

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

POLÍTICA MONETÁRIA E MERCADO FINANCEIRO: UMA
ESTIMATIVA DA INFLUÊNCIA DOS PREÇOS DOS ATIVOS
FINANCEIROS NA DETERMINAÇÃO DA TAXA DE JUROS.

WELLINGTON CHARLES LACERDA NOBREGA

CARUARU - 2013

WELLINGTON CHARLES LACERDA NOBREGA

POLÍTICA MONETÁRIA E MERCADO FINANCEIRO: UMA
ESTIMATIVA DA INFLUÊNCIA DOS PREÇOS DOS ATIVOS
FINANCEIROS NA DETERMINAÇÃO DA TAXA DE JUROS.

Monografia apresentada a Coordenação de
Economia da Universidade Federal de Pernambuco –
Centro Acadêmico do Agreste, como requisito para
obtenção do título de bacharel em Ciências
Econômicas. Orientador: Prof. Msc. Cássio Bessaria
da Nóbrega.

CARUARU - 2013

Catálogo na fonte
Bibliotecária Simone Xavier CRB4 - 1242

N754p Nóbrega, Wellington Charles Lacerda.
Política monetária e mercado financeiro: uma estimativa da influência dos preços dos ativos financeiros na determinação da taxa de juros. / Wellington Charles Lacerda Nóbrega. - Caruaru: O Autor, 2013.
50f. ; il. ; 30 cm.

Orientador: Cássio da Nóbrega Bessaria
Monografia (Trabalho de Conclusão de Curso) – Universidade Federal de Pernambuco, CAA. Economia, 2013.
Inclui referências bibliográficas

1. Ativos financeiros. 2. Política monetária. 3. Mercado financeiro. I. Bessaria, Cássio da Nóbrega. (Orientador). II. Título.

330 CDD (23. ed.) UFPE (CAA 2013-120)

WELLINGTON CHARLES LACERDA NOBREGA

POLÍTICA MONETÁRIA E MERCADO FINANCEIRO: UMA
ESTIMATIVA DA INFLUÊNCIA DOS PREÇOS DOS ATIVOS
FINANCEIROS NA DETERMINAÇÃO DA TAXA DE JUROS.

Monografia apresentada a Coordenação de
Economia da Universidade Federal de Pernambuco –
Centro Acadêmico do Agreste, como requisito para
obtenção do título de bacharel em Ciências
Econômicas. Orientador: Prof. Msc. Cássio Bessaria
da Nóbrega.

Aprovada em: 02/10/2013

Prof. Msc. Cássio da Nóbrega Bessaria

Orientador /

Prof. Msc. Diogo de Carvalho Bezerra

Avaliador

Prof(a). Bruna Rodrigues Fiori

Avaliador

CARUARU

2013

Dedico esta obra ao meu avô e herói, Rosil Pereira Lima.

AGRADECIMENTOS

Agradeço de coração ao professor e amigo Cássio da Nóbrega Bessaria, pela paciência, confiança, suporte e principalmente pela dedicação que sempre demonstrou nas orientações, sendo sua participação essencial para o desenvolvimento desta pesquisa.

Aos meus amigos, em especial a Felipe Mota, Thiago Guttiering, Ewerton Felipe, Renato Chaves e Diana Oliveira, pelo companheirismo, amizade, união e incentivo no decorrer da graduação.

A todos os docentes que passaram em minha vida e transmitiram o conhecimento e sabedoria necessários para a minha formação profissional e pessoal.

Agradeço a minha companheira, Alanne Alves, pela paciência e carinho no decorrer deste trabalho.

Aos meus irmãos, Altimar Júnior e Arthur Nóbrega pelo carinho e cumplicidade.

Em especial, agradeço a meus pais, Gilda Lacerda de Sousa e Altimar Nobrega de Lima por todo o amor e pela educação que me deram.

“O risco varia inversamente ao conhecimento” (Irving Fischer).

RESUMO

Esta pesquisa tem o propósito de estimular o debate acerca do papel dos ativos financeiros na determinação da política monetária no contexto brasileiro. Especificamente, busca-se investigar a influência dos preços das ações e dos imóveis sobre a taxa de juros de curto prazo. Para isso, estimou-se um vetor auto regressivo (VAR) estrutural para dados mensais entre o período de dezembro de 2004 e junho de 2013. Os resultados, assim como em Minella *et al* (2002) mostram que o Banco Central do Brasil tem uma postura *forward-looking* em relação a inflação esperada. Por outro lado, as evidências empíricas sugerem que o Bacen não leva em consideração, na determinação da taxa de juros de curto, os preços dos ativos financeiros.

Palavras-chave: Ativos Financeiros, Política Monetária, Regra de Taylor, Selic, Vetor auto regressivo.

ABSTRACT

This research has the purpose to stimulate in Brazilian context the discussion about the role of financial assets in determination of monetary policy. Specifically, pursuit to investigate the influence of both stock and house prices over the short-run interest rate. Therefore, was estimated an autoregressive vector structural (VAR) to monthly data over the sample between December 2004 to June 2013. The main finding, as Minella *et al* (2002), show that the Central Bank of Brazil has a forward-looking posture relating to expected inflation. On the other hand, the empirical evidence suggests that Bacen does not take financial assets prices under consideration in the determination of short-run interest rate.

Keywords: Financial Assets, Monetary Policy, Taylor Rule, Selic, Autoregressive vector.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	12
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	13
3. MODELO TEÓRICO.....	27
4. REVISÃO EMPÍRICA	30
5. MÉTODO.....	34
5.1. Vetor auto regressivo - VAR.....	34
5.2. Especificação do VAR.....	34
5.3. Dados e Descrição das Variáveis	36
5.3.1. Desvios das expectativas de inflação em relação a meta (Dt)	37
5.3.2. Suavização Hodrick-Prescott.....	38
5.3.3. Proxy para o Índice de preço de vendas dos imóveis.....	38
6. ANÁLISE ECONOMETRICA E RESULTADOS.....	40
7. CONCLUSÕES	44
REFERÊNCIAS.....	45
APÊNDICE.....	48

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Filtro Hodrick-Prescott do Produto Nominal.	38
Figura 2. Impulso Resposta da Selic.	41

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Resultados do teste de estacionaridade das séries.	40
Tabela 2. Resultados do teste de causalidade de Granger.	43

1. INTRODUÇÃO

Evidências internacionais¹ sugerem que o regime de metas de inflação, ao longo das últimas décadas, mostrou-se bastante eficiente no controle inflacionário. Contudo, as experiências de crises financeiras em um cenário macroeconômico considerado estável, vivenciadas pelo Reino Unido e Japão no decorrer das décadas de 1980 e 1990, e mais recentemente, a crise financeira derivada da bolha especulativa nos preços dos imóveis vivida pelo Estados Unidos em 2008 demonstram que controle inflacionário não é sinônimo de estabilidade financeira.

Um ponto comum nestes três episódios citados acima é o cenário macroeconômico de baixa inflação nos índices de preços ao consumidor e elevada valorização nos preços dos ativos financeiros. De acordo com alguns economistas, os ativos financeiros representam uma parcela significativa da riqueza dos agentes econômicos, desta forma, pode exercer influência sobre a evolução do consumo e em última instância sobre a estabilidade macroeconômica, quando submetidos a uma bolha especulativa. Neste cenário, surge a questão: *‘a política monetária deve reagir aos preços dos ativos financeiros?’*.

O objetivo principal desta pesquisa é elencar os argumentos favoráveis e desfavoráveis encontrados na literatura técnica para a inclusão de uma variável de preço dos ativos financeiros na regra de política monetária do Banco Central, especificamente, objetiva-se investigar a influência dos preços do mercado acionário e imobiliário sobre a determinação da taxa de juros de curto prazo.

¹ O país pioneiro na adoção do regime de metas para a inflação foi a Nova Zelândia (1990) registrando sucesso na redução da taxa de inflação nos anos posteriores a adoção explícita do regime. Entre primeiros países em desenvolvimento a adotarem o regime, pode-se citar o Chile (gradualmente), Israel (1992) e Peru (1994), os ganhos mais expressivos destes foram relativos ao controle inflacionário que foi reduzido a níveis mais baixos que a média dos países desenvolvidos antes da adoção do regime, expondo uma estabilidade incomum para os países em desenvolvimento na época da adoção do sistema. Padilha (2007), CAP III, págs. 51-76 realiza um excelente estudo a respeito das experiências com do sistema de metas de inflação.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

O debate acerca da resposta ou não da autoridade monetária ao preço dos ativos financeiros é um tema ao qual ainda não existe consenso por parte dos estudiosos. Desta forma, foi possível identificar algumas correntes de opiniões distintas a respeito do papel da política monetária em resposta a bolha nos preços dos ativos. Existe uma corrente de estudiosos que defendem a resposta da política monetária as flutuações nos preços dos ativos financeiros como forma de mitigar-se a probabilidade de ocorrência de bolhas de consumo, esta corrente é composta de autores como Cecchetti, Hans, Lipsky e Wadhwan (2000), Dupor (2002), Filardo (2000 e 2001), Charles Goodhart (2000), Alchian and Klein (1973) entre outros. Enquanto, Mishkin (2002) defende a resposta da política monetária em relação aos preços dos ativos somente quando estes forem capazes de provocar instabilidade no sistema financeiro.

Por outro lado, existe também uma corrente de estudiosos que é contra a resposta da política monetária aos desalinhamentos nos preços dos ativos financeiros, excetuando-se casos onde a volatilidade nos preços dos ativos seja capaz de afetar a inflação. Esta corrente é composta por autores como Bernanke e Gertler (1999, 2001), Vickers (1999), Kuttner (2011) e Borio e Lowe (2002).

