

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA

CÁSSIO DA NÓBREGA BESARRIA

VOLATILIDADE NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO E SEU IMPACTO
SOBRE AS REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA: 2003 – 2009

JOÃO PESSOA/PB

2010

CÁSSIO DA NÓBREGA BESARRIA

**VOLATILIDADE NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO E SEU IMPACTO
SOBRE AS REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA: 2003 – 2009**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB), em cumprimento às exigências para obtenção do grau de mestre.

Área de Concentração: Economia de empresas

Orientador: Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia

JOÃO PESSOA/ PB

2010

B554v Besaria, Cássio da Nóbrega.
Volatilidade no mercado de ações brasileiro e seu impacto sobre as regras de política monetária: 2003-2009 / Cássio da Nóbrega Besaria. -- João Pessoa: UFPB, 2010.
80f.
Orientador: Sinézio, Fernandes Maia.
Dissertação (Mestrado) – UFPB/CCSA.
1. Economia de Empresas. 2. Volatilidade - Preços. 3. Política monetária. 4. Modelo Baskin - Economia.

UFPB/BC

CDU: 33(043)

CÁSSIO DA NÓBREGA BESARRIA

**VOLATILIDADE NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO E SEU IMPACTO
SOBRE AS REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA: 2003 – 2009**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba como requisito final para obtenção do título de Mestre em Economia, tendo como área de concentração Economia de Empresas.

Dissertação aprovada em ____/____/____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia

Universidade Federal da Paraíba – UFPB

Orientador

Prof. Dr. José Luis da Silva Netto Júnior

Universidade Federal da Paraíba – UFPB

Examinador Interno

Prof. Dr. Ricardo Chaves Lima

Universidade Federal de Pernambuco – UFPE

Examinador Externo

Dedico aos meus pais (Miguel e Sédite)

e a minha esposa Valéria.

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus pais (Miguel e Sedita) por terem acreditado no meu potencial e por serem os meus principais incentivadores. Além do meu irmão (Daniel) e da minha irmã (Thamires) que sempre me incentivaram.

Ao Prof^o. Sinézio Fernandes que proporcionou o meu amadurecimento como aluno, pesquisador e pessoa. Ele que acreditou na minha capacidade de desenvolver essa dissertação. Mostrou que a vida acadêmica vai muito além daquilo que nos é transmitido nos livros. Agradeço pela confiança, conselhos, pelas correções, disponibilidade; pretendo adotar a mesma postura com os meus futuros orientandos. Eternamente grato.

À minha esposa, Valéria, que foi companheira e amiga nessa árdua caminhada. Que é uma grande incentivadora não só na pesquisa como também na minha vida acadêmica. Ao Sr. Orivaldo e Doralice que me acolheram. A minha sobrinha Grazielle e a minha cunhada Socorro os mais sinceros agradecimentos.

Gostaria de agradecer aos meus avós (Geraldo, Levi, Sevi e Maria), aos meus tios e tias, em especial, a Celiane, Sedilma, Ceci, Querubina, Seny e Edgar e aos meus padrinhos.

Aos meus amigos, Áydano, Danilo, Edson e Jevuks pela amizade, pelos conhecimentos e pelas brincadeiras. Vocês tornaram a caminhada menos árdua.

A todos os outros professores, funcionários e colegas, em especial Ivan Targino, Luciano Sampaio, Paulo Amilton, Ignácio, José Luis, Edilean, Adelmo, Terezinha, Daniel, Diego, Luis, Rodolfo, Ana Cristina, Vivian, Luisa, Daniele que, ao longo desta caminhada contribuíram com a minha formação.

A CAPES pela ajuda financeira advindo por meio da bolsa de estudos. E ao projeto comum PROCAD (UFPB - UFRGS) que permitiu a realização do intercâmbio, no período de junho de 2009 a dezembro de 2009, no programa de pós-graduação da UFRGS.

Agradeço também aos que esqueci, me desculpem!

RESUMO

Esta dissertação tem como objetivo estimar a relação entre a política monetária e a volatilidade dos preços dos ativos por meio do modelo BEKK, no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009. Os objetivos específicos foram: a) modelar a volatilidade do Índice Bovespa (Ibovespa) e da Selic, referentes aos mercados monetário e acionário, por meio de modelos GARCH; b) verificar a aglomeração de volatilidade, presença da persistência dos choques e realizar a análise da meia-vida nas variáveis de mercado financeiro; c) estimar modelos Vetor Autoregressivo com o intuito de testar as relações de causalidade, no sentido de Granger (Granger Causality), entre o mecanismo de transmissão de política monetária (taxa de juros) e o índice acionário; Para atingir tais objetivos foi utilizado o modelo teórico proposto por Bernanke, Gertler (1999, 2000), para descrever os efeitos da volatilidade nas regras de política monetária, e para capturar os efeitos dessa volatilidade nas decisões de política monetária foram utilizados os modelos da família GARCH univariados e multivariados. O resultado do teste de causalidade de Granger mostrou que há causalidade unidirecional do Ibovespa em relação à Selic no período de maior volatilidade no mercado acionário (2003 - 2008), indicando que os retornos no mercado de ações brasileiros afetaram as decisões de política monetária nesse período. A estimação dos modelos TARARCH e GARCH apontou a existência de aglomeração da variância, o efeito “*leverage*” e a persistência na volatilidade por parte dos mercados de ações e monetário. Por meio do modelo BEKK é possível destacar que a volatilidade da Selic é afetada positivamente por choques comuns as suas defasagens e a volatilidade da inflação; a volatilidade do Ibovespa apresentou uma relação direta com a volatilidade da taxa Selic no período (2003 - 2008). Esse fato é condizente com os efeitos dos movimentos nos preços dos ativos sobre a demanda agregada, sugerindo, portanto, que os *policymakers* estão reagindo às variações no mercado para evitarem possíveis impactos negativos sobre a economia.

Palavras-chave: Política monetária, Volatilidade, Modelo TARARCH, Modelo BEKK.

ABSTRACT

This dissertation has as objective to estimate the relationship between monetary policy and the volatility of asset prices using the model BEKK, from January 2003 to October 2009. The specific objectives were: a) model the volatility of the Bovespa Index (Bovespa) and the Selic, referring to the money and stock through GARCH models, b) verify the clustering of volatility, the presence of persistent shocks and perform the analysis half-life in the financial market variables, c) estimate Vector Autoregressive models with the aim of testing the causal relationships in the sense of Granger (Granger Causality) between the transmission mechanism of monetary policy (interest rates) and the index stock; To achieve these objectives we used the model proposed by Bernanke, Gertler (1999, 2000) to describe the effects of volatility in monetary policy rules, and to capture the effects of volatility in monetary policy decisions were used in models family univariate and multivariate GARCH. The test of Granger causality show that there is unidirectional causality Ibovespa Selic regarding the period of greater volatility in the stock market (2003 - 2008), indicating that the returns in the stock market affected the Brazilian monetary policy decisions in this period . The estimation of GARCH models TARCHI and noted the existence of agglomeration of the variance, the effect of leverage on volatility and persistence on the part of stock markets and money. Through the model BEKKER is possible to highlight the volatility of the Selic rate is positively affected by common shocks and their lags inflation volatility, the volatility of the Bovespa index had a direct relationship with the volatility of the Selic rate in the period (2003 - 2008). This fact is consistent with the effects of movements in asset prices on aggregate demand, thus suggesting that policymakers are responding to changes in the market to avoid possible negative impacts on the economy.

Keyword: Monetary policy, Volatility, Model TARCH, Model BEKK.

LISTA DE TABELAS

Tabela 01 - Emissão de Hipotecas nos Estados Unidos (2001-2006).....	18
Tabela 02 - Metas de Inflação	47
Tabela 03 - Testes ADF E Perron-NG (1996) para a taxa Selic, IPC-S e Ibovespa	50
Tabela 04 - Teste de Quebra Estrutural de Zivot-Andrews (1992) para a taxa Selic, IPC-S e Ibovespa	51
Tabela 05 - Testes de causalidade de Granger para a taxa Selic e o Ibovespa	52
Tabela 06 - Resultados preliminares	54
Tabela 07 - Equações da variância obtidas a partir do modelo TARCH	55
Tabela 08 - Equações da variância obtidas a partir da restrição BEKK	57

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 01 - Taxa de juros (Selic acumulada na semana) no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009.....	46
Gráfico 02 - Inflação (IPC-S) no Brasil de janeiro de 2003 a outubro de 2009	46
Gráfico 03 - Evolução semanal da série de pontos do Ibovespa	48
Gráfico 04 - Evolução da taxa de retorno semanal do Ibovespa	49
Gráfico 05 - Correlação cruzada da taxa Selic com a volatilidade do Ibovespa (2003 - 2008)	59
Gráfico 06 - Correlação cruzada da taxa Selic com a volatilidade do Ibovespa (2008 - 2009)	60

SUMÁRIO

1. Introdução.....	12
1.1 OBJETIVOS	15
1.2 JUSTIFICATIVA: CRISE SUBPRIME E AS DIFICULDADES RECENTES DE POLÍTICA MONETÁRIA	15
2. Fundamentação teórica	20
2.1 MODELO TEÓRICO	25
3. Metodologia	33
3.1 MODELO DE QUEBRA ESTRUTURAL	34
3.2 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER	34
3.3 MODELOS DE VOLATILIDADE	35
3.4 MODELOS ARCH MULTIVARIADOS	39
3.5 ESTRATÉGIA EMPÍRICA: MODELO ECONOMÉTRICO	42
3.6 BASE DE DADOS	43
4. Resultados e discussões	45
4.1 TESTES ESTATÍSTICOS PRELIMINARES	50
4.2 MODELOS GARCH UNIVARIADOS	53
4.3 ESTIMAÇÃO E CONTEXTUALIZAÇÃO DA RELAÇÃO ENTRE AS REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA E A VOLATILIDADE NO MERCADO FINANCEIRO	56
5. Conclusão	60
6. Referências	63
Anexo A	68
Anexo B	77

1. Introdução

O estudo da relação entre as regras de política monetária e o mercado financeiro passa, necessariamente, pelo estudo das relações entre taxas de juros, inflação, produção econômica, moeda e mercado de títulos. Tais variáveis econômicas apresentam-se correlacionadas e, portanto, a teoria econômica sugerida para o estudo desenvolvido nesta pesquisa, deve abranger todas estas variáveis.

A relação positiva entre o retorno nominal e a variação no nível de preços, definida por Fisher (1906) no início do século XX, representa o ponto de partida para os estudos das relações entre o mercado monetário e o financeiro. Segundo o autor, a taxa nominal de juros é uma soma entre taxa de juros real e taxa de inflação esperada.

Muitos autores posteriores a Fisher (1906) vêm realizando trabalhos sobre o assunto e contribuindo, de alguma forma, para o desenvolvimento da teoria sobre a relação entre taxa de juros e o mercado acionário. Fama (1981) buscou explicar a relação entre retorno das ações e a inflação; o estudo é baseado na hipótese de que a relação negativa entre o retorno das ações e a inflação é uma *proxy* para a relação positiva entre retorno das ações e atividade econômica.

A partir dos anos 2000 a discussão inclinou-se para a análise do comportamento da política monetária tendo em vista mudanças no mercado de capitais. Este mercado é relevante tanto para os agentes do sistema financeiro quanto para os gestores de política monetária. Leva-se em consideração que respostas dadas pelo Banco Central aos choques na volatilidade dos preços das ações afetam, significativamente, a composição dos portfólios dos investidores.

De acordo com Bernanke e Gertler (1999), as razões e a dimensão da resposta da política monetária aos choques no mercado financeiro não são claramente compreendidas, no entanto, grande parte dessa resposta se deve à interdependência entre os preços dos ativos, a política monetária e as condições macroeconômicas.

A discussão, a partir daí, evoluiu para um marco regulatório do sistema financeiro de forma a limitar o risco dos bancos e firmas, além de políticas fiscais que dêem credibilidade aos fundamentos econômicos. Esta regulação desejada representa importante ferramenta no combate aos efeitos das perturbações financeiras indesejadas numa economia local e mundial.

Bernanke e Gertler (1999) mostraram que as flutuações nos preços dos ativos causaram danos a economia apenas nos casos em que a política monetária permaneceu insensível aos choques ou ativamente comprometida com as metas de inflação. Esta conclusão foi a justificativa usada para evidenciar a importância da reação da política monetária nos momentos de grande instabilidade financeira. Assim, para a condução da política monetária obter sucesso, as autoridades monetárias devem observar se a estabilidade dos preços e a estabilidade financeira são complementares em um regime de metas de inflação.

