como os preços das ações se elevam porque o BCB reduziu a taxa de juros, as famílias que possuem ações se tornam mais ricas e podem optar por aumentar seu consumo. Inversamente, quando os preços das ações caem, as famílias podem reduzir o consumo. É importante notar que o canal dos preços dos ativos, por meio do efeito riqueza, é relevante para países como Estados Unidos e Inglaterra. No entanto, no caso da economia brasileira, a participação dos consumidores no mercado de ações é insignificante, o que torna este mecanismo de transmissão de pouca relevância no Brasil (Tomazzia e Meurer, 2009).³

Neste trabalho, a análise do mecanismo de transmissão dos preços dos ativos é baseada na teoria q de Tobin de investimento, ou seja, consideram-se os efeitos do mercado de ações sobre o investimento. Para mais detalhes sobre o papel dos preços dos ativos na política monetária, ver Mishkin (2007, capítulo 3).

O trabalho de Kammler e Alves (2009) objetivou testar a capacidade de explicação dos investimentos pela teoria do q de Tobin nas empresas brasileiras de capital aberto, por meio de uma análise com dados em painel para o período de 2002 a 2008. Com os resultados encontrados, os autores sugerem que as empresas tiveram um comportamento consistente com o que previa o modelo do q de Tobin, sendo que este modelo é considerado um elemento importante na decisão dos investimentos das empresas. Foi identificado que as variações nos investimentos estão mais associadas às variações do mercado de ações do ano anterior, com a influência positiva do q nos investimentos, porém crescendo a taxas decrescentes.

O trabalho de Nogueira, Lamounier e Colauto (2010) analisou o comportamento do q de Tobin para companhias siderúrgicas brasileiras e norte-americanas com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) e na Bolsa de Valores de Nova Iorque – New York Stock Exchange (NYSE) – para o período de 1997 a 2005. Para isso, foi feito um estudo econométrico entre o q de Tobin e variáveis macroeconômicas e microeconômicas que influenciam o desempenho destas companhias.

3. De acordo com Mishkin (2007, p. 59): "Fluctuations of the stock market, which are influenced by monetary policy, have important impacts on the aggregate economy. Transmission mechanisms involving the stock market are of four types: 1) stock market effects on investment, 2) firm balance-sheet effects, 3) household wealth effects and 4) household liquidity effects".

Os resultados encontrados indicam que variáveis econômicas como a taxa de juros, a taxa de desemprego e o nível de produção industrial foram fatores de influência determinantes para explicar o comportamento do q de Tobin. A conclusão dos autores para este estudo é que a variável q de Tobin capta os principais fatores macro e microeconômicos que impactaram este setor para o período da análise.

3 ANÁLISE EMPÍRICA

Em 1999, o Brasil optou pelo regime de câmbio flutuante com metas para inflação, abrindo um período de políticas econômicas mais transparentes e comprometidas com a manutenção da estabilidade econômica. Um importante papel do regime de metas para inflação é atuar como guia para a formação de expectativas de inflação dos agentes econômicos. Contudo, o sucesso desse regime e, portanto, sua credibilidade, depende tanto da reputação do BCB quanto da reputação da autoridade fiscal.

Dado que a reputação é uma condição básica para desenvolver credibilidade, é necessário que o público acredite que a meta anunciada será alcançada com sucesso. No Brasil, desde a adoção do regime, a autoridade monetária tem operado suas políticas com o intuito de manter a inflação e as expectativas de inflação convergindo para as metas estabelecidas, de modo a conquistar reputação e fazer com que o regime ganhe credibilidade.

Por seu turno, a autoridade fiscal brasileira vem adotando, também desde 1999, medidas que contribuem para a estabilização da razão dívida/PIB. De acordo com Mendonça e Nunes (2011, p. 206), desde 1999 a economia brasileira apresenta uma estratégia para a condução da política fiscal focada na diminuição da razão dívida pública/PIB, sendo que o principal pilar desta estratégia é a adoção de *superavit* primários. A adoção de metas de *superavit* primário com medidas de gerenciamento da dívida pública, adotadas principalmente a partir de 2002 por meio de alterações do perfil da dívida pública, têm surtido efeitos no sentido de conseguir reduzir a razão dívida/PIB e, assim, indicar o compromisso da autoridade fiscal em manter a dívida sustentável. As medidas adotadas e os resultados conquistados têm conferido à autoridade fiscal a reputação de ser capaz de controlar a dívida pública e mantê-la sustentável.

Esses resultados são importantes porque a conquista de reputação e de credibilidade tem gerado menores esforços na condução de políticas econômicas (Mendonça e Guimarães e Souza, 2009; Montes e Bastos, 2014) e tem aumentado

a crença do público em um ambiente macroeconômico mais estável (Montes e Bastos, 2013). Nesse sentido, uma hipótese de interesse a ser testada neste estudo está relacionada aos efeitos da credibilidade do regime de metas para inflação e das reputações fiscal e monetária sobre a taxa de juros. Ademais, é testada, também, a influência da política monetária, por meio da taxa básica de juros, sobre os investimentos feitos pelo setor privado, pelo canal dos preços dos ativos.

3.1 Dados

O período utilizado nas análises compreende novembro de 2002 a dezembro de 2011⁴ (representando 110 observações). As séries (mensais) utilizadas neste estudo estão descritas a seguir:

1) Taxa de juros Selic⁵ (*selic*) – No Brasil, a taxa de juros Selic é o principal instrumento de política monetária. Nas análises, a taxa Selic será utilizada como variável dependente e também como variável explicativa.

2) Hiato do produto (*gdp_gap*) – Esta variável expressa a influência dos ciclos na economia, sendo a diferença entre o produto efetivo e sua tendência de longo prazo. O produto efetivo é o log do PIB⁶ dessazonalizado (método census X12) e deflacionado pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA),⁷ e a tendência de longo prazo do produto foi calculada utilizando-se o filtro Hodrick-Prescott. Desta forma, espera-se que um crescimento (redução) no valor dessa série aumente (reduza) a taxa Selic, pois com a atividade econômica aquecida (desaquecida), a autoridade monetária tende a elevar (reduzir) a taxa Selic para evitar que a inflação fique acima (abaixo) da meta estabelecida.

3) Risco Brasil⁸ (*embi*) – Esta é uma medida de classificação geral de risco do país oferecida por J. P. Morgan. Quanto maior for o seu valor, mais arriscado será investir no país; desta forma, maior deverá ser a taxa Selic, pois maior deverá ser também o prêmio de risco para atrair capitais.

4) Credibilidade do regime de metas para inflação (*ci*) – Esta série foi calculada com base no índice de credibilidade proposto por Mendonça (2007)⁹ e representa uma medida para a credibilidade do regime de metas de

4. A justificativa para a utilização deste período baseia-se na disponibilidade das séries no *site* do BCB.

5. Série 4189 – Taxa de juros – Selic acumulada no mês anualizada – disponível no *site* do BCB.

6. Série 4380 – PIB mensal – valores correntes (R\$ milhões) – disponível no *site* do BCB.

7. Série IPCA geral – índice dezembro de 1993 = 100 – disponível no *site* Ipeadata.

8. Série Risco Brasil – Embi+ – média da série diária – disponível no *site* do Ipeadata.

9. Para o cálculo deste índice e a elaboração da série, foi utilizado o dado de expectativa de inflação acumulada para os próximos doze meses divulgado no *site* do BCB.

inflação.¹⁰ O índice assume valor igual a 1 quando a inflação anual esperada ($E(\pi)$) for igual à meta de inflação e decresce à medida que as expectativas para a inflação desviam-se da meta anunciada. Além disso, este índice assume valores entre 0 e 1 quando a expectativa de inflação situa-se nos limites mínimo e máximo (π_t^*) estabelecidos para cada ano e, caso exceda um desses limites, assume valor igual a 0. É esperado, portanto, que um aumento (redução) na credibilidade reduza (aumente) a taxa Selic por criar um ambiente econômico mais (menos) estável. Evidências empíricas sugerem que uma credibilidade mais elevada exige menores variações nas taxas de juros para o controle da inflação (Mendonça e Guimarães e Souza, 2009). Espera-se, portanto, que com os ganhos de credibilidade o BCB consiga levar a taxa básica de juros para patamares menores. O índice é assim obtido:

$$ci = \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ se } E(\pi) = \pi_t^c \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t^c} [E(\pi) - \pi_t^c] \text{ se } \pi_{tMin}^* < E(\pi) < \text{se } \pi_{tMax}^* \\ 0 \text{ se } E(\pi) \geq \text{se } \pi_{tMax}^* \text{ ou } E(\pi) \leq \text{se } \pi_{tMin}^* \end{array} \right\}$$

5) Reputação do banco central (*cbri*) – Esta série foi calculada com base no índice de reputação proposto por Montes e Bastos (2014),¹¹ e representa uma medida para a reputação da autoridade monetária. Este índice é calculado considerando desvios da inflação observada com relação à meta de inflação, além de ser ponderado pelo hiato do produto, isto é, a autoridade monetária é punida caso decida explorar o *trade-off* entre inflação e produto no curto prazo. É esperado que um aumento (redução) na reputação possibilite a redução (aumento) da taxa Selic. O índice é assim obtido:

10. Apesar de diferentes índices de credibilidade já terem sido propostos – como resumido nos trabalhos de Mendonça e Guimarães e Souza (2009) e Nahon e Meurer (2009) – e, portanto, atualmente existem outros índices de credibilidade capazes de serem usados em análises empíricas, este trabalho não pretende analisar a influência e o poder de cada índice sobre o principal instrumento de política monetária no Brasil – embora essa pesquisa seja importante. Assim, a opção de usar o índice proposto por Mendonça (2007) justifica-se com base nos seguintes argumentos: *i)* o índice é reconhecido pela literatura internacional, sendo utilizado em vários estudos aplicados; *ii)* simplicidade de compreensão e de preparação; *iii)* o índice capta as mudanças e as flutuações na credibilidade de uma forma compatível com o regime de metas para inflação adotado no Brasil, ou seja, ele utiliza bandas predeterminadas de tolerância, e não bandas de tolerância *ad hoc*, como proposto por outros índices; e *iv)* ele é suficientemente rigoroso e pune adequadamente os desvios das expectativas de inflação em relação à meta de inflação.