Cecchetti et al (2000, 2003) encontra-se na vanguarda dos estudiosos que defendem a reação da política monetária em resposta aos movimentos nos preços dos ativos financeiros. Este mostrou que os bancos centrais, de forma geral, são capazes de melhorar os seus resultados macroeconômicos ao reagirem sistematicamente em combate à formação de bolhas² nos preços dos ativos. Cecchetti considera que os ativos em posse dos agentes econômicos representam uma parcela considerável da riqueza, podendo exercer influência - quando submetidos a uma bolha especulativa- sobre a evolução do consumo. O argumento essencial defendido por Cecchetti é de que as autoridades monetárias, ao reagirem aos preços dos ativos, adotando uma postura *lean*

² Bolha nos preços dos ativos financeiros – Acontece quando o valor de mercado do ativo em questão cresce de maneira exuberante em relação ao seu valor fundamental ou valor de face.

*against the wind*³, reduzem substancialmente a probabilidade de formação de bolhas nos preços, mitigando, desta forma, o risco de expansão-depressão (*boom-bust*) dos investimentos e do consumo, que em última instância prejudicaria a estabilidade econômica através do aumento da volatilidade do produto e da inflação.

A regra de política monetária em Cecchetti *et al* (2000)⁴ é uma função de reação do tipo *forward-looking*, onde inclui-se uma variável que representa o preço dos ativos financeiros na regra originalmente proposta por Taylor (1993). Os resultados obtidos por Cecchetti *et al* (2000) corroboram seu posicionamento em relação à reação aos preços dos ativos financeiros. Ou seja, há a redução na variabilidade do produto e inflação. Segundo os próprios autores: “(...) *you have to work very hard to find a case in which policy should not react to asset prices in the presence of a bubble. In vast majority of cases we study, it is strongly advisable for interest rates to respond.*” (Cecchetti *et al* (2000), pg. 30).⁵

Outro importante estudo que também objetiva avaliar o papel dos preços dos ativos financeiros na determinação da política monetária é realizado por Dupor (2002). A regra ótima de política monetária para ele deve reagir ao preço dos ativos financeiros como forma de reduzir os danos causados por distorções no nível de investimento das firmas. O autor assume que as empresas ocasionalmente são levadas a sob ou sobre estimar os retornos futuros da acumulação de capital. Tal expectativa ‘imprecisa’ afeta o valor marginal do estoque de capital – também chamado de Q marginal – percebido pelas firmas, levando a distorções nos níveis de investimento, em consequência, acelerando o preço dos ativos. Segundo Dupor (2002), a política monetária ao responder a

³ Expressão denotada para descrever a utilização da política monetária no combate à fase de expansão no ciclo dos negócios. A idéia básica da postura *lean against the wind* envolve o ‘aperto monetário’ nos períodos em que os preços ativos financeiros se aceleram para que sejam mitigados os efeitos nocivos sobre a economia da futura desaceleração nos preços dos ativos.

⁴ $r_t^n = r^n + \gamma_\pi E_t \pi_{t+1} + \gamma_\pi S_{t-1} + \gamma_y (y_t - y_t^*)$; Onde, r_t^n é a taxa básica de juros; $E_t \pi_{t+1}$ é a taxa de inflação esperada para o próximo período; S_{t-1} é a variável que representa o mercado financeiro; e por fim, o termo $(y_t - y_t^*)$ é o hiato do produto.

⁵ “(...) Você tem que trabalhar muito duro para encontrar um caso em que a política não deva reagir aos preços dos ativos na presença de uma bolha. Na grande maioria dos casos que estudamos, é altamente aconselhável que as taxas de juros respondam.” (tradução própria).

movimentos nos preços dos ativos ajuda a corrigir as distorções intertemporais do investimento, reduzindo substancialmente a variabilidade do produto e inflação.

Em seu artigo, '*Monetary Policy and Asset Prices*', Filardo (2000) procura demonstrar que a performance macroeconômica pode ser otimizada caso a política monetária reaja aos preços dos ativos no mercado financeiro. Filardo propõe-se a investigar a experiência inflacionária vivida pelo Reino Unido na década de 1980, e Japão no decorrer da década de 1990, onde a elevação nos preços dos ativos financeiros seguiu-se de pressão inflacionária sobre os índices de preços em ambos os países, afetando a estabilidade econômica e exigindo políticas monetárias recessivas. O autor evidencia semelhanças entre o andamento da economia norte-americana a época (2000) ao comportamento observado no Reino Unido e Japão pré-recessão, de certa forma, antevendo a crise financeira norte-americana de 2008, que teve como principal fato uma bolha nos preços dos ativos imobiliários, causando sérios transtornos (recessão econômica) tanto aos Estados Unidos quanto ao resto do mundo.

O ponto de partida em Filardo (2000) e Goodhart (2001) é argumentação realizada por Alchian e Klein (1973), em seu artigo seminal, '*On a Correct Measure of Inflation*', onde os autores expõem que o desempenho da política monetária poderia ser relativamente mais eficiente se as autoridades monetárias adotassem formas mais abrangentes de se mensurar a inflação, especificamente incluindo-se à medida convencional a flutuação registrada nos preços de todos os ativos em posse dos agentes econômicos. Para os autores a medida inflação convencional é inapropriada por incorporar no cálculo do índice somente os movimentos nos preços dos bens consumidos no período de tempo corrente, deixando a míngua o processo de escolha intertemporal a qual os agentes são submetidos, ou seja, uma medida eficiente do custo de vida deve também levar em conta as variações nos preços dos bens consumidos no futuro. Assim, a forma ideal de se mensurar a inflação deveria contemplar o que os autores definem como o custo de adquirir-se uma unidade de utilidade intertemporal.

O índice de inflação abrangente em Filardo (2000) torna-se uma soma ponderada do índice convencional de inflação e da medida de inflação dos ativos financeiros, inicialmente das ações e do preço dos imóveis⁶, contudo, o autor verifica que o impacto do mercado acionário sobre a inflação futura é estatisticamente insignificante. Filardo (2000) utiliza um modelo macroeconômico convencional, onde a inflação possui relação positiva com a demanda agregada e o produto é inversamente relacionado com a taxa de juros. O modelo assume que o Banco Central define a taxa de juros tendo como objetivo reduzir a variabilidade de produto e inflação. Neste contexto, o índice de preço dos imóveis é utilizado duas vezes, uma na equação de inflação do consumidor e também na função de reação do Banco Central. Filardo (2000) admite que seja possível obter-se menor variação de produto e inflação ao reagir-se ao preço dos ativos financeiros, contudo, o benefício dependerá diretamente da capacidade do preço do ativo em questão em antecipar a inflação futura, ou seja, os benefícios de uma política monetária que reaja às alterações nos preços dos ativos financeiros só serão concretos (em termos de redução da inflação e variação do produto) se estes ativos forem realmente capazes de afetar a inflação esperada.

O trabalho de Goodhart (2001) busca responder a questão: “qual peso deve ser dado aos preços dos ativos financeiros na mensuração da inflação”. Embora não seja a favor da substituição das medidas de inflação atualmente utilizadas favor de índices que englobem o preço dos ativos, o autor afirma que estes últimos devem ser cuidadosamente observados, uma vez que alterações nos preços dos ativos financeiros hoje alimentam a inflação de bens e serviços no futuro. Desta forma, a autoridade monetária deve reagir a tais alterações nos preços dos ativos no presente para evitar futura aceleração inflacionária. Goodhart (2001) evidencia a existência de uma relação entre os movimentos nos preços da habitação para com movimentos subsequentes no produto e

⁶ $\pi_{AK} = \alpha\pi + (1 - \alpha)\pi_{AP}$; Onde, π_{AK} é a medida ampla de inflação; α é o peso dado à medida convencional; $(1-\alpha)$ é o peso dado à medida de inflação dos preços dos ativos financeiros; π é a medida convencional de inflação; π_{AP} é a inflação para os ativos financeiros.

inflação. Tal evidência também é verificada em trabalho posterior de Goodhart e Hoffman (2008), para um conjunto de 17 países da União Européia.

Em trabalho posterior, Filardo (2001) apresenta uma extensão ao modelo utilizado em Filardo (2000). Este trabalho assemelha-se ao realizado por Cecchetti *et al* (2000); Filardo objetiva, assim como Cecchetti, investigar o papel da política monetária em uma economia submetida à bolha nos preços dos ativos financeiros. Neste modelo, as bolhas nos preços dos ativos são modeladas exogenamente, obedecendo algumas características fundamentais geralmente atribuídas as bolhas, tais como: o grande desvio do preço de mercado em relação ao preço fundamental do ativo; e o fato de poder haver o colapso de preços sem nenhum sinal prévio ou motivo particular. Desta forma, Filardo (2001) procura demonstrar que o Banco Central deve responder ou não a bolhas nos preços dos ativos financeiros para minimizar a variação no produto e inflação, chegando à importante conclusão que a autoridade monetária pode aperfeiçoar os resultados macroeconômicos reagindo de forma geral aos preços dos ativos financeiros e também as bolhas nos preços dos ativos. O autor evidencia que mesmo que a autoridade monetária não seja perfeitamente capaz de distinguir entre o impacto dos fatores fundamentais ou não fundamentais sobre o preço do ativo, ainda assim, podem-se incrementar os resultados macroeconômicos ao incluir em sua função de reação a variável que represente o preço dos ativos financeiros. Em outras palavras, a política monetária que reaja aos preços dos ativos será capaz de obter menor variação no produto e na inflação em relação caso onde não se reaja aos preços.

Outro ponto relevante de Filardo (2001) é evidenciar o que de certa forma vem a torna-se um 'custo' para as autoridades monetárias que venham a reagir ao preço dos ativos financeiros. O autor observa que a volatilidade no preço de alguns ativos pode causar volatilidade também da taxa de juros. Tal característica pode induzir bancos centrais que prezem por um caminho 'suave' - sem grande volatilidade da taxa básica - a ignorarem as informações contidas no preço dos ativos financeiros.

O artigo de Kontonikas e Ioannidis (2005) busca estudar as relações entre a política monetária e o preço dos ativos financeiros no contexto de uma economia aberta. O modelo macroeconômico utilizado por eles assume que o preço dos ativos financeiros e a taxa de câmbio são submetidos a um mecanismo de ajuste que é influenciado positivamente pelas mudanças ocorridas no passado, criando um impulso no preço dos ativos e possibilitando o desenvolvimento de uma bolha. É importante observar que neste modelo desde que haja impactos do efeito riqueza sobre a demanda agregada indiretamente a política monetária reage ao preço dos ativos financeiros; Os autores realçam que a questão central é se deve existir uma reação direta aos desvios dos preços dos ativos em relação a seus valores fundamentais. Os resultados encontrados por Kontonikas e Ioannidis (2005) corroboram os resultados encontrados por Cecchetti *et al* (2000) na qual os resultados macroeconômicos podem ser melhorados em termos da redução da variabilidade do produto e inflação se a taxa de juros reagir aos desalinhamentos nos preços dos ativos.