Em um estudo Cecchetti, Genberg, Lipsky e Wadhawani (2002) buscaram encontrar evidências para incluir os preços das ações na política do Banco Central. Esses argumentaram que os desalinhamentos dos preços dos ativos devem ser sistematicamente considerados pelo banco central em suas previsões da inflação e do hiato do produto, apesar de não ser o objetivo principal no contexto de um regime de metas de inflação. A principal razão é que bolhas (nesses preços) provocam distorções nos níveis de consumo e investimento e, portanto, na demanda e oferta agregadas. Uma pequena elevação (redução) nas taxas de juros quando os preços dos ativos ultrapassam (ou ficam abaixo) os níveis fundamentais, compensam o impacto de uma bolha nos níveis de produção e inflação.

A literatura macroeconômica recente tem procurado analisar os efeitos da volatilidade dos preços das ações sobre as decisões dos Bancos Centrais, em um regime de metas de inflação. Em 2001, Bernanke e Gertler utilizaram a extensão do modelo novo keynesiano dinâmico, desenvolvido por Bernanke, Gertler e Gilchrist (BGG), para simular o desempenho de regras de política monetária que levam em conta a presença de bolhas exógenas nos preços dos ativos. O objetivo foi identificar a forma adequada dos bancos centrais, por meio dos instrumentos de política monetária, responderem aos movimentos voláteis dos preços dos ativos, no mercado de capitais.

O argumento permanece, em um contexto de metas de inflação, onde os Bancos Centrais não têm de responder aos movimentos nos preços dos ativos, exceto nas situações em que a alta destes afete a inflação esperada. Com mercados eficientes e sem distorções regulatórias, os movimentos nos preços dos ativos simplesmente refletirão variações nos fundamentos econômicos. Assim, as variações nos preços dos ativos somente seriam uma fonte independente de instabilidade econômica se fossem causadas por fatores não fundamentais (como política monetária frouxa ou racionalidade imperfeita dos agentes) que apresentassem impacto significativo na economia real.

Alguns autores testaram a validade do Modelo BGG para dados brasileiros. Bonomo e Martins (2005) utilizaram o artigo de Bernanke, Gertler e Gilchrist (2000) para analisar a influência da saúde financeira das empresas sobre a oferta de empréstimos concedida pelo sistema bancário, e os efeitos desta relação sobre a transmissão de política monetária na economia brasileira. Os autores identificaram a presença do acelerador financeiro na economia brasileira e mostraram que as imperfeições no mercado de crédito ajudam a propagar e amplificar os choques na economia.

Paralelamente ao desenvolvimento teórico está o desenvolvimento empírico. A estratégia da técnica de abordagem tem se mostrado diverso e sistematicamente objeto de discussão. Estudos empíricos que procuram analisar a influência da volatilidade dos preços das ações nas decisões de política monetária têm aplicado instrumentos econométricos, tais como: Vetor Autoregressivo, Método dos Mínimos Quadrados em dois estágios, Estudo de Eventos e Threshold Autoregressive (TAR).

Rigobon e Sack (2001) utilizaram a metodologia VAR para medir as reações da política monetária americana às variações no mercado de ações entre 1985 e 2000. Os resultados encontrados sugerem que os movimentos no mercado de ações têm um significativo impacto nas taxas de juros de curto prazo. Essa resposta é condizente com os efeitos dos movimentos nos preços dos ativos sobre a demanda agregada, sugerindo, portanto, que os *policymakers* estão reagindo às variações no mercado para evitarem possíveis impactos negativos sobre a economia.

Borges Filho e Barbosa (2006) procuraram enumerar alguns argumentos favoráveis e desfavoráveis encontrados na literatura contemporânea, para a inclusão da variável preço de ativos financeiros na política monetária do Banco Central. A metodologia utilizada para as estimativas foi o método dos mínimos quadrados de dois estágios, uma vez que esse método, segundo os autores, é o mais adequado quando se utiliza expectativa de variáveis.

Klein, Bevilaqua e Medeiros (2007) utilizaram o modelo limiar auto-regressivo (TAR) com variáveis exógenas para identificar se em períodos de crise, que gera maiores oscilações nos preços de ativos; a política monetária está relacionada a mudanças no mercado financeiro. Os resultados encontrados sugerem que a política monetária brasileira se comporta de maneira diferenciada em épocas mais calmas e em épocas de crise.

Observa-se um conjunto consistente de estratégia para mensurar as respostas dadas pelos Bancos Centrais aos movimentos dos preços das ações. Nesta pesquisa optou-se pela

metodologia GARCH multivariada, com o intuito de mensurar a relação entre a política monetária e a volatilidade dos preços dos ativos.

1.1 Objetivos

O objetivo deste estudo consiste em estimar a relação entre a política monetária e a volatilidade dos preços dos ativos.

Especificamente, pretende-se:

- 1) Modelar a volatilidade do Índice Bovespa (Ibovespa) e da taxa Selic, referentes aos mercados monetário e acionário, por meio de modelos GARCH;
- 2) Verificar a aglomeração de volatilidade, presença da persistência dos choques e realizar a análise da meia-vida nas variáveis de mercado financeiro;
- 3) Estimar modelos Vetor Autoregressivo com o objetivo de testar as relações de causalidade, no sentido de Granger (Granger Causality), entre o mecanismo de transmissão de política monetária (taxa de juros) e os índices de ações;

1.2 Justificativa: crise *subprime* e as dificuldades recentes de política monetária

A crise do *subprime*¹ foi um dos temas que mais se destacaram no cenário econômico mundial nos últimos três anos (2007 a 2009). Ao longo do segundo semestre de 2007, os mercados financeiros foram, em duas oportunidades, surpreendidos por notícias de que as perdas relacionadas ao financiamento de imóveis nos Estados Unidos eram muito elevadas. O mais importante, no entanto, não era a dimensão dos prejuízos, mas o fato de que, por sua concentração, ameaçavam a saúde financeira de importantes bancos e fundos de investimento.

De acordo com Borça Jr. e Torres Filho (2009), o período compreendido entre 1997 e 2006 o mercado imobiliário norte-americano atravessou seu mais longo e intenso período de valorização em mais de cinquenta anos. Neste período, o valor dos imóveis residenciais se elevou de forma contínua, atingindo, em média, preços três vezes maiores que o de 1997. Essa valorização foi, em boa medida, impulsionada pela expansão do crédito imobiliário americano, apoiado em taxas de juros relativamente baixas. Justificou-se esta direção, particularmente, após o evento de 11 de setembro de 2001, quando as Torres Gêmeas da cidade de Nova York foram destruídas por um atentado terrorista. Nessa mesma linha de

¹ O *subprime* representou uma crise associada ao financiamento de imóveis nos Estados Unidos.

argumentação, Taylor (2009) afirma que os “excessos monetários” – com taxas de juros demasiadamente reduzidas – são, com frequência, responsáveis pela formação de bolhas especulativas e, conseqüentemente, pelas crises financeiras.

Segundo Shiller (2009), existe uma série de eventos que originou a crise do *subprime*, tais como, fornecedores de crédito excessivamente agressivos, avaliadores de imóveis benevolentes e mutuários complacentes que se proliferaram e alimentaram o *boom* imobiliário. Os primeiros credores hipotecários, chamados de originadores, planejaram vender as hipotecas para terceiros (os agentes de securitização) e pararam de se preocupar com o risco de pagamento.

Em geral, tomaram decisões negligentes para estimar a capacidade de pagamento dos tomadores de empréstimos – mas, com frequência, falharam em verificar a declaração de imposto de renda dessas pessoas junto aos órgãos da Receita Federal. Muitas vezes, os credores originais seduziam os agentes, com histórico ruim de crédito, a emprestar no mercado imobiliário (inflado) do *subprime*². A bolha do mercado imobiliário, combinada com o sistema explícito de incentivos do processo de securitização, amplificou os riscos morais, encorajando mais adiante, alguns dos piores atores entre os credores imobiliários. A crise se espalhou para o sistema financeiro como um todo afetando, principalmente, bancos de investimento americano (Bear Stearns e Lehman Brothers).

Um outro fator que pode ser apontado como causador da bolha imobiliária pode ser representado pelo corte na taxa básica de juros dos fundos do governo federal americano para 1% ao ano em meados de 2001 e sua manutenção nesse patamar até meados de 2004, que, como pode ser visto na Tabela 01, representou o período de maior crescimento da construção de imóveis³.

Segundo Shiller (2009), não se pode, contudo, ver esse período de políticas monetárias expansionistas como a principal causa da bolha, dado que as políticas monetárias, do Fed e de outros bancos centrais ao redor do mundo, foram impulsionadas pelas condições econômicas criadas pela explosão da bolha do mercado acionário nos anos 90, e o *boom* do mercado imobiliário em si foi, de certa forma, repercussão da mesma bolha do mercado de capitais.

² No ano de 2007 o cenário internacional passou a sofrer as conseqüências das perdas relacionadas as hipotecas de financiamento de imóveis nos Estados Unidos, essa crise ficou conhecida como *subprime*.

³ Enquanto, no período entre 2001 e 2004, as taxas de juros americanas apresentaram um forte movimento descendente – passando de 5,5% ao ano em janeiro de 2001 até 1,0% ao ano em junho de 2003 e permanecendo assim até maio de 2004 –, os preços dos imóveis continuavam a subir.

Shiller (2009) afirma que essas políticas expansionistas não teriam sido implementadas se Alan Greenspan⁴ e outros envolvidos com políticas monetárias tivessem identificado que a bolha imobiliária explodiria. O Fed estava focado em prevenir recessão e deflação porque tinha o aumento de preços como um processo que continuaria indefinidamente, mesmo que a um passo reduzido.

O impacto das políticas monetárias expansionistas foi ampliado pelo grande número de modalidades ou títulos com taxas de juros ajustáveis pós-2000, em especial dos mutuários do *subprime*. Esse tipo de hipoteca respondeu mais rapidamente aos cortes que o Fed fez do que aquelas com taxas fixas. Assim, sugere-se que os cortes das taxas tiveram efeitos no rompimento de bolhas mais do que deveria ter ocorrido, em torno de 2004.

A partir dos dados da Tabela 01 é possível perceber que, entre 2003 e 2006, a emissão de hipotecas *subprime* ganhou maior importância, passando de 8,5% para mais de 20% da totalidade de hipotecas emitidas. Em 2006, o volume de tais operações chegou a US\$ 600 bilhões. Esse crescimento foi, por sua vez, claramente sustentado pelo aumento do processo de securitização desses créditos. Em 2001, metade das operações *subprime* – no valor global de US\$ 95 bilhões – era transferida a investidores dos mercados de capitais. Em 2006, os volumes de securitização haviam aumentado em cinco vezes, atingindo US\$ 483 bilhões, ou 80,5% do total.

Tabela 01

Emissão de Hipotecas nos Estados Unidos (2001-2006)

Anos	Hipotecas Emitidas (US\$ Bilhões) (A)	Hipotecas <i>Subprime</i> (US\$ Bilhões) (B)	(A)/(B) %	Hipotecas <i>Subprime</i> Securitizadas (US\$ Bilhões) (C)	(C)/(B) %
2001	2.215	190	8,6	95	50,4
2002	2.885	231	8,0	121	52,7
2003	3.945	335	8,5	202	60,5
2004	2.920	540	18,5	401	74,3
2005	3.120	625	20,0	507	81,2
2006	2.980	600	20,1	483	80,5

⁴ Presidente do FED no período de agosto 1987 a janeiro de 2006.

Fonte: Borça Jr. e Torres Filho (2009)

Com base nos dados apresentados por Borça Jr. e Torres Filho (2009) é possível destacar que o mercado hipotecário norte-americano parece ter atingido seu auge em 2003, com a emissão de, aproximadamente, U\$\$ 4 trilhões em novas hipotecas. No entanto, a sustentação do ciclo imobiliário expansionista até o fim de 2006 deve-se à maior relevância adquirida pelo segmento *subprime* a partir de 2004, tanto no que tange à emissão de novas hipotecas quanto ao seu processo de securitização. Assim, a manutenção da bolha do mercado imobiliário dos EUA foi realizada, primordialmente, pela incorporação dessa parte “menos nobre” de tomadores de hipotecas.

Borça Jr. e Torres Filho (2009) mostraram que, nesse processo, as condições de sustentação do ciclo imobiliário expansionista americano deixaram de existir à medida que a taxa básica de juros norte-americana foi sendo gradativamente elevada, passando do patamar de 1% a.a., em maio de 2004, para 5,25% a.a., em junho de 2006. A contraparte desse aperto monetário foi, a partir de 2007, uma sensível queda dos preços dos imóveis, o que inviabilizou a continuidade do processo de refinanciamento das hipotecas e, ao mesmo tempo, provocou uma ampliação dos inadimplementos e execuções.