11. Para o cálculo deste índice e a elaboração da série, foi utilizada a série 13522 – IPCA acumulado em doze meses, disponível no *site* do BCB.

$$cbri = \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ se } \pi_{tMin}^* \leq \pi_{tOBS} \leq \pi_{tMax}^* \\ 1 - \frac{1}{0.2 - \pi_{tMax}^*} \cdot [\pi_{tOBS} - \pi_{tMax}^*] \text{ se } \pi_{tMax}^* < \pi_{tOBS} < 0.2 \\ 1 - \frac{1}{-\pi_{tMin}^*} \cdot [\pi_{tOBS} - \pi_{tMin}^*] \text{ se } 0\% < \pi_{tOBS} < \pi_{tMin}^* \\ 0 \text{ se } \pi_{tOBS} \geq 0.2 \text{ ou } \pi_{tOBS} \leq 0 \end{array} \right\} \times \left\{ \begin{array}{l} \frac{Y_n}{Y} \text{ se } \frac{Y_n}{Y} < 1 \\ 1 \text{ se } \frac{Y_n}{Y} > 1 \end{array} \right\}$$

6) Reputação fiscal (*fri*) – Este índice está sendo proposto pela primeira vez por este trabalho e representa uma medida para a reputação da autoridade fiscal brasileira. A metodologia de cálculo da série está inspirada no índice de credibilidade do regime de metas para inflação proposto por Mendonça (2007) e no índice de credibilidade fiscal proposto por Mendonça e Machado (2013). Se, por um lado, o índice de credibilidade fiscal é um indicador *forward-looking*, pois busca captar a percepção (expectativa) dos agentes acerca do comprometimento do governo com a sustentabilidade da dívida pública,¹² por outro, o índice de reputação fiscal é um indicador *backward-looking*, pois o *fri* busca captar, de fato, o comprometimento do governo com a sustentabilidade da dívida pública. A série para o *fri* foi calculada utilizando os dados para a relação dívida/PIB¹³ e os limites estabelecidos foram os mesmos aplicados na estrutura de índice de credibilidade fiscal do trabalho elaborado por Mendonça e Machado (2013), sendo o limite máximo de 60%, estabelecido no Tratado de Maastricht, e o limite mínimo de 40%, de acordo com o IMF (2002), pois fornecem pontos de referência úteis, tendo em vista que uma razão dívida/PIB maior que esta referência aumenta a probabilidade de uma crise da dívida.¹⁴ Portanto,

12. O índice de credibilidade fiscal é calculado utilizando a série de expectativas formadas pelos agentes para a razão dívida/PIB. Esta série está disponível no site do BCB.

13. Série 4513 – Dívida Líquida do Setor Público (% PIB) – Total – Setor público – disponível no site do BCB.

14. De acordo com Chowdhury e Islam (2010): "A debt-to-GDP ratio of 60 per cent has been proposed as a prudent limit for developed countries. It implies that crossing this limit will threaten fiscal sustainability. For developing and emerging economies, 40 per cent is the suggested debt-to-GDP ratio. Based on these, an April 2010 report by the IMF's Fiscal Affairs Department offered illustrative 'fiscal adjustments' for economies to reach these suggested public debt-to-GDP ratios by 2030. Thus, there is a tendency to treat these debt-to-GDP ratios as 'optimal' in the specific sense that crossing these thresholds threatens debt sustainability. This is consistent with the IMF's global macroeconomic model which assigns a dual role to fiscal policy: (1) smoothening out business cycles in the short run; (2) meeting debt sustainability targets in the long run". Ademais, segundo Mendonça e Machado (2013, p. 12): "Although there are considerable caveats in regard to the prudential public debt to GDP benchmarks, the benchmarks assumed in the fiscal credibility index (CRED) are in line with the IMF's (2002) calculations. As a consequence, the lower limit is a public debt to GDP ratio of 40% (DEBTMin) because it is a long-term target that should not be breached by emerging economies. The upper limit is a public debt to GDP ratio of 60% (DEBTMax) because this debt to GDP ratio target is part of the Maastricht treaty, and thus it is a useful reference for developed countries".

uma reputação fiscal alta significa que o governo está comprometido com a manutenção da trajetória sustentável da dívida pública, isto é, ao mesmo tempo que se financia, o governo mantém níveis prudentes de risco. Desta forma, espera-se que um aumento (redução) na reputação fiscal reduza (aumente) a taxa Selic. O *fri* é calculado da seguinte maneira:

$$fri = \left. \begin{array}{l} 1 \text{ se } \frac{debt}{GDP} \leq 0.4 \\ 1 - \left(\frac{\frac{debt}{GDP} - 0.4}{0.2} \right) \text{ se } 0.4 < \frac{debt}{GDP} < 0.6 \\ 0 \text{ se } \frac{debt}{GDP} \geq 0.6 \end{array} \right\}$$

7) *Proxy* do *q* de Tobin (*Q_Tobin*) – A teoria do *q* de Tobin (Tobin e Brainard, 1968; Tobin, 1969) fornece um importante mecanismo de como os movimentos no mercado acionário podem afetar a economia. Esta teoria sugere que as empresas, em suas decisões de investimento, levam em consideração a razão entre o valor de mercado do capital instalado, avaliado pelo mercado de ações, e o seu custo de reposição.

Quando proposta originalmente por Tobin e Brainard (1968) e Tobin (1969), a razão entre o valor de mercado da firma e o valor de reposição dos ativos foi expressa por meio da razão entre o valor de mercado de uma unidade adicional de capital da firma e o seu custo de reposição. Contudo, esta medida é inobservável. Assim, Lindenberg e Ross (1981) desenvolveram um modelo que se aproxima deste *q*. Eles buscaram utilizar dados de mercado somados a dados contábeis ajustados pela variação de seus valores na economia e também, no caso dos ativos, pela variação tecnológica. Ou seja, o *q* proposto por eles é dado pela razão entre a soma do valor de mercado das ações da firma com o valor de mercado das dívidas contraídas pela firma e o valor de reposição dos ativos físicos da firma ao menor custo e com a mais alta tecnologia disponível. Contudo, o valor de mercado das dívidas contraídas pela firma e o valor de reposição dos ativos físicos da firma são valores dificilmente observáveis, e quando calculados não há garantias de exatidão. Apesar de teoricamente fundamentado, o modelo de cálculo do

q proposto por Lindenberg e Ross (1981) pode ser considerado inviável devido ao custo e à demora necessária para o levantamento de dados para estimar o valor de mercado das dívidas contraídas pela firma e o valor de reposição dos ativos físicos da firma.

Chung e Pruitt (1994) e Lew e Tompkins (1999) propuseram outras metodologias para cálculo do q . Chung e Pruitt (1994) sugeriram que o q deveria ser calculado da seguinte maneira: $q = (VMA + VCD - AC)/(VCA)$. Em que, VMA é o valor de mercado das ações ordinárias e preferências da firma; VCD é o valor contábil do passivo da firma; AC é o valor contábil do ativo circulante da firma; e VCA é o valor contábil dos ativos. Lew e Tompkins (1999), utilizando como referência o trabalho de Lewellen e Badrinath (1997), propuseram o seguinte cálculo do q : $q = (VMA + VCP - AC + EST)/(AT)$. Em que, VCP é o valor contábil dos passivos da firma; AC é o valor contábil do ativo circulante da firma; EST é o valor contábil dos estoques da firma; e AT é o valor contábil do ativo total.

A divergência entre as metodologias de cálculo para o q de Tobin e a dificuldade de se levantarem dados representam os principais motivos para sua pouca utilização em pesquisas no Brasil. Isso é ainda mais evidente quando se trata de pesquisas utilizando dados agregados.

Assim, como variável *proxy* do q de Tobin foram utilizados o *valor das empresas listadas na Bovespa* (VELB),¹⁵ representando o valor de mercado do capital instalado avaliado pelo mercado de ações, e a *taxa de juros real* (r),¹⁶ representando uma variável *proxy* para o custo de reposição do capital instalado. Portanto,

$$Q_{Tobin} = \frac{VELB}{r}$$

8) Taxa de câmbio (*excb*)¹⁷ – De acordo com o trabalho de Montes e Tiberto (2012), depreciações cambiais estimulam uma fuga de investidores

15. Série 7849 – valor das empresas listadas na Bovespa – disponível no *site* do BCB.

16. A série da taxa de juros real (r) foi construída por meio da diferença entre a série 4189 – Taxa de juros, Selic acumulada no mês anualizada – e a série 13522 – IPCA, em doze meses –, ambas disponíveis no *site* do BCB.

17. Esta série é calculada por meio da média entre as séries 3695 – Taxa de câmbio – livre – dólar americano (compra) – fim de período – mensal e 3696 – Taxa de câmbio – livre – dólar americano (venda) – fim de período – mensal, ambas disponíveis no *site* do BCB.

estrangeiros do mercado acionário doméstico e, assim, causam uma queda do Índice Bovespa (Ibovespa). Entretanto, as depreciações cambiais também encorajam os investidores domésticos para fora do mercado de capitais nacional, levando-os a investir no mercado internacional. Esta queda no Ibovespa reduz o VELB, fazendo, por conseguinte, com que o valor do q de Tobin se reduza.

9) Investimentos estrangeiros em ações de companhias brasileiras¹⁸ (*iec*) – É possível estabelecer relação entre os investimentos estrangeiros em ações de empresas brasileiras e o q de Tobin: quando aumenta o investimento estrangeiro em ações de empresas brasileiras, aumenta também o VELB, fazendo com que o q de Tobin aumente.

10) Crédito em relação ao PIB¹⁹ (*credit*) – O crédito é uma variável importante para estimular os investimentos. É esperado que o aumento na oferta de crédito eleve o nível de investimento privado.

11) Índice de expectativas do empresário industrial (*icei*)²⁰ – Este índice expressa as expectativas dos empresários industriais acerca da economia e de seus negócios para os seis meses seguintes. O índice varia entre 0 e 100, em que 0 indica extrema falta de confiança nas expectativas e 100, extrema confiança nas expectativas. Desta forma, quanto maior o índice, melhores são as expectativas dos empresários em relação à economia e aos seus negócios.

12) Formação bruta de capital fixo (*gfcf*) – A formação bruta de capital fixo²¹ mede o quanto a indústria aumentou seus bens de capital e indica desta forma se a capacidade produtiva do país está crescendo.

Para medir as incertezas existentes no mercado de ações e, portanto, relacionadas ao Ibovespa, foi construída a série para a volatilidade desse indicador utilizando o modelo GARCH (uma variação do modelo ARCH).

O modelo ARCH é um modelo de volatilidade proposto por Engle (1982). Os modelos desta classe servem de grande ferramenta para captar as oscilações da volatilidade em séries financeiras, como índices de ações. A ideia

18. Série 8217 – *iec* – ações de companhias brasileiras – total (líquido) – mensal – disponível no *site* do BCB.

19. Para analisar o efeito do crédito sobre o investimento é utilizada a série da razão crédito/PIB (série 17473), disponível no *site* do BCB.