Goodhart e Hofmann (2008) analisam um conjunto de 17 países industrializados com base em vetor autoregressivo para dados trimestrais que abrangem o período entre 1973 até 2006. Os resultados sugerem que existe um link multidirecional entre crédito, preço dos imóveis e estoque monetário. Este '*link*' torna-se mais significativa quando se restringe o período analisado de 1985 até 2006, uma vez que se iniciou na década de 1980 o processo de liberalização e desregulamentação do sistema financeiro, que se reflete em maior oferta de crédito. Borio e Lowe (2002) atentam para a forte relação entre o rápido crescimento do crédito associado a grandes alterações nos preços dos ativos financeiros como fatores capazes de incrementar a probabilidade de instabilidade financeira.

Goodhart e Hofmann (2008) também testam a hipótese de que choques monetários possuem maior efeito nos preços dos ativos quando estes estão em processo de grandes oscilações. Os resultados obtidos por eles mostra que os efeitos de choques no crédito e no estoque monetário são maiores e mais fortes durante períodos de boom no preço dos ativos imobiliários. É de grande

importância destacar que estes resultados dão suporte à teoria de que o crescimento do estoque monetário e crédito contêm informações a respeito de elevações ou bolhas nos preços dos imóveis.

Em estudo que propõe investigar os desdobramentos sobre a política monetária de diversos episódios históricos de turbulências no mercado de ações ao longo do último século, Mishkin e White (2002) chegam à conclusão de que a instabilidade financeira é o problema chave a ser enfrentado pelos gestores da política monetária, e não as turbulências enfrentadas pelo mercado acionário, mesmo sob a possibilidade de uma bolha financeira. O ponto crucial da abordagem de Mishkin e White é alertar para a instabilidade financeira gerada pela informação assimétrica. A assimetria nas informações dificulta a identificação dos bons ou maus pagadores por parte dos bancos (emprestadores), reduzindo a disponibilidade de crédito, caracterizando o problema da seleção adversa, que em última instância resulta em redução do investimento produtivo. Desta forma, a autoridade monetária deverá reagir aos preços dos ativos financeiros somente quando estes forem capazes de provocar instabilidade no sistema financeiro.

A grande importância dos trabalhos que procuram incrementar a regra original de Taylor (1993) com a participação de uma variável que represente o mercado financeiro é a possível melhora dos resultados econômicos. Cecchetti et al (2000, 2003), Filardo (2000, 2001) e Dupor (2002) encontraram evidências de que é possível se otimizar a política monetária. Contudo, resta analisar a forma a qual se dá a transmissão do preço dos ativos financeiros para a economia.

Segundo Pacheco (2006), o mecanismo de transmissão da política monetária para a economia pode ser entendido como o processo dinâmico na qual as decisões de política monetária influenciam o objetivo da própria política. A dinâmica do processo ocorre com a alteração da variável instrumental (taxa de juro de curto prazo), manipulada através de operações em *open market*⁷,

⁷ Operações em mercado aberto – É a forma mais direta de intervenção monetária sobre os níveis de liquidez da economia, através da compra ou vendas de títulos da dívida pública. Ao vender títulos

determinando o estoque monetário. Os canais de transmissão de alterações nos preços dos ativos financeiros para a economia pode ocorrer através do efeito riqueza, por alterações na composição do 'Q' de Tobin e taxa de câmbio.

A valorização do preço dos ativos financeiros que compõem a carteira em posse dos agentes econômicos resulta na alteração da composição de suas riquezas, ou seja, torna os indivíduos mais ricos. Este efeito é simplesmente chamado de efeito riqueza e alguns estudiosos tais como Cecchetti *et al* (2000, 2003) e Goodhart e Hoffman (2008) advogam sua importância como canal de transmissão da política monetária. Estes autores afirmam que o efeito riqueza é capaz de gerar um estímulo extra a expansão do consumo e do produto. Em contrapartida, Bernanke e Gertler (1999) atribuem ao efeito riqueza nos ativos financeiros uma irrelevante influência sobre o consumo. Para eles, o mecanismo que em termos quantitativos proporciona maior e mais importante impacto em relação aos preços dos ativos sobre a economia se dá através da ampliação da oferta de crédito, derivada do que os autores chamam de canal 'balanço patrimonial' dos agentes. Este processo ocorre na medida em que os indivíduos utilizam seus ativos como forma de garantia a empréstimos; Assim, a valorização dos ativos conduziria a uma melhora no balanço dos agentes, incentivando a oferta de crédito. Goodhart e Hofmann (2008) atribuem ao efeito riqueza um impacto ampliador sobre a capacidade de endividamento dos indivíduos.

A transmissão da política monetária através da taxa de câmbio é descrita por Pacheco (2006) através da condição que relaciona as diferentes taxas de juros com as alterações esperadas na taxa de câmbio⁸. Por exemplo, uma redução na taxa de juros conduz a uma depreciação da moeda doméstica, tornando os bens nacionais mais baratos em relação aos bens estrangeiros, resultando em aumento das exportações e em consequência do produto. Por

públicos o governo 'enxuga' a liquidez da economia, e de forma análoga, ao comprar títulos o governo promove uma maior monetização do sistema econômico.

⁸ A relação de paridade não-coberta de juros ou condição de paridade de juros descreve a condição de arbitragem entre a taxa de juros doméstica (i) e a taxa de juros estrangeira (i^*) mais a depreciação esperada da taxa de câmbio (E_t^e). A arbitragem implica que a taxa de juros doméstica tem de ser no mínimo igual à taxa de juros estrangeira mais a taxa de depreciação esperada para a moeda doméstica.

outro lado, o encarecimento dos produtos estrangeiros contribui diretamente para a inflação. Ou seja, o impacto do canal taxa de câmbio dependerá do grau de abertura da economia, quanto mais aberta, maior o impacto deste.

Segundo Mishkin (1995) a teoria por trás do 'Q' de Tobin fornece um importante mecanismo ao qual a política monetária pode influenciar a economia através de seus efeitos sobre o preço dos ativos. O Q de Tobin é determinado pela razão entre o valor de mercado das firmas e o custo de substituição do capital. Desta forma, quando o Q é elevado, significa que o preço de mercado da firma é relativamente superior ao custo de substituição do capital, ou seja, novos projetos e novas máquinas de capital são relativamente mais baratos em relação ao valor de mercado da empresa. Tal cenário conduz a um aumento nos gastos com investimento, uma vez que a organização pode investir em grande quantidade de novos equipamentos em contrapartida da emissão de poucas ações para captação de capital.

Em contrapartida aos demais autores até agora apresentados, ao analisarmos o trabalho de Bernanke e Gertler (1999), notamos que a questão: 'se a política monetária deve reagir aos preços dos ativos financeiros?' recebe uma resposta negativa. Bernanke e Gertler (1999) defendem ativamente que a política monetária por si só não é ferramenta suficiente para conter os efeitos nocivos da volatilidade nos preços dos ativos financeiros. Segundo os autores, o regime de metas de inflação, ao reagir à inflação esperada e hiato do produto⁹, é capaz de automaticamente acomodar as pressões inflacionárias ou deflacionárias causadas por elevações ou reduções nos preços dos ativos. Então, para evitarem-se bolhas nos ativos financeiros, os autores afirmam que a autoridade monetária deveria adotar, como instrumento correto, políticas macroprudenciais, ou seja, adotar uma postura regulatória mais firme. Desta forma, não haveria a necessidade de tentar controlar tais preços através da política monetária.

⁹ O hiato do produto - É a diferença entre o produto observado e o produto que seria atingido no caso de todos os fatores de produção terem seus preços flexíveis, ou seja, no caso da remuneração de todos os fatores ser igual a suas respectivas produtividades marginais.

Os principais contra-argumentos expostos na análise de Bernanke e Gertler (1999) residem no fato que a autoridade monetária não conhece com exatidão ou é incapaz de distinguir o quanto o desvio do preço do ativo é devido a fatores fundamentais ou devido a bolha financeira propriamente dita. Neste ponto, Cecchetti *et al* (2000) expõe que as dificuldades associadas a mensuração de desvios relacionados a fatores não-fundamentais no preço dos ativos não são substancialmente diferentes das dificuldades encontradas na construção do produto potencial e da taxa real de equilíbrio, contudo, estas duas últimas não deixam de ser usados nas decisões de política monetária. Ou seja, Cecchetti *et al* (2000) admite que seja difícil mensurar desalinhamentos nos preços dos ativos, mas isso não é razão para ignorar-los. Outro problema exposto por Bernanke e Gertler (1999) é a extrema dificuldade em se eliminar as bolhas de forma segura. Evidências empíricas sugerem que, por um lado, pequenas alterações na taxa de juros são ineficientes, por outro, grande alterações são perigosas por gerar efeito recessivo sobre a economia. Sendo assim, na grande maioria dos casos, a política monetária não deve responder aos movimentos nos preços dos ativos. Excetuando-se os casos onde, assim como Filardo (2000), a volatilidade destes gere impactos na inflação esperada.

O modelo macroeconomico utilizado por Bernanke e Gertler (1999) contempla uma economia Novo-Keynesiana, onde a função de reação da autoridade monetária responde a inflação esperada e hiato do produto. Neste modelo, os autores introduziram o 'acelerador financeiro' como forma de criar um canal que mensure os efeitos das variações nos preços dos ativos sobre a demanda agregada. O efeito do acelerador financeiro é derivado dos problemas de informação assimétrica no mercado de crédito, onde, elevação no preço dos ativos leva a uma melhora no balanço patrimonial das firmas, incentivando a oferta de crédito e o gasto em investimento. O preço de mercado de determinado ativo no período t é dado por S_t , podendo divergir de seu valor de face, dado por Q_t , também para o período t . Neste contexto, é observada uma bolha no preço do ativo quando seu valor de mercado desvia de seu valor de face exponencialmente, ou seja, $S_t - Q_t \neq 0$. As bolhas são modeladas exógenamente, em cada período, expande-se com probabilidade p

ou é deflagrada com probabilidade $1 - p^{10}$. Kuttner (2011) expõe que uma limitação importante do modelo utilizado em Bernanke e Gertler é justamente o fato dos autores tratarem a bolha como exógena, excluindo, assim, a capacidade da política monetária afetar a estabilidade financeira diretamente.