Outra consequência direta desse ajuste sobre o mercado *subprime* foi o desaparecimento da margem de ganho especulativo imobiliário que dava sustentação às renegociações de crédito. Assim, em lugar de obterem novas hipotecas, os credores *subprime* passaram a ser obrigados a dar seus imóveis em pagamento da dívida. As instituições financiadoras, por sua vez, passaram a oferecê-los em leilões, deprimindo ainda mais o preço desses ativos. O ciclo de valorização de ativos imobiliários deu, assim, lugar a um ciclo deflacionário, que veio a comprometer não só importantes instituições financeiras como também o funcionamento do mercado de crédito bancário em todo o mundo.

A deterioração das expectativas e a incerteza que se abateu sobre os mercados após a série de acontecimentos descritos acima e a quebra do Lehman Brothers levou o Fed a intervir na economia, multiplicaram-se as medidas de intervenção do governo norte-americano na tentativa de estancar as perdas do sistema financeiro. Entre algumas delas, podem-se destacar os seguintes: i) o suporte financeiro à maior companhia de seguros dos EUA – a American International Group (AIG); ii) o processo de consolidação do sistema financeiro norte-americano, com inúmeras compras de bancos entre os bancos de investimento e sua transformação em *holding banks* – o que os credenciava a receber auxílios de liquidez formais

do Fed; iii) o primeiro pacote de ajuda ao sistema financeiro, Troubled Asset Relief Program (Tarp), no valor de US\$ 700 bilhões; iv) a criação de uma linha de crédito para a compra direta de *commercial papers* – visando, com isso, garantir a manutenção das operações rotineiras de capital de giro das empresas; e v) a criação de uma linha de crédito para os *money markets funds* (financiadores do mercado monetário americanos).

2. Fundamentação Teórica

O final do século XIX e início do século XX foram marcados por um longo período de controvérsias sobre a determinação do sentido de causalidade entre moeda e preços. Essa discussão deu início à controvérsias entre duas correntes conhecidas na literatura econômica como *banking school* e *currency school*. A *banking school* defendia a tese de que a quantidade de moeda era determinada pelo número de transações e a *currency school* defendia a idéia de que a perda do poder de compra da moeda era devido a sua emissão em excesso, que ocasionava o aumento nos preços⁵.

A publicação em 1906, do trabalho seminal de Irving Fisher, *The rate of interest*, sintetizou a relação de causalidade existente entre o lado monetário e o nível de preços que fica conhecida como a Abordagem de Fisher. Esse levantou a hipótese de que a retorno nominal *ex-ante* deveria antecipar-se completamente aos movimentos da inflação esperada e essa relação direta entre a taxa de variação dos preços e o retorno nominal ficou conhecida como o *efeito fisher*. Segundo o autor, o retorno nominal é uma soma entre o retorno real e a taxa de inflação esperada e, constrói seu raciocínio apoiado nas seguintes hipóteses:

- a) Dicotomia de mercado (variáveis reais e nominais são determinadas de forma separada);
- b) Neutralidade da moeda (alterações na oferta de moeda afetam as variáveis nominais, mas não as variáveis reais) Fisher afirmou que variações no nível geral de preços serão acompanhadas por alterações no retorno nominal, admitindo que o retorno real permanece constante;

⁵ Irving Fisher publicou, em consequência dessa discussão, em 1911 que o trabalho *The purchasing Power of Money* que apresenta a teoria quantitativa da moeda na equação de trocas $MV=PT$. Fisher concluiu que a mudança na quantidade de moeda M é a principal fonte das alterações no nível geral de preços.

A equação de Fisher relaciona os retornos nominais, i_t , com o retorno real, \bar{i}_t , e a taxa de inflação, π_t , observados no final do período t :

$$i_t = \bar{i}_t + \pi_t \quad (1.0)$$

onde o retorno nominal *ex-ante* deve antecipar os movimentos da inflação esperada, para render o retorno real de equilíbrio.

Se o poder de compra da moeda fosse sempre estável, as taxas de retorno nominal e real seriam sempre iguais. Lembre-se que de acordo com a teoria clássica, a taxa de retorno real é uma variável definida no equilíbrio no mercado financeiro, não sendo influenciada por valorizações ou desvalorizações no poder de compra da moeda.

O aumento da taxa de inflação esperada tem dois efeitos no mercado de títulos. O primeiro efeito é dado pela redução no retorno do investimento em títulos em relação ao investimento em ativos alternativos, conseqüentemente, a redução da taxa de retorno real reduz a demanda por títulos. O segundo efeito de aumento da taxa esperada de inflação é representado por uma redução do custo de captação de empréstimos o que causa um aumento na oferta de títulos.

Dessa forma, o aumento na taxa de inflação esperada diminui o poder de compra dos investidores e, conseqüentemente, esses tendem a requerer uma recompensa maior para aplicar seus recursos em um determinado título. Utilizando o operador de expectativas na equação (1.0) e deixando a inflação como variável dependente, encontramos relação de Fisher invertida *ex-ante* levando em conta o mercado de títulos:

$$E_t \pi_t = i_t - E_t \bar{i}_t \quad (1.1)$$

A equação (1.1) mostra que a inflação esperada para o período t é dada pela diferença entre a retorno nominal e o retorno real esperado ($E_t \bar{i}_t$) dos títulos. Sendo assim, a equação (1.1) representa os componentes de inflação esperada e uma relação negativa entre o retorno real esperado e a inflação esperada.

Após Fisher relacionar retorno nominal, i_t , observado no final do período t , com a taxa de retorno real esperado para o período t , \bar{i}_t , e a taxa de inflação esperada, π_t , Fama (1981) procurou relacionar a taxa de inflação esperada ao retorno real esperado, ao retorno nominal e

a inflação não esperada, esta representa a extensão de Fisher ou Abordagem de Fama. A taxa de inflação *ex-post* é dada pela taxa de inflação *ex-ante* em (1.1) mais um termo de erro de previsão, sendo assim:

$$\pi_{t+1} = E_t \pi_t + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

Substituindo (1.1) em (1.2), para encontrar que a taxa de inflação *ex-post* para o período $(t + 1)$ é igual ao retorno nominal menos o retorno real para o mesmo período (ambas *ex-ante*) mais o erro de previsão para inflação:

$$\pi_{t+1} = i_t - E_t \bar{i}_t + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

Estudos como Fama (1975), Patrick Hess e James Bicksler (1975), Charles Nelson e William G. Schwert(1977), e Kenneth Garbade e Paul Wachtel (1978) já encontraram variações na taxa de retorno real esperada e, os testes sugerem um modelo alternativo no qual se espera que os retornos reais se comportem como um passeio aleatório no período de 1953-71. Deixando a equação (1.3) na forma de uma equação a ser estimada, tem-se:

$$\pi_{t+1} = \alpha_t + \beta i_t + u_t \quad (1.4)$$

Esse modelo é coerente com as hipóteses implícitas em (1.3), onde o α_t é negativo e o β associado ao retorno nominal (i_t) é aproximadamente 1.

Admitindo que o retorno real *ex-ante* fica constante no período t e que as variações na inflação esperada variam de modo idêntico às variações nos retornos nominais de mercado, isto significa que os retornos reais esperados de um ativo e a taxa de inflação esperada variam independentemente. Ou seja, a equação (1.4) representa uma estimativa sobre o poder preditivo dos retornos nominais em relação à inflação esperada.

Outra análise proposta em seu artigo é a de formalizar a relação entre a inflação e as medidas corrente e futura da atividade econômica e sua importância na determinação do mercado acionário.

Coube a Fama (1981) a formulação teórica para o estudo da relação entre inflação e atividade real conectada pela combinação da teoria das expectativas racionais com a teoria quantitativa da moeda. Conforme a teoria das expectativas racionais, proposta por Lucas (1972) no início da década 70, os agentes econômicos tendem a antecipar as decisões de

política econômica, neutralizando-as antes mesmo de sua implementação. Portanto, um incremento esperado do estoque de moeda acima das expectativas de crescimento do produto, teria como resultado uma elevação da inflação na mesma magnitude. Sendo assim, a função de demanda por moeda é representada por:

$$\Delta \ln(m_t) = \Delta \ln(M_t) - \Delta \ln(P_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln(A_t) + \beta_2 \Delta \ln(i_t) + z_t \quad (1.5)$$

onde m_t e M_t , são as quantidades real e nominal de moeda, respectivamente; P_t é o nível de preços; A_t , é uma medida antecipada da atividade real; i_t , é o fator $(1 + \pi)$ do retorno nominal ou taxa de juros nominal; z_t é uma perturbação aleatória; Δ indica que as variáveis estão em diferença.

Assim, a especificação das variáveis endógenas e exógenas foi dada a partir da teoria quantitativa da moeda; a teoria das expectativas racionais é incorporada ao modelo a partir da suposição de que a demanda por moeda é voltada para o futuro, no que diz respeito a atividade real.

Postula-se que $\beta_2 < 0$, ou seja, a demanda por moeda no momento t é negativamente relacionada com a taxa de juros fixada em t , pois a taxa de juros representa o custo de oportunidade de reter moeda. Em outras palavras, a moeda não paga juros e os títulos pagam uma taxa de juros positiva, sendo assim, quanto maior a taxa de juros maior a demanda por títulos e, conseqüentemente, menor a demanda por moeda.

Por outro lado, a relação entre a medida antecipada da atividade real e a demanda por moeda é positiva ($\beta_1 > 0$), ou seja, é preciso aumentar a quantidade real de moeda exigida em t para acomodar o maior volume de negócios gerados por um maior nível de atividade real esperada para o futuro próximo.

Neste modelo, assume-se que a atividade real é determinada fora do setor monetário; que o nível de preços é a principal variável endógena e; que a moeda é exógena ou causada pelo nível de preços. Além disso, Fama (1981) afirma que a taxa de juros contemporânea é exógena em relação aos preços, no mesmo período. Sendo assim, com a atividade real, a quantidade nominal de moeda e a taxa de juros exógenas, a equação de demanda por moeda se torna um modelo para a inflação.

$$\Delta \ln(P_t) = -\beta_0 - \beta_1 \ln(A_t) - \beta_2 \Delta \ln(i_t) + \beta_3 \Delta \ln(M_t) + \eta_t \quad (1.6)$$

onde $\eta_t = -z_t$, $\beta_3 = 1.0$, e os outros parâmetros são esperados como em (1.5).

Dada a modelagem da demanda por moeda baseada na teoria quantitativa da moeda, tem-se que para valores constantes da taxa de juros e da atividade econômica, a demanda real por moeda não é afetada por mudanças nominais da moeda, sendo que, suas mudanças nessa última variável são acompanhadas por mudanças, na mesma proporção, no nível de preços (dado $\beta_3 = 1$ em (1.6)).

Da mesma forma, para valores constantes da quantidade nominal de moeda e da atividade real, a partir da relação negativa entre a demanda real por moeda e da taxa de juro ($\beta_2 < 0$ em (1.5)) implica uma relação positiva em (1.6) entre a taxa de inflação e a taxa de juros. Por fim, a teoria da demanda por moeda diz que uma queda na atividade real esperada reduz a demanda real por moeda, (\bar{M}_t e \bar{i}_t), é acompanhada pelo aumento no nível de preços. Em outras palavras, o controle de \bar{M}_t e \bar{i}_t representa uma relação positiva entre a demanda real por moeda e medidas antecipadas da atividade real ($\beta_1 > 0$ em (1.5)) o que implica em uma relação negativa entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento previsto da atividade real em (1.6).

Assim, uma das principais hipóteses do artigo de Fama (1981) é que a inflação é causada pela atividade real e que essa relação de causalidade é a chave para a relação entre os retornos das ações e a inflação. No modelo de inflação proposto em (1.6), a taxa de crescimento da oferta nominal de moeda e a taxa de crescimento da produção industrial e suas defasagens são incluídas como variáveis explicativas. A equação (1.6) foi estimada na base mensal, trimestral e anual e os resultados mais consistentes foram apresentados pelo modelo estimado na base anual, pois foi uma forma utilizada para corrigir os problemas sazonais apresentados pela oferta nominal de moeda e pela taxa de crescimento da produção industrial.

Ao estimar o modelo (1.6) foi possível mostrar a relação negativa entre a inflação e a atividade real atual e com a atividade futura e a relação positiva entre a taxa de crescimento da oferta nominal de moeda e a inflação.