20. Série 7343 – Índice de confiança do empresário – expectativas – disponível no *site* do BCB.

21. Série capital fixo – formação bruta – consumo aparente de máquinas – índice encadeado (média 1996 = 100) – disponível no *site* lpeadata.

central é que quando aumenta a volatilidade no comportamento de uma determinada série aumenta também a incerteza acerca do comportamento futuro da série. Bollerslev (1986) desenvolveu uma generalização do modelo ARCH, denominada GARCH, na qual a variância condicional não é função apenas das inovações quadráticas passadas, mas também dos seus próprios valores passados. Assim, foi utilizado um modelo GARCH (1,1) para a obtenção das séries de incertezas em relação ao Ibovespa, à taxa Selic e à taxa de câmbio, cujas equações da média são respectivamente:

$$ibovespa = c_1 + ibovespa_{-1} + \varepsilon_1$$

Nesse sentido, a seguinte série foi construída:

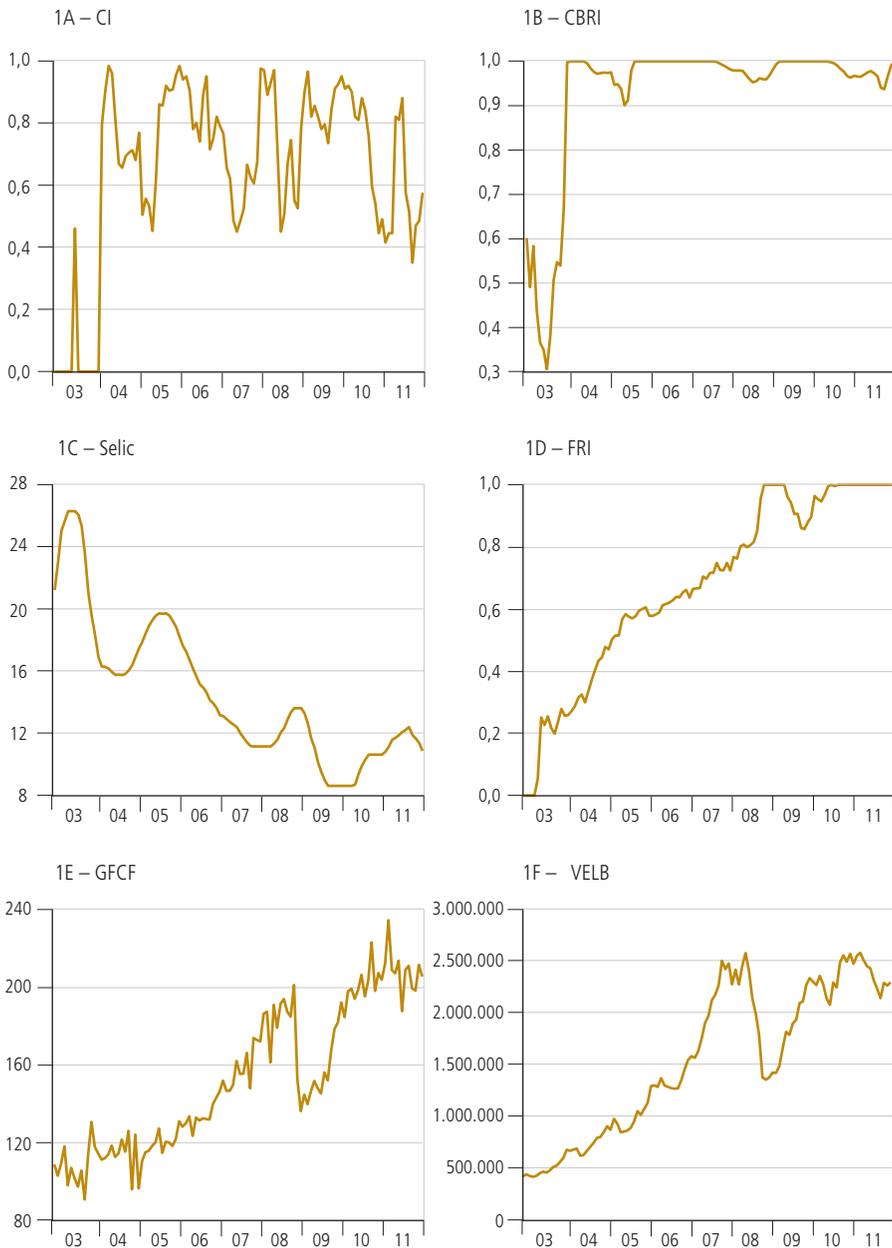
13) Incerteza relacionada ao Ibovespa (*ibov_volatility*) – O Ibovespa²² reflete a variação dos preços das ações e é considerado um indicador que mede o retorno total das ações que o compõem. A série de incerteza para o Ibovespa foi construída utilizando a volatilidade da sua série. Portanto, quando aumentam as incertezas no mercado de ações brasileiro, as companhias listadas na Bovespa desvalorizam-se, pois os investimentos em ações reduzem-se e, por conseguinte, o *q* de Tobin é reduzido.

O gráfico 1 apresenta a evolução no tempo das principais variáveis utilizadas neste trabalho.

De modo a oferecer as primeiras evidências empíricas, o gráfico 2 apresenta dispersão com linhas de regressão entre as principais variáveis analisadas, indicando o tipo de relação (direta ou inversa) existente. Pelo gráfico observa-se: *i*) uma relação inversa entre *selic* e o *Q_Tobin*; *ii*) uma relação inversa entre *selic* e *gfcf*; e *iii*) uma relação positiva entre o *Q_Tobin* e *gfcf*. Por sua vez, os esforços das autoridades monetária e fiscal na busca pela estabilidade dos preços e pela sustentabilidade da dívida pública levaram ao aumento da credibilidade do regime de metas de inflação (*ci*) e ao fortalecimento da reputação das autoridades monetária e fiscal (*cbri* e *fri*, respectivamente), e estes esforços têm sido importantes para a redução do nível da taxa básica de juros.

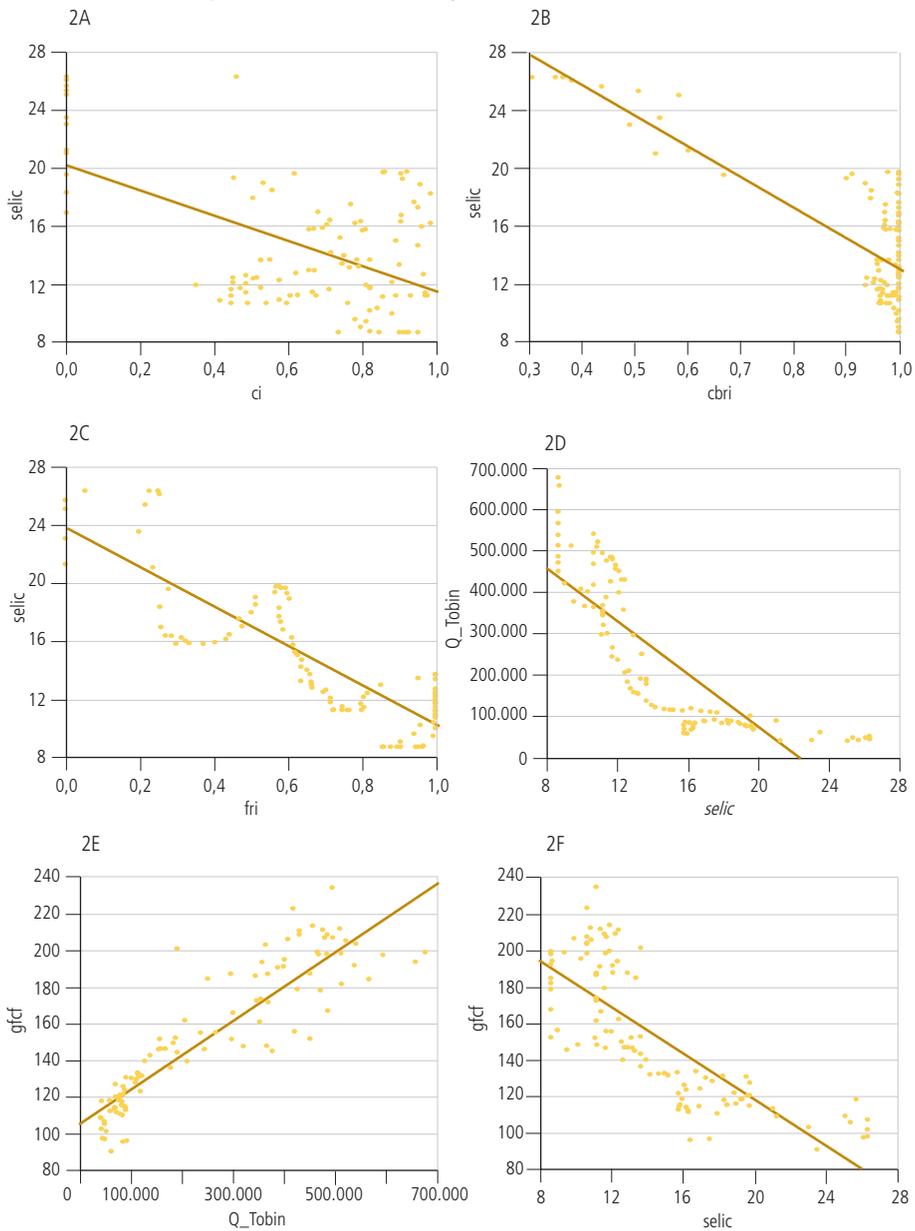
22. Série 7845 – Bovespa – índice mensal – disponível no *site* do BCB.

GRÁFICO 1
Evolução das principais variáveis



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2
Gráficos de dispersão com linhas de regressão



Elaboração dos autores.

3.2 Metodologia

A análise empírica foi conduzida utilizando MQO e GMM. As estatísticas t relatadas nas estimativas por MQO são baseadas no estimador de Newey e West (1987), o qual é consistente com a presença de heteroscedasticidade e autocorrelação de formas desconhecidas. A razão para a utilização do GMM deve-se ao fato de as estimativas por MQO apresentarem problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade de forma desconhecida ou endogeneidades e não linearidades, o que é comum em séries temporais macroeconômicas; este método oferece estimadores consistentes para a regressão (Hansen, 1982). Como apontado por Wooldridge (2001, p. 95), para se obter um estimador mais eficiente que aquele por mínimos quadrados em dois estágios (ou MQOs), é preciso ter restrições de sobreidentificação. A matriz de ponderação na equação foi escolhida para permitir que as estimativas por GMM sejam robustas, considerando a possível presença de heteroscedasticidade e autocorrelação de formas desconhecidas. Em relação à técnica GMM, Cragg (1983) indicou que a análise de sobreidentificação tem um papel importante na seleção das variáveis instrumentais para melhorar a eficiência dos estimadores. Sendo assim, o teste J padrão foi realizado (Hansen, 1982).²³ Todas as estimações foram feitas pelo *software* Eviews 7.0.