A Política monetária em Bernanke e Gertler (1999) é dada por uma função de reação *forward-looking*¹¹. Os autores usam de duas formas de política, acomodativa, com $\beta = 1,01$ e agressiva, com $\beta = 2,0$. Os principais resultados encontrados por Bernanke and Gertler é de que um regime de metas de inflação agressivo obtém os melhores resultados em termos de redução da variação do produto e inflação, até mesmo no cenário onde existe uma bolha financeira ($\xi > 0$), onde a reação da política monetária a o preço dos ativos resultou em incremento na volatilidade do produto e inflação. Segundo Cecchetti *et al* (2000), esse ‘efeito adverso’ é eliminado quando a regra de política monetária responde ao hiato do produto.

Posteriormente, Bernanke e Gertler (2001) realizam uma extensão ao modelo usado anteriormente por eles mesmos, à extensão é relativa à modelagem estocástica no processo de formação de bolhas nos preços dos ativos financeiros e também a introdução de choques tecnológicos na formação de bolhas. O resultado deste modelo é semelhante ao anterior, onde o regime de metas de inflação agressivo obtém os melhores resultados em termos de redução da variação do produto e inflação. Bernanke e Gertler (2001) admitem que considerar um pequeno peso de reação no parâmetro preço dos ativos

¹⁰ A equação que define o crescimento da bolha financeira no modelo utilizado por Bernanke and Gertler (1999) é: $S_{t+1} - Q_{t+1} = \frac{a}{p} (S_t - Q_t) R_{t+1}^q$. Onde, o termo R_{t+1}^q é o retorno fundamental (esperado) do capital. O lado esquerdo representa o preço de uma ação que não está submetida a uma bolha financeira. Enquanto o lado direito representa os ativos submetidos a uma bolha financeira. Quando não existirem efeitos de fatores não fundamentais sobre o preço dos ativos ambos os lados da equação devem ter o mesmo valor.

¹¹ A regra de política monetária em Bernanke e Gertler (1999) é dada por: $r_t^n = r^n + \beta E_t \pi_{t+1} + \xi \log(S_{t-1}/S)$. Onde, r^n é a taxa real de juros de equilíbrio; $\beta E_t \pi_{t+1}$ é a resposta da taxa de juros em relação ao desvio da meta de inflação, o coeficiente β representa a sensibilidade da taxa de juros em relação à inflação esperada; $\xi \log(S_{t-1}/S)$ é a resposta da taxa de juros em relação aos movimentos nos preços dos ativos financeiros, o coeficiente ξ representa a sensibilidade da taxa de juros em relação ao preço dos ativos financeiros.

pode levar em algumas circunstâncias a uma redução na variabilidade do hiato do produto; Os autores interpretam isto como uma mudança temporária na taxa real de juros, porém, na sequência afirmam que qualquer política que responda ao hiato do produto elimina todo e qualquer benefício da reação ao preço dos ativos, e reiteram a política monetária deve reagir a qualquer choque capaz de provocar alterações na taxa natural de juros real.

Vale ressaltar que embora os modelos utilizados em Bernanke e Gertler (1999) e Cecchetti *et al* (2000) sejam similares, os resultados obtidos em são totalmente distintos. Cecchetti *et al* (2000) chega à conclusão de que na grande maioria dos casos é fortemente aconselhável que a taxa de juros de curto prazo reaja às bolhas nos preços dos ativos. Bernanke e Gertler (2001) põe em questão o resultado obtido por Cecchetti *et al* (2000), afirmando que este se deu pelo fato dos autores não levarem em consideração a natureza estocástica da bolha nos preços dos ativos e também por não considerarem que esta poderia ocorrer em decorrência de choques tecnológicos. As principais críticas a Cecchetti *et al* (2000) são relativas a dois pressupostos básicos em sua análise. Primeiro, o banco central consegue diferenciar entre movimentos motivados por fatores fundamentais ou não fundamentais no preço dos ativos. Segundo, a autoridade monetária conhece com exatidão o tempo de duração da bolha. Segundo, Bernanke e Gertler (2001) na prática tais condições são improváveis. Bernanke e Gertler (1999, 2001), obtiveram como resultado (do modelo) que uma política de metas de inflação agressiva é capaz de estabilizar substancialmente as variações no produto e inflação no cenário no qual ocorre o desenvolvimento e posterior colapso de uma bolha nos preços dos ativos. Os autores concluem, então, que a política monetária não deve reagir ao preço dos ativos financeiros, exceto se este for capaz de influenciar a inflação futura.

Dupor (2002) rebate a proposta de Bernanke e Gertler (1999) de que a política monetária não deve reagir aos preços dos ativos financeiros. O autor afirma que a proposta de Bernanke e Gertler induz a um excesso de investimento justamente por ignorar as flutuações nos preços dos ativos e focar exclusivamente na estabilização nominal dos preços, prejudicando a estabilidade macroeconômica.

A proposta central do trabalho de Kuttner (2011) é reavaliar, sob a luz da mais recente crise financeira de 2007-2009, a recomendação realizada por Bernanke e Gertler (1999), na qual a política monetária não deve reagir aos preços dos ativos financeiros. Segundo o autor, a crise financeira de 2009, compreensivelmente, levou a uma reconsideração das conclusões propostas por estes autores, ou seja, Kuttner questiona se uma política monetária, de cunho preventiva do tipo *lean against the wind* poderia ter atenuado a formação da bolha monetária no preço da habitação. Kuttner (2011) expõe que devido ao objetivo final da autoridade monetária, de manutenção da estabilidade financeira, uma bolha no preço dos ativos não deve ser ignorada. O autor, contudo, questiona se a política monetária é realmente capaz de ser efetiva no combate às bolhas. Os resultados empíricos do trabalho fornecem pouco suporte à eficácia da intervenção da política monetária sobre o crescimento do preço dos ativos. Além disto, o autor dá ênfase a grande dificuldade prática em realizar tal estratégia. Kuttner (2011) conclui que medidas regulatórias e regulação macroprudencial são inquestionavelmente mais adequadas do que políticas de taxa de juros na promoção da estabilidade financeira.

Borio e Lowe (2002) expõem três importantes considerações contra a resposta da política monetária ao preço dos ativos financeiros. Primeiro, a autoridade monetária não é capaz de identificar os desalinhamentos suficientemente cedo e com um grau de precisão para poder tomarem-se as atitudes corretivas, segundo o autor, responder aos preços dos ativos sobre tal circunstância pode levar a acrescentar volatilidade à economia. Segundo, a imprevisibilidade dos efeitos da política monetária pode agravar a probabilidade de desestabilização da economia. Neste ponto, o autor dá ênfase a extrema dificuldade na calibração da política monetária, em última instância a taxa de juros mal ajustada pode desacelerar o crescimento econômico acima do desejado. Por fim o terceiro argumento apresentado é o de que mesmo que seja tecnicamente possível de realizar-se a resposta em relação ao preço dos ativos financeiros a justificativa desta perante o público é extremamente complicada. Uma vez que, para conterem-se os desalinhamentos é necessário

políticas monetárias recessivas, tal resultado pode levantar fortes críticas contra a postura da autoridade monetária.

Outro trabalho que tem como ponto de partida as considerações realizadas por Alchian e Klein (1973) é Vickers (1999). Entretanto, diferentemente de Charles Goodhart (2001) e Filardo (2000), Vickers conclui que o preço dos ativos financeiros não devem entrar na medida de inflação do banco central. Este autor evidencia as grandes dificuldades operacionais de produzir um índice de inflação mais abrangente. Além disto, referente às bolhas nos preços dos ativos, Vickers evidencia a também grande dificuldade da autoridade monetária em diferenciar se fatores fundamentais ou não fundamentais estão a influenciar a inflação no preço do ativo e também que não existe uma forma 'segura' de se 'estourar' tal bolha. Desta forma, o autor conclui que a autoridade monetária que preze pela estabilização da inflação esperada está também comprometida com a estabilidade financeira, não sendo necessária reposta a variações nos preços dos ativos, exceto nos casos onde tais ativos sejam capazes de afetar a inflação esperada.

3. MODELO TEÓRICO

A regra de política monetária descrita originalmente por Taylor (1993) em seu artigo seminal “*Discretion versus policy in practice*” é uma função de reação do tipo *backward-looking*, onde a resposta dada pela autoridade monetária é realizada de forma *ex-post*. A Regra de Taylor pode ser descrita da seguinte forma:

$$r = \pi_t + g(y - y^*) + h(\pi_t - \pi^*) + r^* \quad (1)$$

Onde, r é a taxa nominal de juros do *Federal Funds*; π_t é a taxa de inflação (dada pelo deflator do PIB); π^* é a meta de inflação, determinada pelo Banco Central; y é o desvio, em termos percentuais do PIB em relação ao PIB potencial. Por fim, os termos ‘ g ’ e ‘ h ’ são parâmetros que medem a sensibilidade da taxa de juros para com o desvio do PIB em relação ao seu PIB potencial e ao desvio da inflação em relação à meta, respectivamente.

Assim como em diversos outros trabalhos, esta pesquisa terá como base a versão *forward-looking* da regra de Taylor proposta por Clarida, Galí e Gertler (1998). Estes propuseram uma versão prospectiva da regra de política monetária originalmente descrita por Taylor (1993) na qual se pode incorporar a expectativa de inflação futura através de um ativo financeiro.