Destaca-se que na equação (1.6) foram encontradas fortes relações entre inflação e produção industrial, e esta última é a principal variável no processo de despesas de capital. Trabalhos na literatura macroeconômica, por exemplo, Robert Mundell (1963), James Tobin (1965), Milton Friedman (1970), Robert Lucas (1972) e Robert Barro (1978) sugerem

relações de causalidade entre inflação e atividade real. Partem de hipóteses variantes da curva de Phillips, em que a inflação e produção apresentam uma relação positiva.

Os experimentos sugerem relação negativa entre a inflação e a atividade real, assim como, está previsto na teoria quantitativa da moeda. Aumento previsto na atividade real causa aumento na demanda por moeda que, empiricamente, não estão sendo satisfeitos pelo crescimento monetário nominal e, portanto, devem ser acolhidos pelos movimentos opostos na inflação.

Depois de explicitar a relação entre a atividade real e a inflação, Fama (1981), procurou investigar a relação do mercado acionário com o processo de formação dos investimentos. Essa investigação tem o propósito de identificar as variáveis potencialmente importantes na determinação dos retornos acionários em suas carteiras.

O estudo da relação entre os investimentos e a inflação parte do modelo de despesas de capital sintetizado por Jorgenson (1971). Segundo ele as despesas de capital captam o espírito acelerador flexível⁶, onde um aumento do nível geral da atividade real exerce pressão sobre o estoque de capital atual e, o fato de aumentar o retorno médio do estoque existente induz um aumento das despesas de capital.

2.1 Modelo Teórico

A volatilidade dos preços dos ativos é uma das principais responsáveis pelas flutuações macroeconômicas, tanto em países industrializados quanto em países em desenvolvimento. Em seu paper *Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?*, Bernanke e Gertler (2001) mostraram como deve ser a postura dos bancos centrais⁷ em momentos de grande volatilidade nos mercados financeiros. Os autores investigaram, especificamente, uma forma adequada dos bancos centrais, por meio dos instrumentos de política monetária, responderem aos movimentos dos preços dos ativos. Em um regime de metas de inflação⁸, o anúncio público de uma meta tem o intuito de fornecer uma âncora nominal para a política monetária, permitindo que o banco central tenha maior flexibilidade

⁶ Representa o mecanismo onde as imperfeições no mercado ajudam a propagar e amplificar os choques na economia.

⁷ A função básica do Banco Central e da política monetária é o cumprimento da meta estipulada pelo Conselho Monetário Nacional, e o instrumento utilizado para tal é essencialmente a taxa de juros, que, por meio de seus impactos sobre a demanda, influencia na inflação. Assim, quando a taxa de inflação situa-se acima da meta, o conselho eleva a taxa de juros, quando está abaixo, reduz a taxa de juros.

⁸ A partir de julho de 1999 o Banco Central brasileiro passou a adotar o sistema de Metas de Inflação como regra de política monetária, confirmando o compromisso do Banco Central com taxas de inflação estáveis e reduzidas.

para estabilizar o lado real da economia no curto prazo⁹. Dessa forma, as alterações nos preços dos ativos devem afetar a política monetária apenas na medida em que esses movimentos afetem a previsão de inflação do banco central. O *paper* sugere que quando a previsão de inflação não for comprometida pelos movimentos dos preços dos ativos não deve haver resposta adicional da política monetária às flutuações.

Já em uso por cerca de uma década, o regime de metas de inflação tem geralmente um bom desempenho na prática¹⁰. Contudo, esta abordagem não tem sido amplamente testada para situações de grandes oscilações nos preços dos ativos. Bernanke e Gertler (1999) utilizaram um modelo macroeconômico calibrado para estudar como uma política de metas de inflação (definida como uma política em que o banco central usa o instrumento da taxa de juros para responder às alterações na inflação esperada) deve enfrentar a volatilidade dos preços dos ativos. Os autores mostraram que uma política agressiva de meta de inflação estabiliza o produto e a inflação quando os preços dos ativos são voláteis, seja esta volatilidade proveniente de uma bolha¹¹ ou choques tecnológicos ou ambos.

O modelo utilizado em 2001 é essencialmente o mesmo de 1999, que por sua vez era um aprofundamento do quadro desenvolvido em Bernanke, Gertler e Gilchrist Simon (2000). Em síntese, o modelo novo keynesiano dinâmico desenvolvido por Bernanke, Gertler e Gilchrist (BGG) tem o intuito de capturar o efeito acelerador financeiro da economia. Este foi utilizado para simular o desempenho de regras de política monetária alternativas que levam em conta a presença de bolhas exógenas nos preços dos ativos. Neste modelo, o cenário econômico é composto por quatro agentes, sendo eles: os consumidores, os empresários, o governo e os bancos.

Os consumidores são agentes avessos ao risco, que têm vida infinita, consomem, trabalham e poupam. Sua poupança pode ser alocada na forma de ativos monetários e depósitos junto ao sistema financeiro. O empresário é neutro ao risco e tem vida finita, onde a cada instante as empresas têm uma probabilidade constante de sobrevivência. A cada período t , as firmas investem na aquisição de capital físico e contratam mão-de-obra para gerar produto no período seguinte, utilizando uma tecnologia de retornos constantes de escala.

⁹ Bernanke e Mishkin (1997) observam que, em geral, a adoção de metas inflacionárias é acompanhada por um aumento da independência de instrumentos do Banco Central.

¹⁰ De acordo com Mishkin e Schmidt-Hebbel (2001), os países que adotaram o regime de metas de inflação até o final de 1999 foram Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, República Checa, Finlândia, Israel, Coreia do Sul, Reino Unido, México, Nova Zelândia, Peru, Polônia, África do Sul, Espanha, Suécia e Tailândia.

¹¹ O termo bolha, para fins dessa pesquisa, será melhor definido adiante.

A aquisição de capital é financiada com o capital próprio da empresa e com empréstimos junto ao sistema financeiro.

A oferta de empréstimos é obtida a partir do contrato ótimo estabelecido entre a firma tomadora de empréstimos para aquisição de bens de capital e a instituição financeira credora, que atua apenas como intermediária (lucro zero) entre os poupadores (consumidores) e tomadores (firmas). O governo conduz as políticas fiscal e monetária. Uma das hipóteses do modelo é que os agentes conhecem o processo estatístico que gera as bolhas, embora não saibam antecipadamente sua magnitude ou duração. Além disso, o modelo acima assume a existência de fricções no mercado, isto é, mostra que os problemas de informação, incentivos e de execução afetam o mercado de crédito. A presença destas fricções dá origem a um acelerador financeiro que afeta a dinâmica da produção.

Em particular, no modelo BGG, a presença de fricções no mercado de crédito torna o financiamento externo à empresa mais caro que o financiamento interno. Este prêmio para o financiamento externo afeta o custo global de capital e, assim, as verdadeiras decisões de investimento das empresas. O prêmio sobre o financiamento externo depende inversamente das condições financeiras dos potenciais tomadores de empréstimos; por exemplo, uma empresa com um elevado endividamento interno tem de oferecer mais garantias aos credores. Deste modo, movimentos pro-cíclicos nas condições financeiras das empresas dos potenciais tomadores de empréstimos vai se traduzir em movimentos contrários no prêmio para financiamento externo, que, por sua vez, amplia as flutuações da produção, dos investimentos e do acelerador financeiro.

Um choque positivo na economia (avanço tecnológico) vai gerar efeitos diretos sobre a produção e emprego. No modelo, no entanto, existem também os efeitos indiretos do choque, decorrente do aumento de preços dos ativos. O aumento nos preços dos ativos melhora a situação dos balanços das firmas, reduzindo a necessidade de financiamento externo e estimulando os gastos com investimento. O aumento do investimento também pode levar a novos aumentos nos preços dos ativos e dos fluxos de caixa, induzindo efeitos adicionais sobre os gastos. Assim, o acelerador financeiro aumenta os efeitos do choque inicial sobre a economia.

O mecanismo do acelerador financeiro também apresenta importantes implicações para o funcionamento da política monetária. A existência de rigidez nominal dá ao banco central o controle sobre a taxa de juros real no curto prazo, sendo que, no modelo a taxa real

de juros afeta os balanços das firmas. O caso de uma redução na taxa de juros real melhora a condição financeira dos tomadores de empréstimo e reduz o prêmio de financiamento externo. A redução do prêmio representa um estímulo adicional para o investimento. Esse efeito mostra que a política monetária deve ser usada para responder a choques adversos, pois as crises financeiras estão associadas à deterioração dos balanços do setor privado e o acelerador financeiro vai explicar os efeitos quantitativos da política monetária.

Assim, apenas os fundamentos econômicos direcionam os preços dos ativos, de modo que, o acelerador financeiro amplifica os choques, como mudanças de produtividade ou despesas. A extensão do modelo BGG incorpora a possibilidade de fatores exógenos afetarem os preços dos ativos, que, por sua vez, vão afetar a economia real através desse acelerador financeiro.

A principal modificação do modelo, em relação aos modelos anteriormente desenvolvidos, é permitir que haja divergência entre os preços das ações e os seus valores intrínsecos¹² devido à presença de bolhas¹³. O termo bolha é usado para designar desvios temporários dos preços dos ativos dos seus valores fundamentais, devido, por exemplo, ondas de otimismo (ou pessimismo). O principal efeito de uma bolha é o de aumentar a procura agregada, o bem-estar dos consumidores e a melhoria dos balanços dos tomadores de empréstimos.

O valor intrínseco do capital é o valor presente de dividendos que se espera que o capital possa gerar. Formalmente, o valor intrínseco do capital depreciable no período t , Q_t , é definido como:

$$Q_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \left[\frac{(1-\delta)^i D_{t+1+i}}{\prod_{j=0}^i R_{t+1+j}^q} \right] = E_t \left\{ \frac{D_{t+1} + (1-\delta)Q_{t+1}}{R_{t+1}^q} \right\} \quad (1.7)$$

onde E_t indica a expectativa no período t ; δ é a taxa de depreciação de capital físico; D_{t+1} são os dividendos; R_{t+1}^q é o retorno do capital (crescimento estocástico da taxa de desconto em t para os dividendos recebidas no período $t+1$).

¹² O Valor Patrimonial da Ação (VPA) representa o valor contábil de cada ação, ou seja, seu valor intrínseco.

¹³ O modelo pioneiro de bolha foi o de Blanchard (1979) (veja também Blanchard; Watson, 1982). No modelo, as bolhas são provocadas por expectativas “auto-realizáveis”. Agentes com expectativas racionais de preço não cometem erros sistemáticos e, portanto, a relação positiva entre o preço corrente e sua variação futura esperada implica relação igualmente positiva entre o preço corrente e sua variação observada.

A principal hipótese desse modelo é que o preço de mercado deste capital, S_t , pode diferir do seu valor intrínseco, Q_t , sempre que existir uma bolha ($S_t - Q_t \neq 0$). A existência de uma bolha no período t é dada pela probabilidade p e a possibilidade de crescimento dessa bolha é dada por:

$$S_{t+1} - Q_{t+1} = \frac{a}{p} (S_t - Q_t) R_{t+1}^a \quad (1.8)$$

onde a representa a bolha racional¹⁴ descrita por Blanchard e Watson (1982), com $p < a < 1$. Se a bolha estourar, com probabilidade $(1 - p)$, então

$$S_{t+1} - Q_{t+1} = 0 \quad (1.9)$$

Quando $a/p > 1$ sugere estouro da bolha. Ao assumir que uma bolha estoura é de se esperar que ela não vá voltar a emergir. Estes pressupostos implicam que a parte esperada da bolha segue o processo:

$$E_t \left(\frac{S_{t+1} - Q_{t+1}}{R_{t+1}^a} \right) = a(S_t - Q_t) \quad (2.0)$$

Devido ao fato do parâmetro restrito ser inferior a unidade, o valor descontado da bolha converge para zero ao longo do tempo, com a taxa regida pelo valor de a . Ou seja, é de se esperar que a bolha não dure para sempre. Usando (1.8) e (2.0), é possível derivar uma expressão para a evolução do preço das ações:

$$S_t = E_t \{ [D_{t+1} + (1 - \delta)S_{t+1}] / R_{t+1}^s \} \quad (2.1)$$

onde o retorno sobre as ações, R_{t+1}^s , está relacionada com o retorno do valor fundamental do capital, R_{t+1}^q , por

$$R_{t+1}^s = R_{t+1}^q \left[b + (1 - b) \frac{Q_t}{S_t} \right] \quad (2.2)$$

e $b \equiv a(1 - \delta)$

¹⁴ De acordo com Nunes e Silva (2009), a bolha é racional porque não se deve a nenhum erro de apreçamento: ela é simplesmente um dos componentes do preço da ação.