No tocante às especificações de todas as equações, cabe esclarecer que a escolha das defasagens foi determinada por meio da metodologia “geral para o específico”, utilizando os critérios de informação tradicionalmente aplicados, além do princípio da parcimônia e com base na teoria econômica. Ou seja, essa metodologia leva em consideração não somente a significância estatística dos parâmetros, mas também os testes de diagnósticos, com o intuito de assegurar que o modelo escolhido apresenta poder explicativo.

Por se tratar de análise utilizando séries temporais, uma primeira condição a ser verificada, antes de serem feitas as estimações, é testar se as séries são estacionárias. Para isso foram utilizados os testes Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (tabelas A.1, A.2 e A.3 no apêndice A). Pelo fato de as séries de taxa de juros real (r) e reputação do banco central ($cbrt$) serem $I(1)$, as estimações

23. O GMM minimiza uma função representando as condições de momentos devidamente ponderadas. Se essas condições de momentos estiverem corretas, vão ter média zero. Isso conduz naturalmente a um teste de sobreidentificação usando o valor minimizado da função. A rejeição do teste representa a existência de momentos que não são estatisticamente iguais a zero, ou seja, está se rejeitando o modelo, pois a condição de momento não é válida (Bueno, 2008).

serão feitas com as variáveis em primeira diferença (ou seja, d_r e d_cbri) de modo a ser evitado o problema de regressão espúria.

3.3 Estimações para a influência dos esforços monetário e fiscal sobre a taxa Selic

Com o intuito de analisar a influência da credibilidade do regime de metas para inflação, da reputação da autoridade monetária e da reputação da autoridade fiscal sobre a taxa Selic, foram estimadas as seguintes equações:

$$selic_t = \beta_1 + \beta_2 gdp_gap_{t-4} + \beta_3 embi_{t-1} + \beta_4 ci_{t-1} + \beta_5 d_cbri_{t-3} + \beta_6 crisis + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$selic_t = \beta_7 + \beta_8 gdp_gap_{t-4} + \beta_9 embi_{t-1} + \beta_{10} ci_{t-1} + \beta_{11} d_cbri_{t-3} + \beta_{12} fri_{t-7} + \beta_{13} crisis + \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

em que ε é o termo de erro. As derivadas parciais expressam as relações esperadas:

$$\frac{\partial selic}{\partial gdp_gap} > 0; \frac{\partial selic}{\partial embi} > 0; \frac{\partial selic}{\partial ci} < 0; \frac{\partial selic}{\partial d_cbri} < 0; \frac{\partial selic}{\partial fri} < 0; \frac{\partial selic}{\partial crisis} < 0$$

Com o objetivo de capturar os efeitos dos choques internacionais sobre a economia brasileira devido à crise do *subprime* e à crise europeia, uma variável *dummy* (*crisis*) foi incluída de modo a representar este período conturbado. A *dummy* assume valor 1 para o período compreendido entre fevereiro de 2007 e dezembro de 2011 e valor 0 para o restante do período da série.²⁴ É esperado um coeficiente negativo para a variável *dummy*, pois com a desaceleração da economia mundial, a economia brasileira tende a caminhar no mesmo sentido. Desta forma, o BCB encontra espaço para

24. A crise começou a se evidenciar para o mundo a partir de fevereiro de 2007, quando as hipotecas *subprime* começaram a apresentar níveis de inadimplências que resultaram em perdas aos emprestadores. De acordo com Cecchetti (2008, p. 6): "A complete chronology of the recent financial crisis might start in February 2007, when several large subprime mortgage lenders started to report losses". A crise iniciada em 2007 potencializou os problemas de economias já endividadas e com problemas de solvência, cujos governos tiveram de usar medidas fiscais de curto prazo para estimular suas economias, agravando ainda mais suas posições fiscais e aumentando o temor pelo contágio. O início da crise da dívida soberana da Europa a partir de fins de 2009, que envolveu países como Grécia, Irlanda, Portugal, Itália e Espanha, causou nova onda de turbulência global.

reduzir a taxa de juros de forma a estimular a atividade econômica. A tabela 1 apresenta as estimações por MQO e GMM²⁵ para as equações (1) e (2).

TABELA 1
Estimações por MQO e GMM (variável dependente: *selic*)

Variável dependente: <i>selic</i>	MQO		GMM	
	sp.1	sp.2	sp.1	sp.2
<i>constante</i>	16.28251*** (1.406118) [11.57976]	18.1943*** (1.517686) [11.98819]	14.38181*** (1.003232) [14.33548]	17.94991*** (0.953726) [18.82082]
<i>gdp_gap</i> (-4)	21.52799** (9.515509) [2.262411]	19.26355** (8.801357) [2.188702]	26.99213*** (8.92657) [3.023797]	26.12723*** (6.886408) [3.794029]
<i>embi</i> (-1)	0.007422*** (0.002) [3.70989]	0.004488* (0.002588) [1.734543]	0.013563*** (0.001453) [9.336549]	0.009001*** (0.001368) [6.577925]
<i>ci</i> (-1)	-2.713066* (1.372386) [-1.976897]	-2.058036* (1.212099) [-1.697911]	-2.570806*** (0.933609) [-2.75362]	-2.776007*** (0.826047) [-3.360592]
<i>d_cbri</i> (-3)	-7.755526** (3.211904) [-2.41462]	-8.776928* (4.999144) [-1.755686]	-17.28066*** (4.070029) [-4.245831]	-18.27569*** (3.36229) [-5.43549]
<i>fri</i> (-7)		-2.913411* (1.610726) [-1.808756]		-3.862168*** (0.963245) [-4.009538]
<i>crisis</i>	-5.087645*** (0.727767) [-6.990764]	-4.251191*** (1.133899) [-3.749179]	-4.987073*** (0.490125) [-10.17511]	-3.897234*** (0.468572) [-8.31726]
<i>R</i> ²	0,852	0,828	0,724	0,756
<i>R</i> ² ajustado	0,845	0,817	0,710	0,741
<i>Estatística-F</i> (valor- <i>p</i>)	0,000	0,000		

(Continua)

25. Estimações por GMM utilizaram as seguintes variáveis instrumentais: *selic* (-1 to -2), *gdp_gap* (-5 to -7), *embi* (-2 to -4), *ci* (-2 to -6), *d_cbri* (-4 to -5), *exch* (0 to -2), *reserves* (0 to -3). A taxa de câmbio foi incluída, pois esta influencia a inflação por meio do efeito *pass-through*, afetando, consequentemente, a reputação e, por sua vez, a resposta do BCB pela taxa básica de juros Selic. As reservas internacionais (Série 3546 – reservas internacionais – conceito liquidez – total – disponível no *site* do BCB) também foram incluídas, pois o aumento dessas afasta pressões sobre a taxa de câmbio e, por conseguinte, reduz as pressões inflacionárias e as pressões sobre a taxa Selic. Estes instrumentos formam as restrições de sobreidentificação, cuja validade das restrições foi testada por meio do teste *J* de Hansen (1982). Os resultados do teste *J* indicam que as restrições de sobreidentificação não podem ser rejeitadas.

(Continuação)

Variável dependente: <i>selic</i>	MQO		GMM	
	sp.1	sp.2	sp.1	sp.2
Diagnóstico de estab e resíduo				
<i>Ramsey – RESET (1)</i> (valor-p)	0,406	0,949		
<i>Jarque-Bera</i> (valor-p)	0,912	0,770		
<i>ARCH (1)</i> (valor-p)	0,000	0,000		
<i>ARCH (2)</i> (valor-p)	0,000	0,000		
<i>ARCH (4)</i> (valor-p)	0,000	0,000		
<i>ARCH (8)</i> (valor-p)	0,000	0,000		
<i>LM(1)</i> (valor-p)	0,000	0,000		
<i>LM(2)</i> (valor-p)	0,000	0,000		
<i>LM(4)</i> (valor-p)	0,000	0,000		
<i>LM(8)</i> (valor-p)	0,000	0,000		
<i>Estatística-J</i>			13,668	10,861
<i>Prob</i> (estatística-J)			0,690	0,817
<i>Rank</i>			23	23

Elaboração dos autores.

Nota: Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.

A respeito das estimativas por MQO, a estatística *F* indica que a regressão como um todo é significativa. Além disso, o resultado do teste Reset de Ramsey indica que a regressão não apresenta problema de especificação de modelo. O teste de normalidade (Jarque-Bera) aponta que os resíduos são normalmente distribuídos. Contudo, devido à presença de autocorrelação e heteroscedasticidade, a matriz de Newey-West é utilizada. Por conta dos problemas citados, além da possível endogeneidade, justifica-se o uso do GMM. Em relação ao GMM, os resultados do teste *J* indicam que não se pode rejeitar a hipótese de que o modelo está corretamente especificado.

As estimações sugerem que o efeito do *gdp_gap* na *selic* é positivo e possui significância estatística em todas as especificações. Nesse sentido, a evidência encontrada revela que quando a atividade econômica é intensa, capaz de gerar inflação, a taxa Selic tende a aumentar alguns meses após o aquecimento da atividade com o objetivo de desacelerar a atividade econômica e evitar pressões inflacionárias.

O *embi* apresentou coeficientes positivos e significância estatística. Este resultado pode sugerir que, se o Risco Brasil estiver muito alto, a taxa Selic deverá ser elevada para aumentar o prêmio de risco pago aos investimentos feitos no país, atraindo assim capitais; caso contrário, poderá haver fuga de capitais em busca de investimentos com menores riscos. Outra possível explicação para este resultado é que o aumento do *embi* poderia sinalizar uma desvalorização da taxa de câmbio, e a taxa Selic poderia aumentar com o objetivo de combater os efeitos inflacionários dessa desvalorização.

A variável *ci* apresentou coeficientes negativos e significância estatística. Conforme indicado pela teoria, maior credibilidade significa que o processo de ancoragem das expectativas de inflação em relação à meta de inflação está mais forte, o que gera a possibilidade de serem feitas reduções na taxa Selic para níveis menores. Este resultado e suas interpretações corroboram aqueles encontrados por Mendonça e Guimarães e Souza (2009) e Montes (2013).

As estimações para a variável *d_cbri* apresentaram coeficientes negativos e significância estatística. Variações positivas na reputação ($d_cbri > 0$) indicam que a autoridade monetária está ganhando reputação. Assim, com base nas estimações, existe a possibilidade de a taxa Selic ser reduzida para níveis menores quando ocorrem variações positivas na reputação (o que indica que a reputação está aumentando).