Clarida, Galí e Gertler (1998) desenvolvem um modelo teórico no qual o Banco Central utiliza como principal instrumento operacional a taxa de juros. A existência de rigidez no curto prazo nos valores nominais do salário e nos preços possibilita o aparecimento de uma relação positiva entre produto e inflação. Dessa forma, a taxa de juros (r_t^*) reage à inflação esperada e ao produto da seguinte forma:

$$r_t^* = r^* + \beta(E[\pi_{t+n} | \Omega_t] - \pi^*) + \gamma(E[y_t | \Omega_t] - y_t^*) \quad (2)$$

Onde, r^* é a taxa de juros nominal de equilíbrio no longo prazo, π_{t+n} é a inflação entre os períodos t e $t + n$; y_t é o produto; π^* é a meta de inflação pré-determinada pela autoridade monetária e y_t^* é o produto potencial. Por fim, E é

o operador que descreve as expectativas e Ω_t é o conjunto de informações disponíveis ao Banco Central nas decisões de política monetária.

Substituindo na equação (1) a meta implícita da taxa de juros real ex ante, dada por: $rr_t^* \equiv r_t - E[\pi_{t+n} | \Omega_t]$ e reescrevendo a equação em termos reais, obtem-se:

$$rr_t^* = rr^* + (\beta - 1)(E[\pi_{t+n} | \Omega_t] - \pi^*) + \gamma(E[y_t | \Omega_t] - y_t^*) \quad (2.1)$$

Onde, rr^* é a taxa de juros real ótima no longo prazo. O coeficiente β fornece um importante critério para a avaliação da postura da política monetária. Se $\beta > 1$, a taxa real de juros é ajustada para estabilizar a inflação (também o produto no caso de $\gamma > 0$). Se $\beta < 1$ o Bacen agirá de forma acomodativa em relação a alterações na inflação.

Para obter uma forma para a equação de reação que seja estimável, primeiro define-se $\alpha \equiv r^* - \beta\pi^*$ e $\chi_t = y_t - y_t^*$ ¹², então reescreve-se a equação (1):

$$r_t^* = \alpha + \beta E[\pi_{t+n} | \Omega_t] + \gamma E[\chi_t | \Omega_t] \quad (3)$$

Um último ajuste se faz necessário em relação à equação (1). Esta não é capaz de capturar a tendência, por parte de alguns Bancos Centrais, de suavizar as alterações da taxa de juros. Assumindo-se que a taxa de juros atual se relaciona da seguinte forma com a taxa de juros do período imediatamente anterior:

$$r_t = (1 - \rho)r_t^* + \rho r_{t-1} + v_t \quad (4)$$

Onde, ρ mensura o grau de suavização da taxa de juros; e v_t é definido como qualquer outro choque exógeno capaz de alterar a taxa de juros. A equação equação (4) descreve a dinâmica de ajuste da taxa de juros período a

¹² χ_t é definido como o hiato do produto.

período, evidenciando que a alteração da taxa de juros é feita gradualmente e não bruscamente, de acordo com o valor de ρ .

Combinando-se as equações (3) e (4) e reescrevendo a regra de política monetária em termos de variáveis observadas obtemos a função de reação que será utilizada como base neste trabalho:

$$r_t = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t+n} + (1 - \rho)\gamma\chi_t + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Onde o termo ε_t ¹³ representa a combinação linear dos erros de previsão da inflação e produto, bem como a perturbação exógena (v_t). A equação (5) é a função de reação que incorpora a análise prospectiva da inflação por meio de uma variável financeira e será utilizada neste trabalho para testar a hipótese de que o banco central não reage aos preços dos ativos financeiros na determinação da taxa de juros de curto prazo.

¹³ Onde, $\varepsilon_t = -(1 - \rho)\{\beta(\pi_{t+n} - E[\pi_{t+n} | \Omega_t]) + \gamma(\chi_t - E[\chi_t | \Omega_t])\} + v_t$.

4. REVISÃO EMPÍRICA

O objetivo deste tópico é realizar uma breve revisão de trabalhos brasileiros que utilizaram do mesmo modelo teórico desta pesquisa. Desta forma, destacam-se Minella *et. al* (2002), Holland (2005), Soares e Barbosa (2006), Borges Filho (2006) e Klein (2007).

Minella *et. al* (2002) foi um dos primeiros trabalhos a estimar funções de reação do Banco Central do Brasil com análise *forward-looking* para a inflação a partir de uma Regra de Taylor modificada, permitindo também a suavização na dinâmica de ajuste da taxa de juros. Os autores usaram duas medidas de expectativa inflacionária: as expectativas de inflação de mercado (instituições e consultorias) e a expectativa de inflação estimada pelo próprio BACEN e divulgada trimestralmente em seus relatórios da inflação. O modelo econométrico utilizado foi um Vetor autoregressivo. Os resultados evidenciam um elevado grau de suavização na dinâmica da taxa de juros, indicando que o BACEN faz mudanças de forma gradual na taxa de juros. Além disto, o hiato do produto e a taxa de câmbio apresentaram coeficientes estatisticamente insignificantes. Enquanto o coeficiente relacionado aos desvios da expectativa de inflação de sua meta é estatisticamente significativa e superiores a 1.00. Desta forma, Minella *et. al* (2002) chegam a conclusão que o Banco Central do Brasil tem uma postura *forward-looking*, reagindo agressivamente aos desvios das expectativas de inflação a sua meta.

Holland (2005) teve como objetivo central de seu trabalho verificar se o Banco Central do Brasil (ou de países emergentes) que atuam sob o regime de câmbio flutuante respondem aos choques externos na taxa de câmbio através da política monetária. Os coeficientes da função de reação foram estimados a partir do Método Generalizado dos Momentos – GMM. Os resultados evidenciam que o BACEN possui uma postura bastante agressiva em contrapartida a inflação, com coeficientes de inflação (β) estatisticamente significantes. Holland (2005) utiliza a depreciação real da taxa de câmbio como variável explicativa para estimar-se o impacto do setor externo sob a taxa de juros, a utilização desta variável é justificada pelo fato de que muitos países

emergentes sob o regime de câmbio flutuante se deparam com o *fear of floating*, tal coeficiente é estatisticamente insignificante.

Soares e Barbosa (2006), realizaram um estudo que analisa o sistema de metas de inflação nos países desenvolvidos e em desenvolvimento. Os autores basearam o processo de suavização da taxa de juros ao modelo proposto por Judd e Rudebusch (1998). A grande diferença deste trabalho para os demais estudos realizados até aquele momento é o fato de Soares e Barbosa (2006) considerarem ambos, a meta de inflação e a taxa de juros real de equilíbrio como variáveis no tempo. Os autores basearam seu teste na hipótese de que a taxa de juros de curto prazo é determinada de acordo com um conjunto de variáveis correntes e defasadas. A metodologia utilizada para a estimativa dos parâmetros foi o método dos mínimos quadrados de dois estágios, segundo eles, este método é mais adequado quando se utiliza expectativa de variáveis, evitando problemas de correlação entre as variáveis independentes e os resíduos. Os resultados expõem que na estimativa mais consistente a variável hiato do produto mostrou-se estatisticamente irrelevante. Outro ponto importante é a verificação empírica de que o BACEN, na dinâmica de ajuste da taxa de juros, a faz gradualmente.

Borges Filho (2006) baseou seu trabalho na regra de Taylor adaptada por Soares e Barbosa (2006). O objetivo central desta pesquisa foi testar a hipótese de que o banco central brasileiro não reage aos preços dos ativos financeiros em sua função de reação. A variável proposta foi um índice que mede a relação entre o preço do índice Bovespa e o lucro ponderado das empresas que a compõe. A metodologia utilizada foi idêntica a utilizada por Soares e Barbosa (2006), ou seja, método dos mínimos quadrados de dois estágios. Os resultados indicam que apesar de não rejeitar a hipótese de que a inclusão da nova variável seja capaz de ajudar na previsão da taxa de juros, entretanto, a inclusão desta torna o hiato do produto estatisticamente insignificante, tornando o teste inconclusivo.

Klein (2007) utiliza a versão modificada da regra de Taylor, incorporando uma análise *forward-looking* para a inflação. O objetivo central deste trabalho é

analisar as relações entre a política monetária do Brasil e a variação nos preços dos ativos, especificamente a taxa de câmbio nominal e o índice Bovespa, suas inclusões na regra de Taylor foram justificadas com base em trechos das atas do Copom¹⁴, na qual o órgão responsável pela determinação da taxa de juros brasileira deixa claro sua preocupação com o andamento das variáveis em questão¹⁵. A equação de Taylor foi estimada de duas formas: Linear (Mínimo Quadrados Ordinários) e não linear (threshold autoregressive model - TAR)¹⁶, no segundo caso, permitindo coeficientes diferentes para as variáveis nos distintos regimes do período analisado. Os resultados empíricos sugerem que, para o modelo não linear, os dados se ajustam melhor ao caso brasileiro frente ao modelo linear. Variações na taxa de câmbio nominal estão associadas a movimentos na taxa de juros, enquanto a variável Bovespa é estatisticamente insignificante.

Em relação à inclusão do preço dos ativos na função de reação do BACEN, segue-se Klein (2007) ao se justificar tal ação por intermédio de trechos de atas do Conselho de Política Monetária (Copom), onde existe relação entre o preço dos ativos e a inflação, sugerindo que existe margem para estudar a relação entre estes preços e a taxa de juros.

Nas notas da 174ª reunião do Copom, de Maio de 2013, por exemplo, evidencia-se a relação entre o preço dos ativos financeiros e a dinâmica inflacionária:

“O Copom ressalta que o cenário central contempla ritmo de atividade doméstica mais intenso nesse e no próximo ano. (...) Importa Destacar a moderação recentemente observada na dinâmica dos preços de certos ativos

¹⁴ O Comitê de Política Monetária – Copom, é o órgão responsável por determinar as diretrizes da política monetária brasileira e definir a taxa básica de juros – SELIC.

¹⁵ Ver Klein, 2007, pg. 20.

¹⁶ O método não linear threshold autoregressive model – TAR, foi proposto por Tong (1978). O TAR descreve um processo estocástico auto-regressivo determinado por um conjunto de equações. O determinante da inatividade ou não da equação são os valores da variável limiar, desta forma, os parâmetros do modelo são altamente influenciados pelo regime na qual a variável dependente está inserida.

reais e financeiros, que, na hipótese de permanecerem nos atuais níveis, constituirão força desinflacionária.”