A equação (2.2) mostra que, na presença de bolhas, o retorno esperado sobre as ações vai divergir de acordo com os retornos do valor intrínseco do capital. Se houver uma bolha positiva, $\frac{E_t r_t}{Q_t} > 1$, o retorno esperado sobre as ações será superior ao retorno fundamental, e vice-versa, se houver uma bolha negativa, $\frac{E_t r_t}{Q_t} < 1$. No entanto, se a bolha persiste, uma série de retornos supranormais serão observados, fornecendo uma descrição nítida das oscilações especulativas no mercado de ações.

A bolha afeta a atividade real de três maneiras: em primeiro lugar, há um efeito riqueza sobre o consumo. Segundo, porque a qualidade dos balanços das empresas depende mais dos valores de mercado dos seus ativos do que dos valores fundamentais; uma bolha nos preços dos ativos afeta a posição financeira das empresas e, assim, o prêmio para o financiamento externo à empresa.

Embora bolhas no mercado acionário afetem os balanços e, assim, o custo do capital, tem-se que continuar a assumir que as empresas devem fazer investimentos baseados em considerações fundamentais, como o valor presente líquido, e não sobre avaliações de capital, incluindo a bolha.

Dessa forma, a extensão do modelo BGG é utilizada para simular os efeitos de bolhas sobre os preços dos ativos e choques relacionados, tais como inovações. O objetivo é explorar as regras de política monetária que apresentem as melhores respostas a volatilidade no mercado de ações. Ao assumir que o Banco Central segue uma regra política voltada para o futuro, tem-se:

$$i_t = \bar{i}_t + \beta E_t \pi_{t+1} \quad (2.3)$$

onde i_t é a taxa de juros nominal controlada pelo banco central, \bar{i}_t é o valor *steady-state* do retorno real, e $E_t \pi_{t+1}$ é a taxa de inflação esperada para o próximo período.

Para o caso de $\beta > 1$ tem-se que o banco central reage a um aumento na inflação esperada através do aumento da taxa de juro nominal por mais do que um ponto percentual. Isso garante que a taxa de juros real aumenta em face da crescente inflação esperada, de modo que a política é a estabilização.

A regra política dada pela equação (2.3) difere da regra convencional de Taylor, pois neste modelo a política monetária irá responder as expectativas de inflação, em vez dos

valores passados de inflação. Clarida, Gali e Gertler (1998) mostram que a função de reação voltada para o futuro representa, empiricamente, o comportamento dos principais bancos centrais desde 1979.

Para testar o modelo, Bernanke e Gertler (1999, 2000) consideraram várias regras de política monetária, com o objetivo de simular o efeito das bolhas nos preços dos ativos e os choques relacionados às inovações da propagação do risco sobre a economia. A regra básica de política monetária que inclui as flutuações dos preços dos ativos é:

$$i_t = \bar{i}_t + \beta E_t \pi_{t+1} + \xi \log\left(\frac{s_{t-1}}{s_t}\right) \quad (2.4)$$

onde $\log\left(\frac{s_{t-1}}{s_t}\right)$ representa o *log* defasado do nível do preço do ativo em relação ao seu valor de *steady state*. Bernanke e Gertler (1999) simulam a resposta às bolhas com duas regras de política de inflação: (1) acomodatória e (2) metas flexíveis de inflação¹⁵, sendo que o parâmetro ξ foi calibrado no intervalo [0,1].

Os resultados encontrados para uma situação na qual havia uma bolha nos preços das ações e a política de inflação acomodatória foi que a bolha estimulou a demanda agregada, o que levou a economia a sobreaquecer; inflação e produção aumentaram consideravelmente. A subida dos preços estimula a produção e os gastos devido os efeitos descritos anteriormente sobre os balanços das firmas e através dos efeitos riqueza e consumo. Quando a bolha estoura, há uma correspondente queda no patrimônio líquido das empresas, e a conseqüente deterioração dos mercados de crédito traduz-se num forte aumento do prêmio pelo financiamento externo. O declínio na produção após a ruptura da bolha é maior do que a expansão inicial, embora o integrante da produção durante o episódio seja positivo. Na ausência de novos choques o nível de produção se estabiliza a um nível abaixo do nível inicial.

Os resultados mostram que, na regra acomodatória, responder às variações nos preços dos ativos pode produzir resultados desastrosos. Há a expectativa do público de que as taxas de juros se elevarão no rastro da bolha, reduzindo o componente fundamental do preço dos ativos, muito embora o preço global se eleve (inclusive o componente da bolha). A elevação nas taxas de juros e o declínio no valor fundamental mais do que compensam o efeito

¹⁵ Bernanke e Gertler (2000) definem um regime de metas de inflação flexíveis de acordo com três características: 1) comprometimento do banco central em alcançar um nível específico de inflação no longo prazo; 2) flexibilidade no curto prazo para perseguir outros objetivos, como estabilidade do produto; e 3) abertura e transparência das decisões de política monetária.

estimado da bolha, reduzindo a inflação e o produto. Esse efeito desestabilizador ocorre porque o banco central utiliza como meta um indicador impróprio.

Para uma situação em que o Banco Central responde as variações nos preços das ações, tem-se que reagir às variações nos preços dos ativos pouco altera a resposta dinâmica da economia, pois o componente ativo da regra monetária (que ajusta a taxa de juros real para compensar os movimentos na inflação esperada) neutraliza os efeitos negativos gerados pela resposta às mudanças nos preços dos ativos. O regime de metas de inflação, *per se*, conduziria automaticamente à estabilidade macroeconômica e a uma tendência de elevação nas taxas de juros, em caso de alta nos preços dos ativos, e a uma redução nas taxas de juros, em caso de queda nos preços dos ativos. Isto reduziria as chances de pânico financeiro. Com o comprometimento das autoridades monetárias em estabilizar a inflação esperada, não se torna necessário nem desejável que a política monetária responda às variações nos preços dos ativos, exceto se as mesmas contribuírem para pressões inflacionárias ou deflacionárias.

3. Metodologia

A abordagem empírica inicia-se pelas seguintes etapas: na primeira, aplica-se para cada série de tempo o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979), com o objetivo de identificar a estacionariedade (ou seja, presença ou não de raiz unitária). Na segunda etapa, pretende-se selecionar os períodos em que a volatilidade dos preços das ações pode afetar a previsão de inflação, a partir do teste de raiz unitária com quebra estrutural endógena de Zivot e Andrews (1992). O propósito é confirmar os testes de raiz unitária de Dickey Fuller Ampliado (ADF) e Perron-Ng (1996); e destacar o processo de quebra estrutural no contexto histórico da relação entre a política monetária e a volatilidade dos preços das ações.

A terceira seção tem o objetivo de testar as relações de causalidade, no sentido de Granger (Granger Causality), entre o mecanismo de transmissão de política monetária (taxa de juros) e as variáveis do mercado financeiro.

Na quarta etapa as séries de variância condicional do mercado de ações serão geradas através dos modelos da família GARCH que apresentarem a melhor estrutura para formalizá-las. Essa seção tem como premissa o modelo de Bernanke e Gertler (2001) que argumenta que o aumento na volatilidade do mercado financeiro afeta a situação financeira das firmas e suas decisões de investimento, assim como, a condução da política monetária.

Sendo assim, esses modelos serão utilizados para identificar os desvios dos preços dos ativos dos seus valores intrínsecos por meio da aglomeração e da influência da persistência na volatilidade dos retornos, através do cálculo da meia-vida. Onde a meia-vida mede o período de tempo necessário para que o efeito de um choque na volatilidade diminua até a metade.

Posteriormente, realiza-se a estimação da relação entre a política monetária e a volatilidade dos preços dos ativos através da abordagem GARCH multivariada. Nesta fase, ressalta-se que irá se realizar análise da relação entre os coeficientes da política monetária e do mercado de ações, conforme definido pelo teste de causalidade de Granger.

3.1 Modelo de Quebra Estrutural

Zivot e Andrews (1992) desenvolveram o teste estatístico de Perron (1989, 1993)¹⁶ de forma distinta, questionando a suposição de exogeneidade da quebra estrutural e a considerou como uma ocorrência endógena. No estudo, os autores testaram a hipótese nula de raiz unitária com mudança estrutural para algum ponto desconhecido no tempo, ou seja, o período da quebra é estimado e não fixado.

No teste de Zivot e Andrews utilizam-se as seguintes equações para testar a raiz unitária:

$$y_t = \mu + \theta DU_t(\hat{\lambda}) + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + v_t \quad (2.5)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^*(\hat{\lambda}) + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + v_t \quad (2.6)$$

$$y_t = \mu + \theta DU_t(\hat{\lambda}) + \beta t + \gamma DT_t^*(\hat{\lambda}) + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + v_t \quad (2.7)$$

em que $DU_t(\hat{\lambda}) = 1$ se $t > T\hat{\lambda}$, zero caso contrário; $DT_t^* = t - T\hat{\lambda}$ se $t > T\hat{\lambda}$, zero caso contrário. Colocou-se “chapéu” sobre o parâmetro de $\hat{\lambda}$ nas equações (2.5), (2.6) e (2.7), para enfatizar que eles correspondem aos valores estimados da quebra.

De acordo com Zivot e Andrews (1992), deve-se escolher no teste um ponto de quebra estrutural que forneça o menor resultado favorável à hipótese nula, isto é, $\hat{\lambda}$ é selecionado para minimizar a estatística unilateral *t-student*, ao testar $\alpha^i = 1$ (ou seja, presença de raiz unitária). Admitindo-se que $\hat{\lambda}_{inf}^i$ representa esse valor de minimização para um modelo i qualquer, tem-se por definição que: $t_{\hat{\lambda}}^i[\hat{\lambda}_{inf}^i] = \inf t_{\hat{\lambda}}^i(\lambda)$. Nesse contexto, a interpretação do teste de raiz unitária de Zivot e Andrews é feita da seguinte forma: rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária se: $\inf_{\hat{\lambda}} t_{\hat{\lambda}}^i(\lambda) < k_{inf,\alpha}^i$, sendo que $k_{inf,\alpha}^i$ representa o valor tabelado da estatística $\inf_{\hat{\lambda}} t_{\hat{\lambda}}^i(\lambda)$.

3.2 Teste de Causalidade de Granger

No estudo das relações entre variáveis econômicas, uma questão central refere-se à existência de uma relação causal, unidirecional ou bidirecional entre as mesmas. Existem na literatura empírica, diversos exemplos, em que duas variáveis apresentam evolução correlacionada, mas que não necessariamente exista uma relação causal entre as mesmas.

¹⁶ Nesse contexto, a literatura empírica sugere utilizar os seguintes testes de raiz unitária com quebra estrutural: Perron (1989, 1993) e Zivot e Andrews (1992). No primeiro teste considera-se a mudança estrutural como exógena, enquanto que no segundo admite-se essa quebra como endógena. De acordo com Perron (1989, 1993), uma quebra estrutural pode ser modelada em três formas distintas: i) uma mudança exógena no nível da função tendência; i) uma mudança em sua inclinação e c) uma alteração exógena de ambos.

Nesse sentido, um passo fundamental no estudo da análise de transmissão entre variáveis econômicas é buscar identificar esta relação de causalidade.

Nesta pesquisa, o teste de causalidade é utilizado para captar uma possível indicação do sentido da causalidade entre as séries dos mercados monetário e financeiro. O teste de causalidade de Granger consiste em testar se os valores defasados de uma variável têm efeitos sobre uma segunda. Dizer que a variável y_t não causa no sentido de Granger a variável z_t significa dizer que todos os coeficientes defasados de y_t na equação de z_t são nulos. Formalmente, o teste envolve estimar as seguintes equações:

$$y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j z_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$z_t = \sum_{i=1}^m \varphi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \tau_j z_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

onde, ε_{1t} e ε_{2t} são resíduos não correlacionados.

Para determinar a causalidade de Granger, basta aplicar o teste F padrão na restrição $(H_0: \alpha_1 = \dots = \alpha_i = \beta_1 = \dots = \beta_j = 0)$, onde α e β são os coeficientes de j na variável i . Caso a hipótese nula desse teste seja aceita, então j não causa no sentido de Granger i .