Por sua vez, as estimações para a reputação fiscal, *fri*, apresentaram coeficientes negativos e significância estatística. Por representar o comprometimento do governo com a sustentabilidade da dívida/PIB, uma redução neste índice de reputação pode indicar que as finanças públicas estão entrando em trajetória insustentável, o que resultaria em pressões sobre a inflação e, portanto, em dificuldades em reduzir a taxa básica de juros, Selic.²⁶

26. Adicionalmente, foi elaborada uma análise de sensibilidade em relação à forma funcional do indicador de reputação fiscal e aos parâmetros subjacentes, a fim de verificar a robustez dos resultados obtidos a diferentes formas funcionais (valores paramétricos) do índice de reputação fiscal. Para isso, o índice foi testado usando valores paramétricos de 30% e 50% e de 50% e 70%, ou seja, deslocando os parâmetros do índice 10% para cima e 10% para baixo. Quando o índice foi alterado para valores paramétricos mais rígidos (de 30% e 50%), os coeficientes estimados para as reputações fiscal e monetária e para a credibilidade do RMI continuaram apresentando os sinais esperados e a significância estatística aumentou (o teste Reset de Ramsey também indicou que o modelo estava bem especificado). Além disso, foi possível verificar que os efeitos da credibilidade do regime de metas para inflação e das reputações tornaram-se mais fortes com parâmetros fiscais mais rígidos. No entanto, quando o índice foi alterado para valores paramétricos mais relaxados (de 50% e 70%), o coeficiente estimado para a reputação fiscal perdeu significância estatística, entretanto, a credibilidade do RMI e a credibilidade monetária continuaram apresentando os sinais esperados e a significância estatística (o teste Reset de Ramsey também indicou que o modelo estava bem especificado). Os resultados das estimações por MQO estão apresentados nas tabelas A.4 e A.5 no apêndice A.

Os resultados para a influência da variável *crisis* sobre o nível da taxa de juros apontam que com a desaceleração da economia mundial o BCB encontrou espaço para reduzir a taxa básica de juros. Além de os coeficientes estimados apresentarem sinais negativos, são, também, estatisticamente significativos.

3.4 Estimações para a influência da política monetária sobre o preço dos ativos

Para verificar a importância dos resultados anteriores sobre o funcionamento do canal dos preços dos ativos no regime de metas para inflação, as seguintes equações foram estimadas para a variável Q_Tobin :

$$Q_Tobin_t = \theta_1 + \theta_2 Q_Tobin_{t-1} + \theta_3 selic_t + \theta_4 growth_{t-1} + \theta_5 credit_{t-1} + \theta_6 iec_{t-1} + \mu_{1,t} \quad (3)$$

$$Q_Tobin_t = \theta_7 + \theta_8 Q_Tobin_{t-1} + \theta_9 selic_t + \theta_{10} growth_{t-1} + \theta_{11} credit_{t-1} + \theta_{12} iec_{t-1} + \theta_{13} ibov_volatility + \mu_{1,t} \quad (4)$$

em que μ é o termo de erro. As relações esperadas, expressas por derivadas parciais, são:

$$\frac{\partial Q_Tobin}{\partial selic} < 0; \frac{\partial Q_Tobin}{\partial growth} > 0; \frac{\partial Q_Tobin}{\partial credit} > 0; \frac{\partial Q_Tobin}{\partial iec} > 0;$$

$$\frac{\partial Q_Tobin}{\partial ibov_volatility} < 0$$

A tabela 2 apresenta as estimações por MQO e GMM²⁷ para as equações (3) e (4).

27. As estimações por GMM utilizaram as seguintes variáveis instrumentais: Q_Tobin (-2 to -5), $selic$ (-1), $growth$ (-2 to -6), $credit$ (-2 to -6), iec (-2 to -3). Estes instrumentos formam as restrições de sobreidentificação. Testou-se a validade destas restrições por meio do teste J de Hansen (1982). Os resultados do teste J indicam que as restrições de sobreidentificação não podem ser rejeitadas.

TABELA 2
Estimações por MQO e GMM (variável dependente: Q_Tobin)

Variável dependente: Q_Tobin	MQO		GMM	
	sp.3	sp.4	sp.3	sp.4
Variáveis explicativas				
<i>constante</i>	1.817568*** (0.613406) [2.963076] 0.8436***	1.87193*** (0.610792) [3.06476] 0.839621***	1,06479 (0.665481) [1.600031] 0.913221***	2.83573*** (0.570198) [4.973238] 0.757247***
$Q_Tobin(-1)$	(0.054177) [15.57106] -0.01285**	(0.054029) [15.54019] -0.012979**	(0.058866) [15.51368] -0,010314	(0.056028) [13.51545] -0.013344**
<i>selic</i>	(0.005779) [-2.223689] 0.537265*	(0.005701) [-2.276796] 0.621212**	(0.006779) [-1.521444] 0,07732	(0.005951) [-2.242449] 1.297671*
$growth(-1)$	(0.277042) [1.939289] 0.008307**	(0.294592) [2.108719] 0.008824**	(0.482156) [0.160364] 0,005843	(0.668495) [1.941181] 0.015337***
$credit(-1)$	(0.004177) [1.988833] 0.0000783*	(0.004165) [2.118625] 0.0000659*	(0.00435) [1.343179] -0,0000877	(0.004818) [3.183189] 0.000149*
$iec(-1)$	(0.0000414) [1.893156]	(0.0000364) [1.812652] -4.808947**	(0.0000707) [-1.240264]	(0.0000778) [1.910597] -49.17555**
<i>ibov_volatility</i>		(2.234293) [-2.152334]		(20.86424) [-2.35693]
R^2	0,987	0,987	0,980	0,966
R^2 ajustado	0,986	0,986	0,979	0,964
<i>Estatística-F (valor-p)</i>	0,000	0,000		
Diagnóstico de estab e residuo				
<i>Ramsey – RESET (1) (valor-p)</i>	0,925	0,996		
<i>Jarque-Bera (valor-p)</i>	0,001	0,000		
<i>ARCH (1) (valor-p)</i>	0,017	0,028		
<i>ARCH (2) (valor-p)</i>	0,024	0,034		
<i>ARCH (4) (valor-p)</i>	0,127	0,164		
<i>ARCH (8) (valor-p)</i>	0,288	0,282		
<i>LM(1) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>LM(2) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>LM(4) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>LM(8) (valor-p)</i>	0,288	0,002		
<i>Estatística-J</i>			7,786	8,636
<i>Prob (estatística-J)</i>			0,801	0,655
<i>Rank</i>			18	18

Elaboração dos autores.

Nota: Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

Acerca das estimativas por MQO, a estatística F indica que a regressão como um todo é significativa. Além disso, o resultado do teste Reset de Ramsey indica que a regressão não apresenta problema de especificação de modelo. Contudo, devido à presença de autocorrelação e de heteroscedasticidade, a matriz de Newey-West é utilizada. Assim, justifica-se o uso do GMM devido a esses problemas citados e das possíveis endogeneidades presentes. Os resultados do teste J indicam que não se pode rejeitar a hipótese de que o modelo está corretamente especificado.

Em relação aos resultados encontrados para o q de Tobin defasado, o sinal do coeficiente é positivo e estatisticamente significativo. Esta estimativa está de acordo com aquela encontrada por Stocco (2009), o qual sugere que este resultado deve-se à presença dos custos de ajustamentos.

As estimativas apontam que o efeito da taxa básica de juros (*selic*) sobre o q de Tobin é negativo e possui significância estatística. Assim, uma política monetária de redução da taxa de juros faz com que o preço das ações fique mais atraente aos investidores, ou seja, aumenta a expectativa de retorno referente ao rendimento das ações. Por sua vez, a redução da taxa básica de juros promove a diminuição do custo de reposição do capital (pois reduz a taxa de juros real), fazendo com que, assim, o q de Tobin se eleve. As descobertas estão em linha com os resultados encontrados por Montes (2013), o qual aponta por meio de análises de impulso-resposta que aumentos na taxa de juros Selic provocam reduções no valor das empresas listadas na Bovespa.

Em relação aos efeitos da atividade econômica e do crédito, as estimativas para a influência do crescimento do produto (*growth*) e do crédito (*credit*) apresentaram coeficientes positivos e significância estatística. Ou seja, aumentos na taxa de crescimento econômico influenciam positivamente o desempenho das empresas listadas na bolsa de valores e, portanto, o valor dessas empresas, aumentando, assim, a variável *proxy* para o q de Tobin. Esse resultado está em linha com os achados de Montes e Tiberto (2012).²⁸

Ou seja, a expansão do crédito e o aumento na taxa de crescimento do produto são capazes de elevar a demanda agregada e, portanto, aumentar os

28. Os autores apontam, por meio de suas estimativas para a economia brasileira, que "the effect caused by the country's economic growth on the Bovespa index is robust and statistically significant for both estimation methods. Thus, as expected, an increase in the rate of economic growth reinforces the expectations of higher corporate profits, encouraging investors to allocate their resources in the stock market and increasing the IBOVESPA".

lucros de um determinado estoque de capital, fazendo com que o valor de mercado das ações das empresas listadas na bolsa de valores se eleve.

A variável *iec* apresentou coeficiente positivo e significância estatística. Por se tratar do investimento em ações de empresas brasileiras, esta variável ao se elevar, eleva também o VELB, fazendo com que a *proxy* para o *q* de Tobin aumente.

A variável relacionada às incertezas quanto ao índice Bovespa (*ibov_volatility*) apresentou coeficiente negativo e significância estatística. Assim, um aumento na volatilidade do Ibovespa reflete as incertezas existentes no mercado acionário, levando ao movimento de saída de investidores do mercado de ações e, portanto, à desvalorização das companhias que compõem o Ibovespa, reduzindo assim o *q* de Tobin.

3.5 Estimações para o investimento considerando o canal do preço dos ativos

Com o objetivo de apresentar evidências acerca do mecanismo de transmissão da política monetária por meio do canal do preço dos ativos, as equações (5) e (6) foram estimadas para a variável *gfcf*. As variáveis selecionadas para essa análise estão baseadas nos trabalhos que abordaram os determinantes macroeconômicos do investimento e os mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil (por exemplo, Ribeiro e Teixeira, 2001; Luporini e Alves, 2010; Mendonça e Lima, 2011; Montes, 2013).

$$gfcf = \omega_1 + \omega_2 Q_Tobin_{t-2} + \omega_3 credit_{t-5} + \omega_4 gdp_gap_{t-3} + \omega_5 d_r_{t-1} + \omega_6 icei_{t-4} + \tau_{1,t} \quad (5)$$

$$gfcf = \omega_7 + \omega_8 Q_Tobin_{t-2} + \omega_9 credit_{t-5} + \omega_{10} gdp_gap_{t-3} + \omega_{11} d_r_{t-1} + \omega_{12} icei_{t-4} + \omega_{13} crisis + \tau_{2,t} \quad (6)$$

em que τ é o termo de erro. As relações esperadas, expressas por derivadas parciais, são:

$$\frac{\partial gfcf}{\partial credit} > 0; \frac{\partial gfcf}{\partial Q_Tobin} > 0; \frac{\partial gfcf}{\partial gdp_gap} > 0; \frac{\partial gfcf}{\partial d_r} > 0; \frac{\partial gfcf}{\partial icei} > 0; \frac{\partial gfcf}{\partial crisis} < 0$$

A tabela 3 apresenta as estimações por MQO e GMM²⁹ para as equações (5) e (6).