Outro exemplo claro pode ser observado na 172ª reunião, de janeiro de 2013:

“O Copom avalia que a demanda doméstica tende a se apresentar robusta, (...), em grande parte devido aos efeitos de fatores de estímulo, como o crescimento da renda e a expansão moderada do crédito. (...) Esses elementos e os desenvolvimentos no âmbito parafiscal e no mercado de ativos são partes importantes do contexto no qual decisões futuras de política monetária serão tomadas, com vistas a assegurar a convergência tempestiva da inflação para a trajetória de metas.”

Na 139ª ata do Copom de dezembro de 2008, no contexto da crise financeira mundial, torna-se explícita a preocupação em um possível repasse inflacionário e desestabilização financeira oriúnda da volatilidade no preço dos ativos:

“(…), o Copom avalia que, particularmente no curto prazo, o principal risco para a dinâmica inflacionária deriva da trajetória dos preços de ativos brasileiros, em meio a um processo de estreitamento das fontes de financiamento externo.”

Dessa forma, a função de reação nesta pesquisa será baseada no modelo proposto por Clarida, Galí e Gertler (1998) com análise *forward-looking* para inflação. Além disto, será incorporada a função de reação variáveis que representem os preço dos ativos financeiros.

5. MÉTODO

5.1. Vetor auto regressivo - VAR.

A abordagem empírica nesta pesquisa segue a estimação a partir de modelos de vetores autoregressivos (daqui em diante, VAR). A abordagem VAR é capaz de, admitindo-se a existência de inter-relações entre as variáveis que compõe o modelo, avaliar o impacto dinâmico das perturbações aleatórias sobre estas variáveis, o que torna este método um instrumento extremamente útil na previsão do comportamento futuro das séries temporais que são relacionadas através de equações simultâneas.

Segundo Maia (2001), o VAR foi amplamente discutido por Sims (1980) que defendia, como ponto de partida, tratar todas as variáveis simetricamente e sem qualquer restrição em relação a dependência ou independência entre elas. Permitindo, desta forma, descrever-se a variável em estudo no sistema em função de valores passados e presentes das variáveis endógenas.

5.2. Especificação do VAR

Seja a função linear, com um número finito de defasagens (p) e considerando-se um termo de erro de previsão que reflita a diferença entre o valor observado e o previsto, dado por: $\varepsilon_{t+1} = y_{t+1} - \hat{y}_{t+1}$, além disto, assumindo-se que a série seja gerada de forma aleatória, ou seja, o erro de previsão de diferentes períodos não sejam correlacionados, tem-se a forma de um processo autoregressivo (AR):

$$\hat{y}_t = v_t + a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Onde, v_t é um vetor de interceptos; $\hat{y}_t = (y_{t-1} \dots y_{t-p})$ é um vetor de variáveis endógenas e ε_t é um vetor de termos de perturbação estocástica não correlacionado com erros passados.

Segundo Maia (2001) é comum em modelos econômicos, que a variável em estudo seja determinada não por uma, mas por um conjunto de variáveis inter-relacionadas. Nesta perspectiva, as variáveis podem ser representadas

por y_t, z_t e w_t , sendo assim, a previsão de y_{t+1} pode ser representada da seguinte forma:

$$y_{t+1} = f(y_t, w_t, z_t, y_{t-1}, w_{t-1}, z_{t-1}, \dots) \quad (7)$$

Analogamente, uma previsão para alguma variável endógena pode ser determinada pelo valor passado de todas as variáveis do sistema, sendo:

$$w_{t+1} = f(y_t, w_t, z_t, y_{t-1}, w_{t-1}, z_{t-1}, \dots) \quad (8)$$

Desta forma, o sistema de equações primitivas pode ser representado conforme descrito abaixo, onde a variável y_t é determinada por seus valores defasados e pela sequência z_t e vice-versa.

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ z_t &= b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \end{aligned} \quad (9)$$

O problema de tal forma está na relação entre as perturbações aleatórias ε_{yt} na equação de y_t e ε_{zt} na equação de z_t , o que torna os choques correlacionados com as variáveis explicativas, desta forma, incorre-se em violação dos pressupostos do método tradicional dos mínimos quadrados (MQO) que tornam os parâmetros estimados não-confiáveis.

Para tornar o sistema primitivo estimável através do MQO, o sistema pode ser reduzido, a fim de se obter um vetor autoregressivo chamado de forma-padrão da estrutura de sistema VAR matricial:

$$\begin{vmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} y_t \\ z_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{vmatrix} \quad (10)$$

ou

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10.1)$$

Onde,

$$B = \begin{vmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{vmatrix} \quad x_t = \begin{vmatrix} y_t \\ z_t \end{vmatrix} \quad \Gamma_0 = \begin{vmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{vmatrix} \quad \Gamma_1 = \begin{vmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{vmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{vmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{vmatrix}$$

Multiplicando-se todos os termos pela matriz inversa de B (B^{-1}) reduz-se o sistema a forma estimável:

$$x_t = v + A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Onde, x_t é um vetor contendo as variáveis incluídas no VAR; v é o vetor de interceptos, A_1 a matriz de coeficientes e ε_t o termo de erros.

5.3. Dados e Descrição das Variáveis

Os dados referentes a expectativa de inflação de mercado, metas de inflação expressas em taxa percentual anual (resoluções: 3378, 3463, 3584, 3748, 3880, 3991, 4095), produto nominal mensal e a taxa mensal de variação da SELIC¹⁷ foram obtidas através do site do Banco Central do Brasil.

A série histórica do Índice Bovespa¹⁸, com preços de fechamento, foi extraído junto a plataforma IPEADATA. Por último, a série de dados referente ao Índice de preços de venda dos imóveis foi extraído no site do Instituto de Pesquisas Econômicas – FIPE¹⁹, utilizando-se o índice de preços de São Paulo como *proxy* para o Brasil.

As variáveis foram nomeadas de acordo com a descrição abaixo:

pibnominal é o produto interno nominal.

ygap é o hiato do produto.

¹⁷ SELIC (Sistema Especial de Liquidação e Custódia) – É o sistema computadorizado do Banco Central do Brasil, de acesso restrito as instituições financeiras credenciadas, responsável por calcular a média de juros paga aos bancos credores do governo, essa taxa média de juros, chamada Taxa Over-Selic serve de referência para todas as demais taxas de juros do país. A taxa selic também é conhecida como taxa básica de juros.

¹⁸ Índice Bovespa – Índice de preços dos principais papéis negociados na BOVESPA. Este índice é de grande importância como medida de desempenho das ações que o compõe, uma vez que mantém a metodologia de cálculo a mesma desde sua implementação em 1968. Maiores informações: www.bovespa.com.br.

¹⁹ O Índice Fipezap de preços de imóveis anunciados é o primeiro indicador com abrangência nacional que acompanha os preços de venda e locação de imóveis no Brasil. A Fipe considera apenas os anúncios de apartamentos e leva em conta a localização (bairro), o número de dormitórios e a área útil. Maiores informações: www.fipezap.org.br.

Ipca é o desvio da expectativa de inflação em relação a meta.

DIpca é a primeira defasagem do desvio da expectativa de inflação em relação a sua meta.

iBov é o logaritmo do Índice de Preços Bovespa

DiBov é a primeira defasagem logarítmica do Índice de Preços Bovespa.

Hab é a proxy para os preços dos imóveis.

DHab é a primeira defasagem da proxy para os preços dos imóveis.

Selic é a taxa de juros.

DSelic é a taxa de juros defasada.

5.3.1. Desvios das expectativas de inflação em relação a meta (Ipca)

A metodologia de cálculo do desvio da expectativa de inflação em relação a meta (Ipca) seguiu o proposto por Minella *et al* (2002). Segundo estes autores, embora do sistema de metas de inflação defina a meta para o ano corrente e posterior é necessário que haja apenas uma medida de desvio da inflação em relação a meta. Desta forma, foi utilizada a média móvel ponderada dos desvios entre a expectativa de inflação e a meta para os anos atual e posterior, onde os pesos são inversamente proporcionais ao número de meses do ano corrente, de acordo com a seguinte expressão:

$$Ipca_t = \left[\left(\frac{(12-t)}{12} \right) (E\pi_j - \pi_j^*) \right] + \left[\left(\frac{(t)}{12} \right) (E\pi_{j+1} - \pi_{j+1}^*) \right]$$

Onde,

$Ipca_t$ é o desvio entre a expectativa de inflação e sua meta;

t indica o mês e j o ano;

$E\pi_j$ é a expectativa do mês t para a inflação do ano j ;

π_j^* é a meta de inflação do ano j;

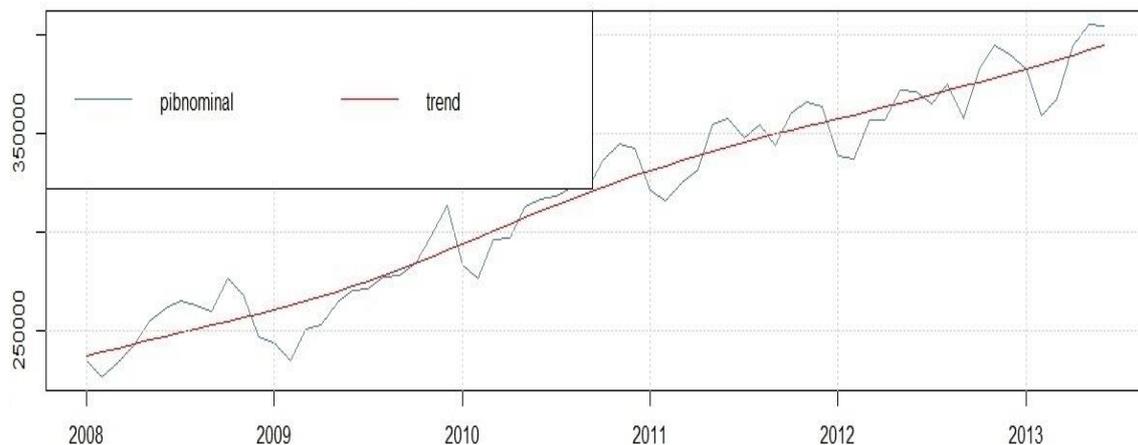
$E\pi_{j+1}$ é a expectativa do mês t para a inflação do ano j+1;

π_{j+1}^* é a meta do ano j+1.