3.3 Modelos de Volatilidade

O modelo GARCH (General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) constitui uma tentativa de expressar uma forma mais parcimoniosa a dependência temporal da variância condicional. Um modelo GARCH(p,q) é definido por:

$$r_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t \quad (5.4)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i r_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (5.5)$$

em que ε_t são *i.i.d.*, com média zero, $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, p-1, \beta_j \geq 0, j = 1, \dots, q-1, \alpha_p > 0, \beta_q > 0$. Resulta também que ε_t é estacionário se e somente se $\sum_{i=1}^p (\alpha_i + \beta_i) < 1, z = \max(p, q)$. Onde, α é o coeficiente de reação da volatilidade; β é o coeficiente de persistência da volatilidade;

Para garantir um processo bem definido todos os parâmetros de ordem ilimitada AR devem ter a seguinte representação $h_t = \phi(L)r_t^2 = (1 - \beta(L))^{-1} \alpha(L)r_t^2$ e esses devem ser não negativos, onde se supõe que a raiz do polinômio $\beta(\lambda) - 1$ se encontra fora do círculo

unitário¹⁷. Para um modelo GARCH (1,1), esse processo deve garantir que tanto α quanto β , sejam não negativos.

Os modelos da família GARCH contemplam duas equações que são estimadas conjuntamente, uma que está relacionada à média condicional, e outra à variância condicional. Deve ser ressaltado que existe uma diferença na equação da média entre os modelos que não consideram a presença de h_t nesta (ARCH, GARCH, EGARCH e GJR), dos que consideram, como o ARCH-M e o GARCH-M.

De uma forma geral, os resíduos dos modelos, no primeiro caso, podem ser representados por:

$$\varepsilon_t = r_t - \beta\mu' \quad (5.6)$$

onde r_t são os retornos da ação e $\beta\mu'$ a sua média. Para o caso dos modelos com presença da variância na equação da média, a formulação (5.7) pode ser utilizada.

$$\varepsilon_t = r_t - \beta\mu' - \phi h_t \quad (5.7)$$

onde $\varepsilon_t/\psi_{t-1} \sim D(0, \sigma^2)$ e $D(\cdot)$ é uma função de distribuição paramétrica qualquer, que pode ser uma Normal, t-Student ou então uma GED (Generalized Error Distribution), ver Bollerslev (1987) e Nelson (1990c).

Uma característica interessante do modelo GARCH (p, q) refere-se à dependência da série temporal em r_t^2 . Rearranjando os termos da equação acima (5.5), é possível interpretar essa equação como um modelo ARMA para r_t^2 com os parâmetros auto-regressivos $\alpha(L) + \beta(L)$, parâmetros de médias móveis $-\beta(L)$, e serialmente não correlacionado na seqüência de inovação $\{r_t^2 - h_t\}$.

Após Bollerslev (1988), esta idéia pode ser usada na identificação das ordens p e q, embora na maioria das aplicações p = q = 1 se revelar suficiente. Grande parte da moderna teoria de finanças é expressa em termos de equações diferenciais estocásticas no tempo contínuo, enquanto praticamente todas as séries temporais financeiras são disponíveis apenas em intervalos de tempo discreto. Esta aparente discrepância entre os modelos ARCH e a teoria econômica subjacente é o foco de Nelson (1990b), que mostra que o modelo GARCH (1,1)¹⁸ de tempo discreto converge para um modelo difusão de tempo contínuo, quando o intervalo amostral fica arbitrariamente pequeno. No modelo GARCH (p, q) a variância só depende da magnitude e não o sinal de r_t^2 . Este modelo captura o chamado agrupamento de

¹⁷ Ver Nelson e Cao (1991) e Drost e Nijman (1991).

¹⁸ O modelo GARCH (1, 1) foi sugerido de forma independente por Taylor (1986).

volatilidade e, portanto, a dependência de curto prazo encontrada em muitos ativos especulativos. No entanto, este não capta os efeitos de choques assimétricos sobre a volatilidade dos ativos o chamado efeito alavancagem. Essa propriedade está em desacordo com o comportamento empírico dos preços no mercado acionário quando o efeito alavancagem está presente. Entre os modelos mais utilizados para avaliar a presença deste efeito, tem-se o EGARCH, GJR e TARCH. O primeiro modelo da classe ARCH capaz de levar em conta este efeito foi o modelo EGARCH (Exponential GARCH), introduzido por Nelson (1990c). No modelo EGARCH a variância (h_t) é uma função assimétrica do retorno passado, tal como definido pelo (5.4) e (5.5)

$$\ln(h_t^2) = w + \beta \ln(h_{t-1}^2) + \alpha \left(\frac{|r_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \gamma \left(\frac{r_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}^2}} \right) \quad (5.8)$$

onde γ representa o efeito alavancagem.

Ao contrário do modelo GARCH (p, q) em (5.5), o modelo EGARCH não apresenta restrições sobre os parâmetros α e β para garantir a não negatividade da variância condicional. Assim, a representação em (5.8) se assemelha a um modelo ARMA (p, q) irrestrito do $\ln(h_t^2)$. Se $\gamma < 0$, a variância tende a aumentar (queda) quando r_{t-1} é negativo (positivo) de acordo com as evidências empíricas para o retorno das ações. Assumindo que ε_t é normal *i.i.d.*, segue-se que r_t é estacionário em covariância desde que todas as raízes do polinômio autorregressivo $\beta(\lambda) = 1$ se encontrem fora do círculo unitário.

O modelo EGARCH está intimamente relacionado com a parametrização logarítmica discutida por Geweke (1986) e Pantula (1986) e do modelo ARCH multiplicativo sugerido por Milhoj (1987b, c),

$$\ln(h_t^2) = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \ln \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i (\ln \varepsilon_{t-i}^2 - \ln h_{t-i}^2) \quad (5.9)$$

Outras alternativas paramétricos para formulações ARCH foram consideradas na literatura, incluindo transformações de r_t^2 como um modelo ARCH não linear de Higgins e Bera (1989b) e Bera e Higgins (1991) e no modelo ARCH *threshold* em Zakoian (1990); ver também Engle e Bollerslev (1986).

O modelo GJR, introduzido por Glosten, Jagannathan e Runkle (1993), representa uma extensão do modelo EGARCH. O modelo GJR é escrito em sua forma generalizada como:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q (\alpha_i r_{t-i}^2 + \gamma_i S_{t-i}^- r_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (6.0)$$

em que S_{t-i}^- é uma variável *dummy* que assume o valor 1 quando r_t^2 é negativo e 0 quando r_t^2 é positivo. Neste modelo, se a estimativa de γ_i for estatisticamente igual a zero, tem-se que a resposta na volatilidade de choques passados, negativos ou positivos, é simétrica, não havendo evidências do efeito alavancagem.

De acordo com Bollerslev, Engle e Nelson (1994) o modelo GJR é definido quando $\gamma = 2$ e permite uma resposta quadrática da variância condicional em relação aos choques, com coeficientes distintos para choques positivos e negativos.

No modelo TARCh (Threshold ARCH), a variância é uma função linear por partes, permitindo assim que haja reações diferenciadas de volatilidade devido aos sinais diferentes e a magnitude dos choques. Este modelo busca captar o efeito alavancagem, onde choques positivos e negativos (risco de uma crise mundial, guerra, superprodução) causam impactos diferentes sobre a volatilidade.

No modelo TARCh a volatilidade assume a seguinte forma funcional:

$$h_t^\gamma = \alpha_0 + \alpha_1 g^{(\gamma)}(\varepsilon_{t-1}) + \beta_1 h_{t-1}^\gamma \quad (6.1)$$

em que

$$g^{(\gamma)}(\varepsilon_t) = \theta I_{\{\varepsilon_t > 0\}} |\varepsilon_t|^\gamma$$

Para $\gamma = 1$ tem-se o modelo de Zakoian (1990) e para $\gamma = 2$ o modelo de GJR (Glosten, Jagannathan and Runkle, 1993). Alternativamente, há a seguinte formalização da volatilidade no modelo TARCh:

$$h_t = w + \alpha r_{t-1}^2 + \gamma r_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta h_{t-1} \quad (6.2)$$

onde, α é o coeficiente de reação da volatilidade; β é o coeficiente de persistência da volatilidade; γ é o efeito da assimetria na volatilidade;

$$d_t = 1, \text{ se } r_t < 0 \text{ (más notícias)}$$

$$d_t = 0, \text{ se } r_t \geq 0 \text{ (boas notícias)}$$

Se $\gamma \neq 0$, há um impacto de informação assimétrica. Caso, $\gamma > 0$ más notícias têm impacto maior que boas notícias.

É importante salientar a importância do uso dos modelos de volatilidade na captação dos efeitos das bolhas especulativas¹⁹. As bolhas especulativas são responsáveis por gerar volatilidade no mercado financeiro e a modelagem dos efeitos dessa volatilidade se dá por meio dos modelos da família GARCH. Esses modelos além de captar reação, persistência e assimetria na volatilidade permitem quantificar a influência da persistência da volatilidade nos retornos acionários através do cálculo da meia-vida e é dado por $\tau = 1 - [\log 2 / \log \gamma]$, onde $\gamma = (\alpha + \beta)$.

3.4 Modelos GARCH multivariados

Os modelos discutidos nas seções anteriores são todos univariados. No entanto, muitas questões na precificação de ativos e decisões de alocação de portfólio só podem ser analisadas de forma significativa em um contexto multivariado. O desenvolvimento da modelagem GARCH multivariada teve início no fim dos anos oitenta e início dos noventa, e teve uma forte expansão na segunda metade da década de noventa.

Na classe dos modelos GARCH multivariados, os modelos VEC (cujo operador *vech(.)* empilha uma matriz triangular inferior como um vetor) vêm sendo amplamente empregados na análise dos co-movimentos na variância condicional de séries temporais. Assim, (r_t) vai representar um vetor do processo estocástico de ordem $N \times 1$. Então, qualquer processo que permita a representação

$$r_t = \varepsilon_t \sqrt{\Omega_t} \quad (6.3)$$

$$\varepsilon_t \text{ i.i.d.}, E(\varepsilon_t) = 0, \text{Var}(\varepsilon_t) = I \quad (6.4)$$

onde a matriz de variância e covariância (Ω_t) , de ordem $N \times N$, é definida positiva e mensurável em relação ao conjunto de informações no tempo $t - 1$, é referido como um modelo ARCH multivariado.

A definição geral multivariada em (6.3) e (6.4) abre uma grande variedade das representações possíveis, mas poucas parametrizações encontradas foram úteis. No modelo ARCH (q) multivariado em Kraft e Engle (1983), cada elemento da matriz de variância condicional (H_t) é uma função linear dos erros quadrados defasados, do produto cruzado dos erros e dos valores defasados dos elementos de H_t . Este modelo foi

¹⁹ A caracterização e identificação de bolhas especulativas no Ibovespa serão descritas no anexo A.

posteriormente generalizado para o GARCH (p, q) multivariado linear por Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988),

$$h_t = c + \sum_{i=1}^q A_i \eta_{t-i} + \sum_{i=1}^p G_i h_{t-i} \quad (6.5)$$

onde $h_t = \text{vech}(H_t)$ e $\eta_t = \text{vech}(s_{t-1} s_{t-1}')$, com $\text{vech}(\cdot)$ representando o operador que empilha a parte triangular inferior da matriz $N \times N$ como um vetor $(N(N+1)/2) \times 1$, A e G são matrizes quadradas de parâmetros de ordem $(N+1)N/2$, e c é um vetor de parâmetros $(N+1)N/2 \times 1$. Diversas propriedades deste modelo, incluindo as condições suficientes para garantir a que Ω_t é definida positiva, foram derivados de Baba, Engle, Kraft e Kroner (1991).

Segundo Maia (2008), o problema deste modelo é a grande quantidade de parâmetros necessários para sua estimação, o que dificulta a sua utilização em estimações com mais de dois ativos. Para tornar o modelo mais parcimonioso, a saída é utilizar um modelo VEC diagonal, onde se assume que as matrizes A e G são diagonais, e onde cada elemento de $h_{ij,t}$ depende apenas de suas próprias defasagens e dos valores de $\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}$.

A forma diagonal pode ser escrito como:

$$h_t = c + A(\varepsilon_t \varepsilon_t') + G h_{t-1} \quad (6.6)$$

onde h_t é positiva definida para todo t, contanto que C, A, G e a matriz de variância inicial h_0 seja positiva definida. Outra forma de representar o modelo é na forma matricial:

$$h_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{13,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{12} \\ c_{13} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & 0 \\ 0 & g_{22} & 0 \\ 0 & 0 & g_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

Para que o modelo VEC seja estacionário, é necessário que os autovalores de $|A + G| < 1$. A matriz de variância incondicional $E(H_t)$ é dada por $\text{vech}(\Sigma) = [I_{N^*} - A - G]_c^{-1}$, onde $N^* = N(N+1)/2$.