TABELA 3

Estimações por MQO e GMM (variável dependente: *gfcf*)

Variável dependente: <i>gfcf</i>	MQO		GMM	
	sp.5	sp.6	sp.5	sp.6
<i>constante</i>	-340.9124*** (62.73846) [-5.433866] 37.96127*** (6.335963) [5.991397]	-360.2733*** (67.1345) [-5.366441] 35.81542*** (6.115916) [5.856101]	-656.7424*** (91.93729) [-7.143373] 66.82664*** (8.353317) [8.000013]	-622.3886*** (80.31623) [-7.749226] 59.26397*** (8.080711) [7.334005]
<i>Q_Tobin</i> (-2)	1.31037** (0.519535) [2.522199]	1.270704** (0.487977) [2.604024]	1.238669* (0.649787) [1.906271]	1.211831** (0.498027) [2.433264]
<i>credit</i> (-5)	29.75018*** (8.083211) [3.68049]	21.04837*** (5.886295) [3.575827]	60.80543*** (7.554245) [8.049174]	42.17098*** (11.12707) [3.789944]
<i>gdp_gap</i> (-3)	-6.538846*** (2.340909) [-2.793294]	-6.67973*** (1.94303) [-3.437791]	-10.05394*** (3.04106) [-3.306063]	-10.49928*** (2.657353) [-3.951029]
<i>icei</i> (-4)		0.767192** (0.348838) [2.199281]		0.854161* (0.439828) [1.942033]
<i>crisis</i>	-14.21195** (7.015829) [-2.025698]	-11.31731 (6.930086) [-1.633069]	-66.58027*** (13.79675) [-4.825795]	-52.87626*** (13.60751) [-3.885814]
<i>R</i> ²	0,915	0,921	0,785	0,843
<i>R</i> ² ajustado	0,911	0,916	0,773	0,833
<i>Estatística-F</i> (valor- <i>p</i>)	0,000	0,000		

(Continua)

29. As estimações por GMM utilizaram as seguintes variáveis instrumentais: *gfcf* (-1 to -3), *Q_Tobin* (-3 to -5), *credit* (-6 to -7), *gdp_gap* (-4 to -8), *d_r* (-2 to -4), *icei* (-5). Estes instrumentos formam as restrições de sobreidentificação. Testou-se a validade destas restrições por meio do teste *J* de Hansen (1982). Os resultados do teste *J* indicam que as restrições de sobreidentificação não podem ser rejeitadas.

(Continuação)

Variável dependente: <i>gfcf</i>	MQO		GMM	
	sp.5	sp.6	sp.5	sp.6
Diagnóstico de estab e resíduo				
<i>Ramsey – RESET (1) (valor-p)</i>	0,066	0,147		
<i>Jarque-Bera (valor-p)</i>	0,174	0,304		
<i>ARCH (1) (valor-p)</i>	0,144	0,263		
<i>ARCH (2) (valor-p)</i>	0,209	0,175		
<i>ARCH (4) (valor-p)</i>	0,247	0,194		
<i>ARCH (8) (valor-p)</i>	0,119	0,120		
<i>LM(1) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>LM(2) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>LM(4) (valor-p)</i>	0,000	0,000		
<i>LM(8) (valor-p)</i>	0,001	0,001		
<i>Estatística-J</i>			7,078	7,924
<i>Prob (estatística-J)</i>			0,852	0,720
<i>Rank</i>			18	18

Elaboração dos autores.

Nota: Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.

Com relação às estimativas por MQO, a estatística-*F* indica que a regressão como um todo é significativa. Além disso, o resultado do teste Reset de Ramsey indica que a regressão não apresenta problema de especificação de modelo. O teste de normalidade (Jarque-Bera) aponta que os resíduos são normalmente distribuídos. Contudo, devido à presença de autocorrelação nos resíduos, a matriz de Newey-West é utilizada. Assim, devido a esse problema e às possíveis endogeneidades presentes, justifica-se o uso do GMM. Os resultados do teste *J* indicam que não se pode rejeitar a hipótese de que o modelo está corretamente especificado.

As estimações mostram que o crédito e a variável *Q_Tobin* apresentam coeficientes positivos e significância estatística. Estes resultados apontam para a importância do crédito no fomento dos investimentos e, também, para o fato de que um aumento no *q* de Tobin, significando uma elevação no valor de mercado do capital instalado das empresas (avaliado pelo mercado de ações), estimula os gastos com investimentos, elevando assim a formação de capital na economia. Estes resultados corroboram aqueles encontrados por Montes (2013) acerca dos canais de transmissão do crédito e dos preços dos ativos.

Em relação à influência da atividade econômica sobre os investimentos, os coeficientes estimados para o *gdp_gap* foram positivos e com significância estatística. Isto significa que, na medida em que a economia se aquece, os agentes ficam mais propensos a investir. Ou seja, aumentos na renda e na atividade econômica estimulam o investimento privado no país. Assim como os resultados encontrados pela maioria dos trabalhos empíricos existentes sobre os determinantes do investimento no Brasil – como apontado no estudo de Luporini e Alves (2010) –, os achados neste estudo apontam a demanda agregada como uma importante variável explicativa.

Os resultados encontrados para a influência da taxa de juros real sobre o investimento corroboram aqueles descobertos por Montes (2013) e Mendonça e Lima (2011) para a economia brasileira. Ou seja, as evidências apontam que variações positivas na taxa de juros real provocam, após um período de tempo, redução no investimento, e vice-versa.

O efeito das expectativas dos empresários (*icei*) sobre a formação bruta de capital fixo é positivo e possui significância estatística. Isto significa que os empresários levam em consideração as condições atuais da economia, como também suas expectativas a respeito da economia e de seus negócios no futuro nas decisões de investimento e, portanto, para a formação bruta de capital fixo. Assim, as evidências apontam que quando os empresários formam expectativas mais otimistas a respeito da economia e de seus negócios no futuro, isso exerce impacto positivo sobre o aumento da capacidade produtiva do país.

Acerca da influência das incertezas relacionadas ao cenário internacional sobre o investimento, os coeficientes estimados para a variável relativa ao período de crise internacional (*crisis*) apresentaram sinais negativos e com significância estatística.³⁰ Isto sugere que com o cenário de crise internacional aumenta a dificuldade dos agentes em fazer previsões acerca do estado da economia e, portanto, aumentam as incertezas no ambiente macroeconômico, o que desestimula os investimentos.

3.6 Sistemas de equações (*selic* e *Q_Tobin*; *Q_Tobin* e *gfctf*)

As evidências até então apresentadas – estimações das equações (1) e (2) – apontam que a maior credibilidade do regime de metas para inflação, uma

30. Na regressão por MQO, o coeficiente estimado para a variável *crisis* – especificação 6 – apresentou significância estatística a 11%.

reputação mais elevada da autoridade monetária e uma reputação mais elevada da autoridade fiscal têm contribuído para a redução da taxa básica de juros da economia. Por sua vez, a política monetária, por meio de alterações da taxa Selic, atua sobre a economia pelo canal do preço dos ativos ao exercer influência sobre o q de Tobin, conforme evidências encontradas – estimações das equações (3) e (4). Uma maneira de testar a validade das equações e dos coeficientes anteriormente estimados e, também, observar o mecanismo de transmissão é por meio da estimação de sistemas de equações. Portanto, para verificar a robustez dos resultados anteriormente obtidos nas estimativas individuais, os seguintes sistemas de equações foram estimados por GMM:³¹

$$\text{Sistema} \begin{cases} selic_t = \delta_1 + \delta_2 gdp_gap_{t-4} + \delta_3 embi_{t-1} + \delta_4 ci_{t-1} + \\ \quad + \delta_5 d_cbri_{t-3} + \delta_6 fri_{t-7} + \delta_7 crisis + \vartheta_t \\ Q_Tobin_t = \alpha_1 + \alpha_2 Q_Tobin_{t-1} + \alpha_3 selic_t + \alpha_4 growth_{t-1} + \\ \quad + \alpha_5 credit_{t-1} + \alpha_6 iec_{t-1} + \alpha_7 ibov_volatility + \varphi_t \end{cases}$$

em que ϑ e φ são termos de erro aleatórios. A tabela 4 mostra a estimação do sistema.

$$\text{Sistema} \begin{cases} Q_Tobin_t = \gamma_1 + \gamma_2 Q_Tobin_{t-1} + \gamma_3 selic_t + \gamma_4 growth_{t-1} + \\ \quad + \gamma_5 credit_{t-1} + \gamma_6 iec_{t-1} + \gamma_7 ibov_volatility + \varepsilon_t \\ gfcf = \rho_1 + \rho_2 Q_Tobin_{t-2} + \rho_3 credit_{t-5} + \rho_4 gdp_gap_{t-3} + \\ \quad + \rho_5 d_rir_{t-1} + \rho_6 icei_{t-4} + \rho_7 crisis + \sigma_t \end{cases}$$

em que ε e σ são termos de erro aleatórios. A tabela 5 mostra a estimação do sistema.

31. Todas as equações que formam os sistemas GMM utilizam as mesmas variáveis instrumentais das estimações individuais.

TABELA 4
Sistema GMM (*selic* e *Q_Tobin*)

	Sistema GMM	
	Equação (2)	Equação (4)
	Variável dependente: <i>selic</i>	Variável dependente: <i>q_Tobin</i>
<i>constante</i>	19.87667*** (0.872245) [22.78794]	<i>constante</i> 2.111594*** (0.453612) [4.655065]
<i>gdp_gap</i> (-4)	27.22478*** (5.231921) [5.203591]	<i>Q_Tobin</i> (-1) 0.816818*** (0.042518) [19.21105]
<i>embi</i> (-1)	0.003318** (0.001333) [2.489343]	<i>selic</i> -0.012778*** (0.003791) [-3.371086]
<i>ci</i> (-1)	-3.635885*** (0.524474) [-6.932445]	<i>growth</i> (-1) 1.006609*** (0.375642) [2.679702]
<i>d_cbri</i> (-3)	-22.00391*** (4.715078) [-4.666712]	<i>credit</i> (-1) 0.010569*** (0.003049) [3.466965]
<i>fri</i> (-7)	-2.380098*** (0.667801) [-3.564082]	<i>iec</i> (-1) 0.00012** (0.0000591) [2.036081]
<i>crisis</i>	-5.293745*** (0.482002) [-10.98282]	<i>ibov_volatility</i> -11.0489** (5.021195) [-2.200453]
R^2	0,795	0,984
R^2 ajustado	0,782	0,983
Estatística-J		0,166
Prob (estatística-J)		0,928

Elaboração dos autores.