5.3.2. Suavização Hodrick-Prescott.

O hiato do produto foi obtido através da diferença entre o produto nominal e o produto potencial, este último obtido através da utilização do filtro de suavização Hodrick-Prescott – HP. Conforme pode-se observar na Figura 1 abaixo, o hiato do produto é dado pelos desvios entre a série do Pib nominal e sua respectiva suavização HP.

Figura 1. Filtro Hodrick-Prescott do Produto Nominal.



Fonte: Elaboração Própria.

5.3.3. Proxy para o Índice de preço de vendas dos imóveis (Hab).

O índice de preços de venda dos imóveis utilizada nesta pesquisa foi baseado calculado de acordo com Besarria e Paes (2013) em prelo. As estatísticas referentes ao número de imóveis residenciais novos vendidos e a receita de venda desses imóveis ponderados pelo número de dormitórios de cada região de São Paulo é disponibilizado pelo Sindicato das Habitações (Secovi-SP). Com base nessas informações foi calculado o preço médio e o Índice de Preços dos imóveis (Hab_t) vendidos em São Paulo, no formato do

índice de preços de Laspeyres, conforme adotado pela FIPE. A cada período de tempo t , o Hab_t é calculado de acordo com a seguinte equação:

$$Hab_t = \frac{\sum(\bar{P}_{tin} \cdot Q_{t_{i0}})}{\sum(\bar{P}_{t_{i0}} \cdot Q_{t_{i0}})}$$

Onde,

\bar{P}_{tn} é o preço médio no período de tempo corrente.

\bar{P}_{t_0} é o preço médio do mês tomado como base.

Q_{t_0} é a quantidade imóveis novos vendidos no mês base e o subscrito i representa o número de dormitórios.

6. ANÁLISE ECONOMETRICA E RESULTADOS

A base de dados está compreendida entre dezembro de 2004 e junho de 2013, resultando em 104 observações de periodicidade mensal.

A estacionariedade das séries de dados foi testada através do teste de raiz unitária, recorrendo-se ao método Dickey-Fuller aumentado (ADF)²⁰. Os resultados são expostos na tabela 1 abaixo.

Tabela 1. Resultados do teste de estacionariedade das séries.

Variável	ADF test statistic	1,00% Critical Value	5,00% Critical Value	10,00% Critical Value	Resultados
pibnominal	-3.8205	-3,522887	-2,901779	-2,588280	Rejeita-se H ₀ a 1,00%.
ygap	-5.3832	-3,522887	-2,901779	-2,588280	Rejeita-se H ₀ a 1,00%
lpca	-2.9843	-3,522887	-2,901779	-2,588280	Rejeita-se H ₀ a 5,00%
Dlpca	-4.7415	-3,522887	-2,901779	-2,588280	Rejeita-se H ₀ a 1,00%
iBov	-2.2562	-3,522887	-2,901779	-2,588280	Não se rejeita H ₀ a 10,00%.
DiBov	-4.5073	-3,522887	-2,901779	-2,588280	Rejeita-se H ₀ a 1,00%
Hab	-2.2344	-3,522887	-2,901779	-2,588280	Não se rejeita H ₀ a 10,00%.
DHab	-7.1772	-3,522887	-2,901779	-2,588280	Rejeita-se H ₀ a 1,00%.
Selic	-3.0397	-3,522887	-2,901779	-2,588280	Rejeita-se H ₀ a 5,00%
DSelic	-4.1197	-3,522887	-2,901779	-2,588280	Rejeita-se H ₀ a 1,00%.

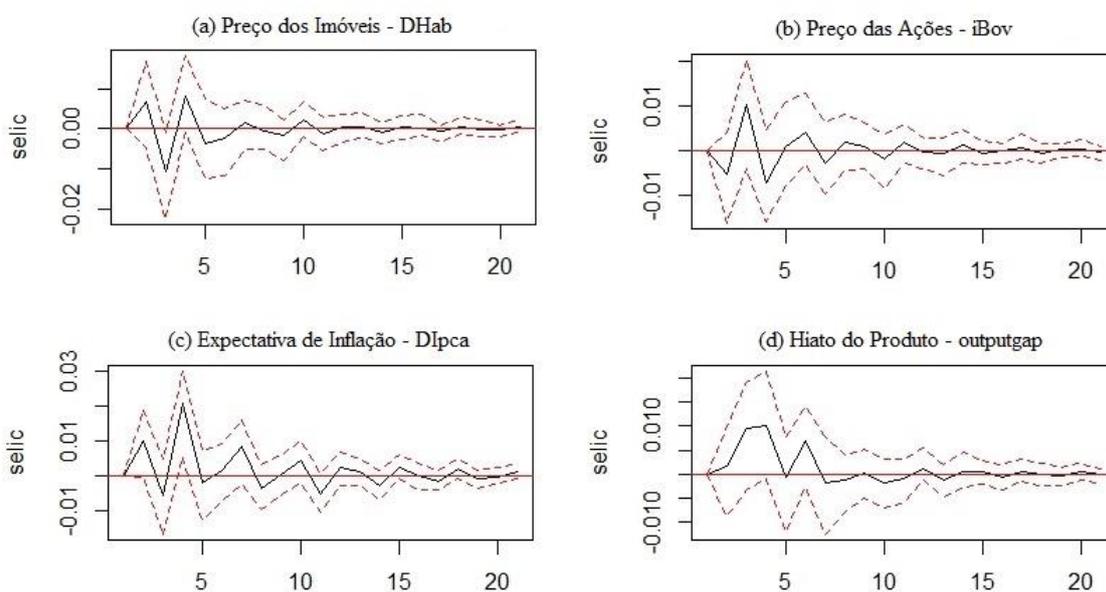
Fonte: Elaboração Própria.

O VAR Estrutural foi estimado com a maior amostra possível no período citado acima, com ordem de defasagem igual a 3 (três), baseado na informação do critério de Akaike (AIC).

²⁰ Onde, a hipótese nula (H₀) é a presença de raiz unitária na série de dados, ou seja, a não-estacionariedade da série. A hipótese alternativa (H₁) é a presença de estacionariedade na série de dados. Quando a estatística Dickey-Fuller (τ) for maior que o valor crítico H₀ não é rejeitada, o inverso ocorre quando τ for menor que o valor crítico, nesse caso, rejeita-se a hipótese nula, ou seja, a série é estacionária.

A análise da função impulso-resposta objetiva visualizar graficamente o comportamento resposta de uma determinada variável a um choque. Admitindo-se que duas variáveis estão correlacionadas no tempo de forma que exista uma relação estável entre ambas, é esperado que um choque em uma das variáveis se propague sobre a outra, este choque é chamado de inovação ou impulso. As funções de resposta da Selic a um impulso no desvio-padrão das variáveis do modelo pode ser observado na figura 2 abaixo.

Figura 2. Impulso Resposta da Selic.



Fonte: Elaboração Própria.

A figura 2 nos permite concluir que em todas as séries os efeitos de um choque inovador convergem a zero ao longo do tempo.

Dhab. A figura 2 (a) sugere que o choque inovador no desvio-padrão da variável *proxy* para o preço dos imóveis tem efeito desprezível sobre a dinâmica da Selic. Observa-se nos primeiros meses após o choque inovador o pico de influência sobre o desenvolvimento da taxa de juros, a partir deste, o comportamento da Selic é estabilizado gradualmente, convergindo a zero ao longo do tempo.

iBov. Pode-se observar através da figura 2 (b) que o choque no desvio-padrão da variável que representa o preço das ações causa um ajuste positivo da Selic na ordem de 1 (um) ponto percentual, o momento máximo do ajuste ocorre no segundo mês após o choque inovador, sendo gradualmente reduzido, convergindo a zero 10 (dez) períodos após o choque.

Dlpc. Nota-se, à partir da análise da figura 2 (c), uma resposta agressiva da taxa de juros em resposta a um choque no desvio-padrão da variável que mensura o desvio da perspectiva de inflação em relação a sua meta. Conforme pode-se observar, o ponto máximo da dinâmica ocorre no quarto mês após o choque inovador, resultando em um ajuste positivo da Selic na ordem de 2 (dois) pontos percentuais, no décimo mês após o choque, os efeitos gradualmente convergem a zero.

Outputgap. A figura 2 (d) apresenta a dinâmica do hiato do produto sobre a determinação da Selic. Observa-se que, embora seja inferior a 1 (um) ponto percentual, o efeito de um choque inovador sobre o desvio-padrão do hiato do produto causa um ajuste positivo sobre o desenvolvimento da Selic, tal efeito converge a zero próximo ao sétimo mês após o choque.

Diante dos resultados da função de impulso resposta, as oscilações observadas são pouco conclusivas a respeito da resposta da variável dependente a choques nas variáveis explicativas. Para uma melhor interpretação dos resultados, será utilizado o teste de causalidade entre as variáveis, a fim de identificar as possíveis relações de precedência entre as mesmas. A tabela 2 abaixo, apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger.

Tabela 2. Resultados do teste de causalidade de Granger.

Hab → Selic	Hab → IpcA	Hab → iBov	Hab → ygap
1.6093486 (0.178682415)	1.4137379 (0.235727733)	1.0389410 (0.391598477)	1.2321048 (0.302842732)
iBov → Selic	iBov → IpcA*	iBov → ygap	iBov → Hab
1.0372535 (0.392458484)	3.6017297 (0.009001384)	0.6741519 (0.611596860)	0.8005916 (0.527907075)
IpcA → Selic*	IpcA → ygap	IpcA → Hab*	IpcA → iBov
3.8518682 (0.006155930)	0.4444153 (0.776188531)	2.5491857 (0.044494071)	0.3726380 (0.827595263)
ygap → Selic*	ygap → IpcA*	ygap → Hab**	ygap → iBov
3.7257879 (0.007454772)	4.2372634 (0.003433689)	2.1869231 (0.076635003)	3.8479327 (0.006192808)
Selic → IpcA*	Selic → ygap	Selic → iBov	Selic → Hab
3.1897814 (0.016842493)	0.8058602 (0.524578491)	1.0772313 (0.372485760)	1.2753159 (0.285516004)

Fonte: Elaboração Própria.