Motivados pela uniformização dos *clusters* da volatilidade em diferentes ativos, Diebold e Nerlove (1989) propuseram um modelo ARCH multivariado de fatores latentes. A identificação, no âmbito deste modelo é discutida em Sentana (1990), mas a presença de uma variável latente não observada na matriz de covariância dificulta a inclusão exata desse fator no modelo ARCH. Alternativamente, a representação ARCH de *K-fatores* é sugerida por Engle (1987),

$$\text{vech}(\Omega_t) = \rho + \sum_{k=1}^K \text{vech}(f_k f_k') \sigma_{ik}^2 \quad (6.7)$$

onde o f_k^i s representa vetores de ordem $N \times 1$ e $\sigma_{\tau_k}^2$ é a variância dos K -fatores.

No modelo GARCH (p, q) de K -fatores, a variância condicional $\sigma_{\tau_k}^2$ é dada pelas K combinações lineares independentes de r_t , que cada qual é obtida dos modelos GARCH (p, q) univariados, ou seja, $\sigma_{\tau_k}^2 = \omega_k + \alpha_k(L)(g_k^i r_t)^2 + \beta_k(L)\sigma_{\tau_k}^2$, onde $g_i^i g_j^j = g_i^i f_j^j = 0$ para $i \neq j$.

Um modelo que pode ser visto como uma versão restrita do modelo VEC é o Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK) definido em Engle e Kroner (1995). Esse tem a propriedade atrativa de que as matrizes de covariância condicional são definidas positivas. O modelo tem a forma,

$$H_t = CC' + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K A'_{kj} r_{t-j} r'_{t-j} A_{kj} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K B'_{kj} H_{t-j} B_{kj} \quad (6.8)$$

onde A_{kj} , B_{kj} e C são matrizes de parâmetros $N \times N$, e C é uma matriz triangular inferior. A decomposição do termo constante em um produto de duas matrizes triangulares é usado para garantir um valor positivo de H_t . O modelo BEKK é estacionário em covariância se, e somente se, o somatório dos autovalores de $|\sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K A_{kj} \otimes A_{kj} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K B_{kj} \otimes B_{kj}| < 1$, onde \otimes denota o produto Kronecker. Sempre que $K > 1$ surge o problema da identificação porque há várias parametrizações que produzem a mesma representação do modelo. Engle e Kroner (1995) vão apresentar as condições para eliminar a redundância.

Ao considerar o modelo de primeira ordem, tem-se:

$$H_t = CC' + A' r_{t-1} r'_{t-1} A + B' H_{t-1} B \quad (6.9)$$

Ajustando $B = AD$ onde D é uma matriz diagonal (6.9) torna-se,

$$H_t = CC' + A' r_{t-1} r'_{t-1} A + DE[A' r_{t-1} r'_{t-1} A | \mathcal{F}_{t-2}] D \quad (7.0)$$

A equação (7.0) modela as variâncias e covariâncias condicionais das combinações lineares do vetor dos retornos das ações ou dos portfólios. Kroner e Ng (1998) restringiram $B = \delta A$, onde $\delta > 0$ é um escalar.

Uma versão mais simplificada (6.9) em que A e B são matrizes diagonais. O modelo BEKK diagonal satisfaz a equação $B = AD$. Este modelo é uma versão restrita do modelo VEC diagonal tal que os parâmetros das equações da covariância (equações de $h_{ij\tau}$, $i \neq j$) são

produtos dos parâmetros das equações da variância (equações para h_{ijt}). A fim de obter um modelo mais geral (ou seja, para relaxar estas restrições sobre os coeficientes dos termos de covariância) tem-se que permitir $K > 1$. A versão mais limitada do modelo BEKK diagonal é um BEKK escalar com $A = aI$ e $B = bI$ onde a e b são escalares.

Cada um dos modelos BEKK implica em um único modelo VEC, que gera matrizes de covariância condicional definida positiva. Engle e Kroner (1995) fornecem condições suficientes para que os modelos, BEKK e VEC, sejam equivalentes. Eles também adicionam o teorema de representação que estabelece a equivalência de modelos VEC diagonal (que têm matrizes de covariância definida positiva) e em geral os modelos BEKK diagonal. Quando o número de parâmetros do modelo BEKK é inferior ao número correspondente no modelo VEC, a parametrização BEKK impõe restrições que torna o modelo diferente do modelo VEC. O aumento em K (6.8) elimina essas restrições e, portanto, aumenta a generalidade do modelo BEKK. Engle e Kroner (1995) apresentaram condições necessárias para que todas as restrições desnecessárias sejam eliminadas. No entanto, quando K aumenta indefinidamente surge o problema de identificação mencionado anteriormente.

3.5 Estratégia Empírica: Modelo Econométrico

A discussão desenvolvida por Bernanke e Gertler (1999) tem sido amplamente utilizada na literatura macroeconomia, essa vem sendo utilizada para representar a resposta adequada da política monetária ao mercado de ações a partir da reação endógena da política monetária aos choques no mercado de ações. Rigobon e Sack (2001) utilizaram a heterocedasticidade encontrada nas taxas de juros e nos retornos do mercado acionário para identificar a resposta adequada da política monetária aos choques no mercado acionário.

Nesta pesquisa, a estimação da relação existente entre as regras de política monetária e o mercado acionário será realizada a partir do modelo GARCH BEKK. A utilização do modelo BEKK está relacionada às suas configurações generalizadas, permitindo que as variâncias e as covariâncias condicionais dos índices de mercados se relacionem. Ao mesmo tempo, não requer a estimação de um grande número de parâmetros (KAROLYI, 1995).

A estimação do modelo utiliza o Método da Quase-máxima Verossimilhança sob a hipótese de erros gaussianos. Apesar de evidências de que os dados não sejam aproximadamente normais, Jeantheau (1998) provou a consistência forte dos estimadores de

quase-máxima verossimilhança para modelos GARCH multivariados, o que justifica o procedimento adotado. Para realizar a estimação do modelo GARCH é necessário testar suposições em relação à especificação da variância das séries. Com isso, a equação da variância da Selic se torna:

$$h_{11} = c_{11} + A_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2 + A_{12}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + A_{13}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + A_{21}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} + A_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + A_{23}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + A_{31}\varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{1,t-1} + A_{32}\varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + A_{33}\varepsilon_{3,t-1}^2 + B_{11}h_{11,t-1} + B_{12}h_{12,t-1} + B_{13}h_{13,t-1} + B_{21}h_{21,t-1} + B_{22}h_{22,t-1} + B_{23}h_{23,t-1} + B_{31}h_{31,t-1} + B_{32}h_{32,t-1} + B_{33}h_{33,t-1} \quad (7.1)$$

onde, h_{11} representa a variância condicional da taxa de juros; h_{22} representa a variância condicional do mercado de ações; h_{12} é a covariância condicional entre a volatilidade da taxa de juros e do mercado de ações; h_{13} é a covariância condicional entre a volatilidade da taxa de juros e a volatilidade do IPC-S; h_{23} é a covariância condicional entre a volatilidade do mercado acionário e a volatilidade do IPC-S; Os parâmetros A(1,1), A(2,2) e A(3,3) representam as inovações nas séries da taxa Selic, Ibovespa e IPC-S, respectivamente.

A intuição da equação é dada por: a variância condicional da taxa de juros (h_{11}) é afetada por choques na própria taxa de juros, na volatilidade do mercado financeiro, na inflação e por choques comuns às três variáveis.

3.6 Base de Dados

A base de dados utilizada na pesquisa é composta por observações semanais do Índice de Preços ao Consumidor (IPC-S), da taxa de juros Selic e do Índice Bovespa – compreendendo o período de janeiro de 2003 a outubro de 2009. É importante salientar que o período foi escolhido com base na disponibilidade dos dados do IPC-S e que a taxa Selic e o Ibovespa só apresentam periodicidade diária, mensal ou trimestral, sendo assim, optou-se por transformá-los em dados semanais tirando uma média geométrica dos mesmos. Os modelos serão estimados a partir das seguintes variáveis:

- Índice de preços ao consumidor semanal (IPC-S), expresso em (%). O IPC-S²⁰ apesar de ser semanal, a apuração das taxas de variação leva em conta a média dos preços coletados nas quatro últimas semanas até a data de fechamento. Essa é uma variável

²⁰ A série do IPC-S será utilizada devido à necessidade de uma quantidade significativa de observações para a estimação do modelo BEKK e por esse índice apresentar periodicidade suficiente para a estimação.

importante por detectar com agilidade mudanças de curso na trajetória dos preços.
Acesso em: www.fgv.br;

- Índice Bovespa (Ibovespa), expresso em pontos. É o índice que acompanha a evolução média das cotações das ações negociadas na Bovespa - Bolsa de Valores de São Paulo. É o valor atual, em moeda corrente, de uma carteira teórica de ações, constituída em 1968 a partir de uma aplicação hipotética. Esse índice foi utilizado como *proxy* do preço médio das ações. Acesso em: www.bcb.gov.br;
- Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic), expresso em (%). A taxa de juros, Selic, é a média de remuneração dos títulos federais negociados com os bancos, é usada em operações entre bancos e influencia os juros de toda a economia.

4. Resultados e discussões

É esperado que a volatilidade no mercado financeiro seja preocupante apenas se estiver associada a bolhas, que possam estar relacionadas aos desvios temporários dos preços dos ativos dos seus valores fundamentais. Dessa forma, torna-se importante investigar se existe alguma relação entre a política monetária e os preços de ativos na economia brasileira. Na medida em que a volatilidade do mercado financeiro pode afetar produto e, conseqüentemente, inflação, essa questão também pode ser aplicada a qualquer economia, sobretudo à economia brasileira.

Um argumento que explica esta relação entre as regras de política monetária e o mercado financeiro é que aumentos nos preços dos ativos, devido a bolhas, podem gerar crescimento excessivo em investimento e consumo, os quais diminuiriam assim que houvesse a reversão da bolha. Japão e Reino Unido são exemplos de países que registraram taxas de inflação estáveis nos últimos anos, mas que se depararam com uma rápida apreciação de ativos, acompanhada de um aumento significativo dos preços ao consumidor. A conseqüência visível foi a contração da política monetária e queda nos preços dos ativos, gerando recessão.

Admitindo-se que quando os preços de ativos declinam, os balanços patrimoniais são afetados, gerando queda no fluxo de crédito e queda na demanda agregada por inibir investimentos. As quedas de vendas e emprego geram contínua queda nos gastos e assim sucessivamente. Sendo assim, a possibilidade dessa volatilidade registrada nos preços de ativos desestabilizar a economia tem preocupado gestores de política monetária.

A volatilidade no mercado financeiro, suas conseqüências na economia e a reação da política monetária, materializada pelos níveis de percepção de risco, poderão ser analisadas a partir de gráficos, que expressam a evolução dos principais indicadores econômicos brasileiros no período de 2003 a 2009.

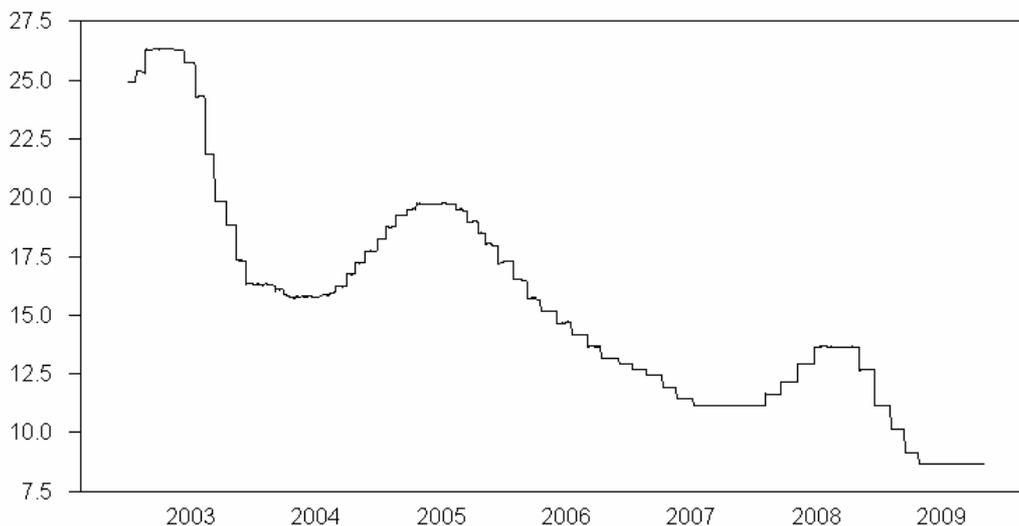


Gráfico 02: Taxa de juros (Selic acumulada na semana) no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009.