Nota: Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.

TABELA 5
Sistema GMM (*Q_Tobin* e *gfcf*)

	Sistema GMM	
	Equação (4)	Equação (6)
	Variável dependente: <i>Q_Tobin</i>	Variável dependente: <i>gfcf</i>
<i>constante</i>	2.389841*** (0.478497) [4.994476]	<i>constante</i> -408.9771*** (52.92175) [-7.727958]
<i>Q_Tobin</i> (-1)	0.782704*** (0.044513) [17.58378]	<i>Q_Tobin</i> (-2) 40.51677*** (4.672918) [8.670551]
<i>selic</i>	-0.011681** (0.004691) [-2.490018]	<i>credit</i> (-5) 1.989864*** (0.372960) [5.335322]
<i>growth</i> (-1)	1.023706** (0.444458) [2.303266]	<i>gdp_gap</i> (-3) 37.91414*** (5.292883) [7.163230]
<i>credit</i> (-1)	0.014145*** (0.003493) [4.049340]	<i>d_rir</i> (-1) -9.277648*** (1.718043) [-5.400125]
<i>iec</i> (-1)	0.000147** (6.51E-05) [2.257084]	<i>icei</i> (-4) 0.429995* (0.248462) [1.730624]
<i>ibov_volatility</i>	-12.32592** (5.690244) [-2.166149]	<i>crisis</i> -31.14304*** (8.067092) [-3.860504]
<i>R</i> ²	0,983	0,900
<i>R</i> ² ajustado	0,982	0,893
Estatística-J		0,158
Prob (estatística-J)		0,800

Elaboração dos autores.

Nota: Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.

No tocante às estimações apresentadas na tabela 4, todos os coeficientes mostraram sinais de acordo com a teoria e com significância estatística. O sistema revela, assim como nas estimações individuais, a importância da reputação (monetária e fiscal) e da credibilidade para o comportamento da taxa básica de juros (*selic*). Ou seja, quando o ambiente macroeconômico fica mais estável e as expectativas dos agentes mais ancoradas na inflação, o BCB amplia o espaço de manobra para promover reduções na taxa de juros.

As evidências também apontam a existência do canal de transmissão pelo preço dos ativos, ao constatar que a política monetária, por meio da taxa de juros *selic*, influencia a variável *proxy* para o q de Tobin.

Em relação às estimações apresentadas na tabela 5, todos os coeficientes apresentaram sinais de acordo com o esperado e com significância estatística. O sistema revela, conforme prevê a teoria, a influência da política monetária sobre o investimento agregado pelo canal dos preços dos ativos e corrobora os demais resultados encontrados anteriormente. Além disso, os coeficientes estimados pelo sistema de equações apresentaram maior significância estatística, ou seja, a estimação por meio do sistema aumentou consideravelmente a acurácia dos coeficientes no modelo (os erros-padrão são menores e as estatísticas t são maiores).

4 CONCLUSÃO

Este trabalho buscou apresentar evidências empíricas acerca da importância da credibilidade do regime de metas para inflação e das reputações das autoridades monetária e fiscal para a condução da política monetária e, por conseguinte, para a trajetória da taxa básica de juros no Brasil para o período de novembro de 2002 a dezembro de 2011. Além disso, procurou contribuir com as literaturas sobre reputação e sustentabilidade da dívida pública ao propor um índice para medir a reputação da autoridade fiscal. Com base nos resultados apresentados na tabela 1 para o período analisado, as evidências apontam que a estabilidade dos preços, a ancoragem das expectativas de inflação e a sustentabilidade da dívida pública proporcionaram graus de liberdade à autoridade monetária para conduzir a política monetária, de tal modo que fosse possível programar uma trajetória de redução da taxa básica de juros em um horizonte longo de tempo. Ou seja, com base no período analisado, o comprometimento das autoridades fiscal e monetária com seus objetivos desempenhou importante papel para a redução da taxa básica de juros no Brasil.

O trabalho analisou ainda o mecanismo de transmissão da política monetária pelo canal dos preços dos ativos. Os resultados sugerem que a política monetária é capaz de afetar a razão entre o valor de mercado do capital instalado, avaliado pelo mercado de ações, e o custo de reposição do capital (*proxy* do q de Tobin) e, assim, atingir a economia por meio do investimento agregado.

ABSTRACT

The paper analyzes, empirically, *i*) the importance of the credibility of inflation targets and the reputations of fiscal and monetary authorities to the conduct of monetary policy; and *ii*) the transmission mechanism of monetary policy through the asset prices channel. The analysis – for the period from November 2002 to December 2011 – uses ordinary least squares (OLS), the generalized method of moments (GMM) and systems of equations through GMM. The work contributes to the literature since it develops an index to measure the reputation of the fiscal authority and provides evidence about the transmission mechanism of monetary policy through the asset prices channel, noting the effect of monetary policy on aggregate investment.

Keywords: credibility; reputation; public debt; interest rate; investment.

REFERÊNCIAS

AGÉNOR, P.; TAYLOR, M. P. Testing for credibility effects. **IMF staff papers**, v. 39, n. 3, p. 545-571, Sept. 1992.

_____. Analysing credibility in high-inflation countries: a new approach. **Economic journal**, v. 103, p. 329-336, 1993.

ANDO, A.; MODIGLIANI, F. The 'life-cycle' hypothesis of saving: aggregate implications and tests. **The American economic review**, v. 53, n. 1, p. 55-84, 1963.

BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. **Journal of monetary economics**, v. 12, n. 1, p. 101-122, 1983.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of econometrics**, v. 31, p. 307-327, 1986.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 1. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CECCHETTI, S. G. **Crisis and responses**: the federal reserve and the financial crisis of 2007-2008. National Bureau of Economic Research, 2008. (NBER Working Paper Series, n. 14.134).

CHOWDHURY, A.; ISLAM, I. An optimal debt-to-GDP ratio? **G-24**, policy brief, n. 66, 2010.

CHRISTIANO, L. J.; FITZGERALD, T. J. Understanding the fiscal theory of the price level. **Economic review**, Kansas City, v. 36, n. 2, p. 1-37, 2000.

CHUNG, K. H.; PRUITT, S. W. A simple approximation of Tobin's *q*. **Financial management**, v. 23, n. 3, p. 70-74, 1994.

CRAGG, J. G. More efficient estimation in the presence of heteroscedasticity of unknown form. **Econometrica**, v. 51, n. 3, p. 751-763, 1983.

CUKIERMAN, A. **Central bank strategy, credibility, and independence: theory and evidence.** Cambridge: The MIT Press, 1992.

CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. A theory of ambiguity, credibility and inflation under discretion and asymmetric information. **Econometrica**, v. 54, n. 5, p. 1.099-1.128, 1986.

ENGLE, R. F. Autorregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987-1.007, 1982.

FAUST, J.; SVENSSON, L. **Transparency and credibility: monetary policy with unobservable goals.** National Bureau of Economic Research, 1998. (NBER Working Paper, n. 6.452).

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 1.029-1.054, 1982.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Assessing sustainability.** Washington, D.C., 2002.

KAMMLER, E. L.; ALVES, T. W. Análise da capacidade explicativa do investimento pelo “q” de Tobin em empresas brasileiras de capital aberto. **RAE-eletrônica**, v. 8, n. 2, 2009.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **Journal of political economy**, v. 85, n. 3, p. 473-492, 1977.

LEW, D. E.; TOMPKINS, J. G. A modified version of the Lewellen and Badrinath measure of Tobin’s q. **Financial management**, v. 28, n. 1, p. 20-31, 1999.

LEWELLEN, W. G.; BADRINATH, S. G. On the measurement of Tobin’s q. **Journal of financial economics**, v. 44, n. 1, p. 77-122, 1997.

LINDEMBERG, E. B.; ROSS, S. A. Tobin’s q ratio and industrial organization. **Journal of business**, v. 54, n. 1, p. 1-32, 1981.

LUCAS, R. Some international evidence on output-inflation trade-offs. **The American economic review**, v. 63, n. 3, p. 26-334, 1973.

LUPORINI, V.; ALVES, J. Investimento privado: uma análise empírica para o Brasil. **Economia e sociedade**, Campinas, v. 19, n. 3 (40), p. 449-475, 2010.

MENDONÇA, H. F. de. Dívida pública e estabilidade de preços no período pós-real: explorando relações empíricas. **Estudos econômicos**, v. 34, n. 2, p. 345-368, 2004.

_____. Independência do Banco Central e equilíbrio fiscal: algumas observações para o caso brasileiro. **Revista de economia política**, v. 26, n. 1, p. 23-38, 2006.

_____. Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. **Applied economics**, v. 39, n. 20, p. 2.599-2.615, 2007.

MENDONÇA, H. F. de; GUIMARÃES e SOUZA, G. J. de. Inflation targeting credibility and reputation: the consequences for the interest rate. **Economic modelling**, v. 26, n. 6, p. 1.228-1.238, 2009.

MENDONÇA, H. F. de; LIMA, T. R. V. S. Macroeconomic determinants of investment under inflation targeting: empirical evidence from the Brazilian economy. **Latin American business review**, v. 12, n. 1, p. 25-38, 2011.

MENDONÇA, H. F. de; MACHADO, M. R. Public debt management and credibility: evidence from an emerging economy. **Economic modelling**, v. 30, p. 10-21, 2013.

MENDONÇA, H. F. de; NUNES, M. P. D. Public debt and risk premium: an analysis from an emerging economy. **Journal of economic studies**, v. 38, n. 2, p. 203-217, 2011.

MENDONÇA, H. F. de; SILVA, R. T. Administração da dívida pública sob um regime de metas para inflação: evidências para o caso brasileiro. **Economia aplicada**, v. 12, n. 4, p. 635-657, 2008.

MISHKIN, F. S. Symposium on the monetary transmission mechanism. **Journal of economic perspectives**, v. 9, n. 4, p. 3-10, 1995.

_____. **Housing and the monetary transmission mechanism**. Proceedings – Economic Policy Symposium – Jackson Hole, Federal Reserv Bank of Kansas City, p. 359-413, 2007. (NBER Working Paper Series, n. 13.518).