*Estatisticamente significantes a 5,00%.

**Estatisticamente significantes a 10,00%.

A análise dos resultados do teste indica ser estatisticamente significativa a relação de causalidade ou precedência entre os desvios da expectativa de inflação em relação a meta e hiato do produto para com a Selic. Por outro lado, não foi identificado relação de causalidade ou precedência de Granger entre as variáveis que representam os preços dos ativos financeiros e a taxa de juros.

7. CONCLUSÕES

Esta pesquisa teve como um de seus principais objetivos reunir elementos teóricos e empíricos para explorar um campo de pesquisa que ainda não teve o devido destaque, dado a sua importância, no cenário acadêmico brasileiro, buscando-se estimular o debate a respeito do papel dos preços dos ativos financeiros sobre a determinação da política monetária do Banco Central do Brasil.

Desta forma, foi estimado as possíveis influências de variáveis reais, financeiras e monetárias sobre a calibragem da taxa básica de juros. Mais especificamente, o foco deste trabalho foi a avaliar o papel dos preços dos imóveis e das ações sobre a Selic.

As evidências empíricas sugerem que o Banco Central do Brasil tem uma postura *forward-looking* para a inflação, reagindo em relação a inflação esperada. Além disto, os resultados demonstram que o hiato do produto é significativo na determinação da taxa de juros. Por outro lado, as evidências empíricas também sugerem que o Bacen não leva em consideração, na determinação da taxa de juros de curto, os preços dos ativos financeiros.

Para futuras pesquisas, sugere-se que seja avaliado a influência dos ativos financeiros sobre a taxa de juros no caso onde exista uma bolha especulativa em seus preços.

REFERÊNCIAS

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 139ª Reunião, dez. 2008.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 172ª Reunião, jan. 2013.

ATA DO COPOM. Brasília: Banco Central do Brasil, 174ª Reunião, mai. 2013.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação. Brasília. Vários números.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Resoluções: 3378, 3463, 3584, 3748, 3880, 3991, 4095.

ALCHIAN, A.; KLEIN, B. On a correct measure of inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 5, (1), pt.1, (February), pp. 173. 1973.

BERNANKE, Ben; GERTLER, Mark. Monetary Policy and Asset Price Volatility. In *New Challenges for Monetary Policy: A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*. Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 77-128. 1999.

BERNANKE, Ben; GERTLER, Mark. Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? *American Economic Review*, 2001.

BESARRIA, C. N.; PAES, N. L. Preços dos ativos e seus efeitos macroeconômicos. Em prelo, 2013.

BORGES FILHO, J. P. Regra de Taylor no Brasil e Preços de Ativos Financeiros: 1999-2005. 34f. Dissertação (Pós-Graduação em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2006.

BORIO, Claudio; LOWE, Philip. Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus. *BIS Working Paper No.114*, 2002.

CECCHETTI, Stephen; GENBERG, Hans; LIPSKY, John; WADHWANI, Sushil. Asset Prices and Central Bank Policy. *Geneva Report on the World Economy 2*. CEPR and ICMB. 2000.

CECCHETTI, Stephen; GENBERG, Hans; WADHWANI, Sushil. Asset prices in a flexible inflation-targeting framework. In: *Asset price bubbles*, W. Hunter, G. Kaufmann and M. Pomerleano (eds.), The MIT Press: Cambridge. 2003.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. *European Economic Review*, v. 42, n. 6, p. 1033-1067, jun. 1998.

DUPOR, Bill. The Natural Rate of Q. In: *American Economic Review*, 2002.

- HARDOUVELIS, Gikas A. Asset Prices and the Need for New Policy Instruments: The Case of Countercyclical Margins Policy, International Symposium of the Banque de France, 2003.
- FILARDO, Andrew J. Asset Prices and Monetary Policy. Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 3rd Quarter. 2000.
- FILARDO, Andrew J. Should Monetary Policy Respond to Asset Price Bubbles. Some Experimental Results. Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review. 2001.
- GOODHARD, Charles; HOFFMAN, B. House Prices, money, credit and the macroeconomy. Working Paper Series, European Central Bank, 2008.
- GOODHART, Charles. Asset Prices and the Conduct of Monetary Policy. Working paper, London School of Economics, 2001.
- HOLLAND, Márcio. Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. University of California, Berkeley. 2005.
- KLEIN, J. Preços de Ativos e Determinação da Política Monetária Brasileira: uma Análise Empírica. Dissertação (Pós-Graduação em Economia) - PUC-Rio, Rio de Janeiro, 2007.
- KONTONIKAS, A; IOANNIDIS, C. Should monetary policy respond to asset prices misalignments? Economic Modelling, 2005.
- KUTTNER, Kenneth. Monetary Policy and Asset Price Volatility: Should We Refill the Bernanke-Gertler Prescription? Department of Economics Working Papers 2011-04, Department of Economics, Williams College, revised Jun 2011.
- MAIA, Sinézio. Modelo de Vetores Autoregressivos: Uma Nota Introdutória. 2001.
- MINELLA, André; FREITAS, Paulo S., GOLDFAJN, Ilan & MUINHOS, Marcelo K. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. In: Working Paper Series No.77, 2003.
- MISHKIN, Frederic S. The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. NBER Working Paper, n. 5464, mai. 1995.
- MISHKIN, Frederic S; WHITE, Eugene N. U.S. Stock Market Crashes and Their Aftermath: Implications for Monetary Policy. In: NBER Working Paper No.8922, 2002.
- PACHECO, Luís Miguel da Mata Artur Dias. O Mecanismo de Transmissão da Política Monetária: o papel dos preços dos activos. Tese de Doutoramento. Universidade Técnica de Lisboa. Instituto Superior de Economia e Gestão. 2006.

PADILHA, Rodrigo A. Metas de Inflação: Experiência e Questões para os Países em Desenvolvimento. Dissertação (Pós-graduação em Economia) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2007.

ROCCA, C. a. Revolução no Mercado de Capitais do Brasil: O crescimento recente é sustentável? Rio de Janeiro: Elsevier. 2008.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v.48, n.1, p,0-48, 1980.

SOARES, João José Silveira; BARBOSA, Fernando de Holanda. REGRA DE TAYLOR NO BRASIL: 1999-2005, Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós graduação em Economia. 2006.

TAYLOR, John B. Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, pp. 195-214.2. 1993.

VICKERS, John. Monetary Policy and Asset Prices, *Bank of England Quarterly Bulletin*, November. 1999.

APÊNDICE

Comandos no Software R Studio, versão: 3.0.1 (2013-05-16).

*****Filtro Hodrick-Prescott*****

```
> pibnominal <- read.table("C:/Users/Charles/Desktop/Dados
(MONOGRAFIA)/pibnominal.txt", header=T, quote="\")
> View(pibnominal)
> attach(pibnominal)
> Y <- ts(pibnominal, start=2004, freq=12)
> library("mFilter", lib.loc="C:/Users/Charles/Documents/R/win-library/3.0")
> hpfilter <- hpfilter(Y, freq=1600,type=c("lambda"),drift=FALSE)
> hpfilter
```

*****Teste de raiz unitária – Dickey-Fuller Aumentado (ADF)*****

```
> Dados.Monografia <- read.delim("C:/Users/Charles/Desktop/Dados
Monografia.txt")
> View(Dados.Monografia)
> attach(Dados.Monografia)
> series <- ts(Dados.Monografia, start=2004, freq=12)
> library("urca", lib.loc="C:/Users/Charles/Documents/R/win-library/3.0")
> library("tseries", lib.loc="C:/Users/Charles/Documents/R/win-library/3.0")
```

****Selic****

```
> adf1 <- adf.test(selic)
> adf1
```

****Primeira defasagem da Selic****

```
> Dselic <- diff(selic)
> fix(Dselic)
> adf1.1 <- adf.test(Dselic)
> adf1.1
```

****Índice Bovespa****

```
> ibov <- log(Bovespa)
> ibov
> ibov <-ts(ibov, start=2004, freq=12)
> ibov
> adf2 <- adf.test(ibov)
> adf2
```

****Primeira defasagem do Índice Bovespa****

```
> Dibov <-diff(ibov, differences=1)
> adf2.2 <- adf.test(Dibov)
> adf2.2
```

****Hab****

```
> adf3 <- adf.test(fipezap)
> adf3
```

****Primeira diferença do DHab****

```
> Dfipezap <- diff(fipezap, differences=1)
> adf3.1 <- adf.test(Dfipezap)
> adf3.1
```

****Outputgap****

```
> adf4 <- adf.test(outputgap)
> adf4
```

****Desvio da expectativa de inflação em relação a meta (DT)****

```
> adf5 <- adf.test(Dt)
> adf5
> DDt <- diff(Dt, differences=1)
> adf5.1 <- adf.test(DDt)
> adf5.1
```

****Pib Nominal****

```
> pibnominal <- read.table("C:/Users/Charles/Desktop/pibnominal.txt",  
header=T, quote="\"")
```

```
> View(pibnominal)
```

```
> attach(pibnominal)
```

```
> adf6 <- adf.test(pibnominal)
```

```
> adf6
```

****Teste de Causalidade de Granger****

```
> Dados.Monografia <- read.delim("C:/Users/Charles/Desktop/Dados  
Monografia.txt")
```

```
> View(Dados.Monografia)
```

```
> attach(Dados.Monografia)
```

```
> dados <- ts(Dados.Monografia, freq=12)
```

```
> VARselect(dados, lag.max =8, type = "both")
```

```
> granger.test(dados, p=3)
```

*****Estimação de Modelos (VAR)*****

```
> VARselect(dados, lag.max = 8, type = "both")
```

```
> Var1 <- VAR(dados, p = 3, type = "both")
```