MONTES, G. C. Credibility and monetary transmission channels under inflation targeting: an econometric analysis from a developing country. **Economic modelling**, v. 30, p. 670-684, 2013.

MONTES, G. C.; BASTOS, J. C. A. Metas de inflação e estrutura a termo das taxas de juros no Brasil. **Economia aplicada**, v. 15, n. 3, p. 391-415, 2011.

_____. Economic policies, macroeconomic environment and entrepreneurs' expectations: evidence from Brazil. **Journal of economic studies**, v. 40, n. 3, p. 334-354, 2013.

_____. Effects of reputation and credibility on monetary policy: theory and evidence for Brazil. **Journal of economic studies**, v. 41, n. 3, p. 287-404, 2014.

MONTES, G. C.; TIBERTO, B. P. Macroeconomic environment, country risk and stock market performance: evidence for Brazil. **Economic modelling**, v. 29, n. 5, p. 1.666-1.678, 2012.

MOREIRA A.; ROCHA K. A política fiscal e as taxas de juros nos países emergentes. **Economia aplicada**, v. 15, n. 3, p. 485-496, 2011.

NAHON, B. F.; MEURER, R. Measuring Brazilian Central Bank credibility under inflation targeting. **International research journal of finance and economics**, v. 27, p. 72-81, 2009.

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A simple, positive semidefinite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

NOGUEIRA, I. V.; LAMOUNIER, W. N.; COLAUTO, R. D. O q de Tobin e o setor siderúrgico: um estudo em companhias abertas brasileiras e norte-americanas. **Revista brasileira de gestão de negócios**, v. 12, n. 35, p. 156-170, 2010.

PIRES, M. C. C. Credibilidade na política fiscal: uma análise preliminar para o Brasil. **Economia aplicada**, v. 10, n. 3, p. 367-375, 2006.

RAZZAK, W. A. Are inflation-targeting regimes credible? Econometric evidence. **Reserve bank of New Zealand**, 2001. (Working Paper).

RIBEIRO, M. B.; TEIXEIRA, J. R. An econometric analysis of private-sector investment in Brazil. **Cepal review**, v. 74, p. 153-166, 2001.

ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. **The quarterly journal of economics**, v. 100, n. 4, p. 1.169-1.189, 1985.

STOCCO, L. **Q de Tobin e fundamentos no Brasil**. Dissertação (Mestrado) – FEA/USP, Ribeirão Preto, 2009.

TELES, V. K.; NEMOTO, J. O regime de metas de inflação do Brasil é crível? **Revista brasileira de economia**, v. 59, n. 3, p. 483-205, 2005.

TOBIN, J. A general equilibrium approach to monetary theory. **Journal of money, credit and banking**, v. 1, n. 1, p. 15-29, 1969.

TOBIN, J.; BRAINARD, W. Pitfalls in financial model building. **American economic review**, v. 58, n. 2, p. 99-122, 1968.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. Mecanismo de transmissão da política monetária: efeitos setoriais na economia brasileira pós-real. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009.

WALSH, C. E. Optimal contracts for central bankers. **The American economic review**, v. 85, n. 1, p. 150-167, 1995.

WOOLDRIDGE, J. M. Applications of generalized method of moments estimation. **Journal of economic perspectives**, v. 15, n. 4, p. 87-100, 2001.

(Originais submetidos em julho de 2012. Última versão recebida em junho de 2014. Aprovada em julho de 2014.)

APÊNDICE A

TABELA A.1
Testes de raiz unitária (ADF)

Augmented Dickey-Fuller (ADF)					
Séries	Lag	Teste	1% valores críticos	5% valores críticos	10% valores críticos
selic	4	-2,887011 ¹	-3,493747	-2,889200	-2,581596
credit	1	-3,242400 ²	-4,045236	-3,451959	-3,151440
gdp_gap	0	-4,930278 ³	-2,586350	-1,943796	-1,614784
embi	1	-5,280184 ¹	-3,491928	-2,888411	-2,581176
ci	0	-0,910096 ³	-2,586350	-1,943796	-1,614784
cbri	0	-2,123958 ¹	-3,491345	-2,888157	-2,581041
d_cbri	0	-8,544298 ³	-2,586550	-1,943824	-1,614767
fri	0	-2,694960 ¹	-3,491345	-2,888157	-2,581041
iec	1	-4,911158 ¹	-3,491928	-2,888411	-2,581176
ibov_volatility	0	-10,86312 ¹	-3,491928	-2,888411	-2,581176
gfcf	1	-3,143930 ²	-4,045236	-3,451959	-3,151440
Q_Tobin	2	-3,429286 ²	-4,046072	-3,452358	-3,151673
growth	1	-11,23593 ¹	-3,492523	-2,888669	-2,581313
rir	1	-1,165815 ³	-2,586550	-1,943824	-1,614767
d_rir	0	-6,112985 ³	-2,586550	-1,943824	-1,614767
icei	1	-4,620039	s -3,491928	-2,888411	-2,581176

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Denota constante.

² Denota constante e tendência.

³ Denota nenhum.

Obs.: A escolha final de defasagem foi feita baseada no critério de Schwarz.

TABELA A.2
Teste de raiz unitária (PP)

Séries	Bandwidth	Phillips-Perron (PP)			
		Teste	1% valores críticos	5% valores críticos	10% valores críticos
selic	7	-1,305365 ³	-2,586350	-1,943796	-1,614784
credit	5	-3,655138 ²	-4,044415	-3,451568	-3,151211
gdp_gap	4	-5,014264 ³	-2,586350	-1,943796	-1,614784
embi	0	-8,292001 ¹	-3,491345	-2,888157	-2,581041
ci	4	-3,201969 ¹	-3,491345	-2,888157	-2,581041
cbri	5	-2,333799 ¹	-3,491345	-2,888157	-2,581041
d_cbri	4	-8,604593 ³	-2,586550	-1,943824	-1,614767
fri	13	-3,284752 ¹	-3,491345	-2,888157	-2,581041
iec	5	-8,573025 ¹	-3,491345	-2,888157	-2,581041
ibov_volatility	3	-10,86196 ¹	-3,491928	-2,888411	-2,581176
gfcf	4	-4,929174 ²	-4,044415	-3,451568	-3,151211
Q_Tobin	3	1,648829 ³	-2,586350	-1,943796	-1,614784
growth	6	-14,95027 ¹	-3,491928	-2,888411	-2,581176
rir	0	-1,259226 ³	-2,586350	-1,943796	-1,614784
d_rir	6	-5,754290 ³	-2,586550	-1,943824	-1,614767
icei	6	-0,043119 ³	-2,586350	-1,943796	-1,614784

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Denota constante.

² Denota constante e tendência.

³ Denota nenhum.

Obs.: A escolha final pelo uso de intercepto e/ou tendência foi feita baseada no critério de Schwarz. A defasagem é o *lag truncation* escolhido para o Bartlett kernel.

TABELA A.3
Testes de raiz unitária (KPSS)

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)					
Séries	Bandwidth	Teste	1% valores críticos	5% valores críticos	10% valores críticos
selic	8	0,142441 ²	0,216	0,146	0,119
credit	8	0,210535 ²	0,216	0,146	0,119
gdp_gap	7	0,039047 ¹	0,739	0,463	0,347
embi	8	0,250622 ²	0,216	0,146	0,119
ci	8	0,197190 ²	0,216	0,146	0,119
cbri	8	0,187476 ²	0,216	0,146	0,119
d_cbri	6	0,106872 ¹	0,739	0,463	0,347
fri	8	0,244499 ³	0,216	0,146	0,119
iec	5	0,047248 ²	0,216	0,146	0,119
ibov_volatility	3	0,090046 ¹	0,739	0,463	0,347
gfcf	8	0,060180 ²	0,216	0,146	0,119
Q_Tobin	8	0,101382 ²	0,216	0,146	0,119
growth	15	0,083332 ¹	0,739	0,463	0,347
rir	8	0,175387 ²	0,216	0,146	0,119
d_rir	1	0,085583 ¹	0,739	0,463	0,347
icei	8	0,048142 ²	0,216	0,146	0,119

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Denota constante.

² Denota constante e tendência.

³ Denota nenhum.

Obs.: A escolha final pelo uso de intercepto e/ou tendência foi feita baseada no critério de Schwarz. A defasagem é o *lag truncation* escolhido para o Bartlett kernel.

TABELA A.4

Estimações por MQO (variável dependente: *selic* – *fri* (30% e 50%))

Dependent Variable: SELIC

Method: Least Squares

Date: 11/08/13 Time: 09:21

Sample (adjusted): 2003M06 2011M12

Included observations: 103 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
constante	17,087	1,383	12,354	0,000
gdp_gap (-4)	16,829	8,819	1,908	0,059
embi (-1)	0,006	0,003	2,022	0,046
ci(-1)	-2,944	1,246	-2,364	0,020
d_cbri(-2)	-10,033	4,789	-2,095	0,039
fri (-7)	-3,573	1,691	-2,113	0,037
crisis	-4,043	0,912	-4,430	0,000
R-squared	0,83	Mean dependent var		13,873
Adjusted R-squared	0,82	S.D. dependent var		3,840
S.E. of regression	1,62	Akaike info criterion		3,867
Sum squared resid	251,50	Schwarz criterion		4,046
Log likelihood	-192,13	Hannan-Quinn criter.		3,939
F-statistic	79,68	Durbin-Watson stat		0,256
Prob(F-statistic)	0,00			

Elaboração dos autores.

TABELA A.5

Estimações por MQO (variável dependente: *selic* – *fri* (50% e 70%))

Dependent Variable: SELIC

Method: Least Squares

Date: 11/08/13 Time: 09:29

Sample (adjusted): 2003M06 2011M12

Included observations: 103 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
constante	15,311	5,761	2,658	0,009
gdp_gap (-4)	23,175	8,723	2,657	0,009
embi (-1)	0,007	0,003	2,198	0,030
ci (-1)	-3,099	1,147	-2,701	0,008
d_cbri (-2)	-9,609	5,050	-1,903	0,060
fri (-7)	1,457	5,800	0,251	0,802
crisis	-5,267	0,817	-6,443	0,000
R-squared	0,82	Mean dependent var		13,873
Adjusted R-squared	0,81	S.D. dependent var		3,840
S.E. of regression	1,67	Akaike info criterion		3,925
Sum squared resid	266,74	Schwarz criterion		4,104
Log likelihood	-195,16	Hannan-Quinn criter.		3,998
F-statistic	74,21	Durbin-Watson stat		0,317
Prob(F-statistic)	0,00			

Elaboração dos autores.