O Gráfico 01 mostra o comportamento da taxa Selic semanal, em termos nominais, para o período de 2003 a 2009. No ano de 2003 o nível dos juros básicos praticados no Brasil atingiu média de 25% a.a. movido por um período de instabilidade política no ano de 2002. Depois de atingir o controle inflacionário, tendo baixado as taxas de inflação para 8% ao ano em dezembro de 2003, a Autoridade Monetária brasileira estabeleceu uma meta inflacionária e vem utilizando o controle sobre as taxas de juros para manter a inflação dentro do intervalo da meta estabelecida. Desde então, a taxa de juros Selic oscilou entre 15% e 20% a.a., até o ano de 2008. Por fim, é importante destacar o ano de 2009 no qual a taxa de juros Selic se retraiu para 8,65%.

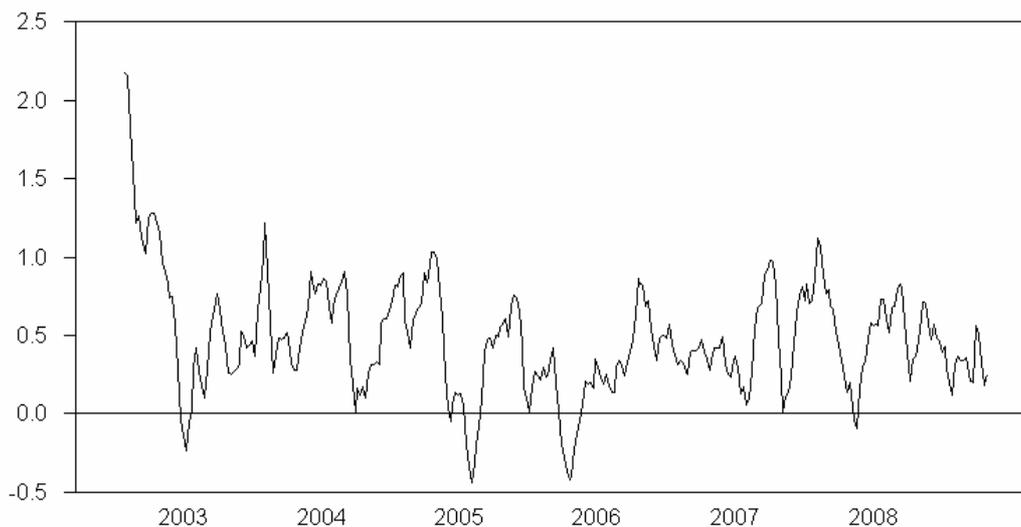


Gráfico 03: Inflação (IPC-S) no Brasil de janeiro de 2003 a outubro de 2009

A partir dos efeitos da crise de 2003, sobretudo em relação à elevação da taxa de juros, foi observado um impulso inflacionário neste ano. A taxa média de inflação ficou com média mensal de 9,30%, seu nível mais alto desde a implantação do Plano Real.

Segundo Padilha e Oreiro (2007), em 2004 a inflação medida pelo IPCA terminou próxima ao teto da meta em 7,50% e o PIB cresceu 4,96%. No ano seguinte, a meta de inflação ficou dentro do intervalo de esperado (ver Tabela 02), fechando o ano em 5,70%. O ano de 2006 começou com o alinhamento das expectativas da inflação em relação à meta conforme observado no último relatório de inflação de 2005, permitindo uma flexibilização da política monetária em um ritmo maior do que vinha ocorrendo desde setembro de 2005. A inflação terminou o ano de 2006 em 3,14%, portanto abaixo da meta oficial (embora dentro da banda), refletindo a demora em flexibilizar a política monetária, no sentido de que as expectativas de inflação para o ano seguinte não apresentavam riscos inflacionários futuros.

A preservação da política monetária voltada para estabilização garantiu a queda das taxas de inflação ao longo do período analisado. As metas estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional para o período analisado serão descritas na Tabela 02.

Tabela 02

Metas de Inflação

Ano da Publicação da Resolução do	Ano de Referência	Centro da Meta – IPCA (Em %)	Intervalo de Tolerância (Em %)	Inflação Efetivamente Observada

CMN				(Em %)
2001	2003	8.50	+/- 2,0 p.p.	9.30%
2002	2004	5.50	+/- 2,5 p.p.	7.50%
2003	2005	4.50	+/- 2,5 p.p.	5.70%
2004	2006	4.50	+/- 2,0 p.p.	3.14%
2005	2007	4.50	+/- 2,0 p.p.	4.20%
2006	2008	4.50	+/- 2,0 p.p.	

Fonte: Banco Central do Brasil.

Ao longo do período analisado foram cumpridas as metas, dentro do intervalo de tolerância, com uma tendência de queda. Sendo assim, a discussão passou a ser voltada para outros fatores que podem afetar a inflação brasileira. Um desses fatores é o comportamento do mercado de capitais em momentos de grande volatilidade.

O mercado de capitais é, particularmente nos países desenvolvidos, um importante mecanismo de financiamento das empresas. Nos últimos anos o mercado de capitais brasileiro vem adquirindo mais relevância e alguns dos fatores que vêm contribuindo para esse movimento podem ser destacados como: mudanças de natureza regulatória, revolução nas telecomunicações, o aumento da liquidez global, a redução das margens de risco (*spread*) e a busca de ativos mais rentáveis pelos investidores. Entre 2005 e 2007, o Brasil viu seu mercado de capitais registrar os maiores valores de emissões primárias, ou seja, uma nova forma de captação de recursos que ainda não havia sido experimentado no país.

De acordo com a Comissão de Valores Mobiliários (CVM), apenas em 2007 foram lançados R\$ 131,3 bilhões em títulos privados de renda fixa e variável, um crescimento real de 10% em relação ao ano anterior. Em 2005, o crescimento esteve centrado em debêntures e, em menor escala, nos Fundos de Investimento em Direitos Creditórios (FIDC).



Gráfico 03: Evolução semanal da série de pontos do Ibovespa

Percebe-se que cada vez mais as empresas vêm fazendo uso do lançamento de ações como forma de obter financiamento de longo prazo. Nesse sentido, o número de registros de oferta primária de ações aumentou em quase 700%, passando de 6 no ano de 2000 para 46 nos primeiros nove meses de 2007. O valor dessas emissões, por sua vez, passou de R\$ 1,4 bilhão para R\$ 23,9 bilhões no mesmo período.

Sendo o objeto do trabalho a volatilidade no mercado de capitais, observa-se no gráfico da série dos retornos (ver gráfico 04), o evidente aumento da volatilidade no Ibovespa no início de 2008. Em especial, a volatilidade aumentou consideravelmente a partir de maio de 2008, quando houve os primeiros reflexos da crise mundial na economia brasileira.

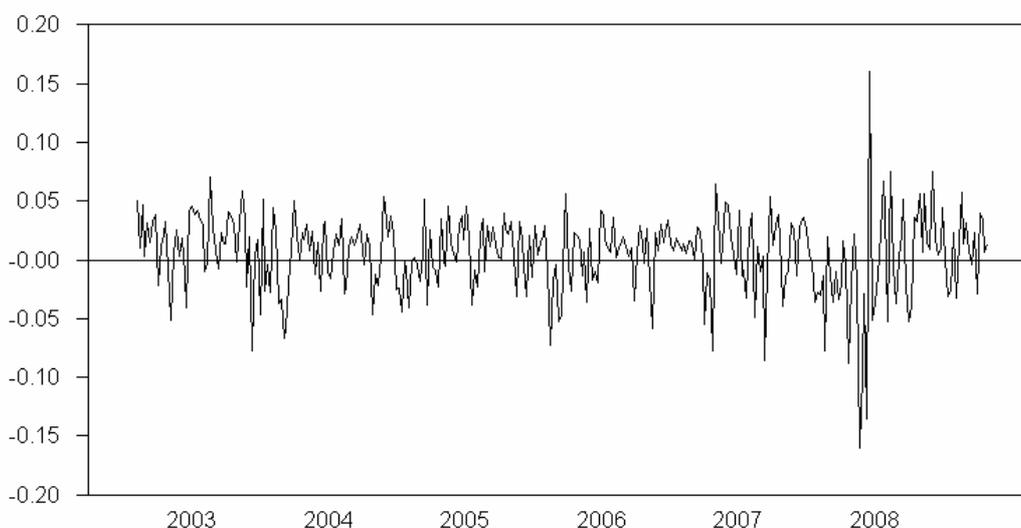


Gráfico 04: Evolução da taxa de retorno semanal do Ibovespa.

A correspondência entre os períodos de alta volatilidade e os aumentos na taxa de juros foi observado, essencialmente após a deflagração da crise mundial no ano de 2008. A ameaça de inflação no segundo semestre desse ano, assim como a crise financeira, tiveram forte impacto na taxa de juros brasileira, esses fatos contribuíram para o crescimento de 22,18%²¹ na taxa Selic no período de março a outubro de 2008. Os picos de volatilidade mais expressivos refletem os efeitos dos mesmos eventos que afetavam a inflação e a taxa de juros (vide gráfico 01).

Assim como no Brasil, Bancos da Inglaterra, Austrália e Nova Zelândia aumentaram ou mantiveram altas suas taxas de juros nos últimos anos mais do que seria justificado pela inflação, devido a preocupações no mercado acionário (White, 2006). De acordo com a reportagem publicada pela *The Economist* em janeiro de 2006, o presidente do Banco Central Europeu afirmou que existem determinadas situações em que é necessário apertar a política monetária para evitar que bolhas relacionadas a preços de ativos estourem, mesmo na presença de inflação baixa.

4.1 Testes estatísticos preliminares

Nesta pesquisa serão aplicados os testes ADF (Augmented Dickey-Fuller) e Perron-Ng (1996) com o propósito de detectar a presença de raiz unitária. A justificativa para se aplicar dois testes para identificar a presença de raiz unitária é que há sérias distorções no poder do teste ADF com relação ao tamanho da amostra, o que faz com que a hipótese de raiz unitária seja rejeitada um número excessivo de vezes. A hipótese nula dos testes é que as séries são não-estacionárias, por sua vez, a hipótese alternativa representa séries que apresentam caráter transitório na presença de choques exógenos.

Tabela 03

Testes ADF e Perron-Ng (1996) para a taxa Selic, IPC-S e Ibovespa

Séries	$I(d)$	k	$ADF(\tau)$	MZ_{α}	MZ_t	MSB	Critério de seleção	
							AIC	SBC
Ibovespa	<i>(Nível)</i>	1	-1.85	-6.63	-1.82	0.27	17.27	17.32
	<i>(1ª Dif.)</i>	0	-15.33	-156.7	-8.84	0.06	17.28	17.31

²¹ Este cálculo foi realizado com base na taxa de juros Selic acumulada no mês anualizada, disponível no Banco Central do Brasil.

Selic	(Nível)	13	-4.64	-69.75	-5.90	0.08	-11.80	-11.60
	(1ª Dif.)	-	-	-	-	-	-	-
IPC – S	(Nível)	8	-5.46	-3.07	-1.20	0.39	-1.59	-1.47
	(1ª Dif.)	9	-7.65	-17.59	-2.96	0.17	-1.58	-1.43

Fonte: Elaboração própria. Nota: $I(d)$ = número de diferenças do modelo; k = número de defasagens dos testes ADF e Perron-Ng (1996), escolhidos pelos critérios AIC e SBC. Os valores críticos das estatísticas dos testes ADF, MZ_a , MZ_t e MSB são, respectivamente, -3.14, -17.30, -2.91, 0.17. Período de análise 2003 – 2009.

Os resultados das estatísticas do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) estão descritos na Tabela 03, que indicam que a série do Ibovespa é não estacionária, de acordo com o nível de significância estatística de 5%, ou seja, a série é integrada de ordem $I(1)$. O teste ADF rejeitou a hipótese de raiz unitária nas séries das taxas Selic e IPC-S, o que indica que essas apresentam caráter transitório em relação a choques exógenos.

O teste proposto por Perron-Ng (1996) foi aplicado nas séries acima com o intuito de confirmar o teste ADF, onde esse teste é robusto para analisar raízes negativas elevadas do componente de média móvel. A hipótese de uma raiz unitária é aceita, em nível, para as séries do Ibovespa e do IPC-S, independentemente da escolha de k e da utilização do logaritmo do quadrado das séries, e é rejeitada para taxa Selic (nível) e para as séries em diferença, estando em concordância com o teste ADF.

Muitas variáveis econômicas passam por períodos em que o comportamento das séries parece mudar de forma acentuada. Tais mudanças ocorrem sempre que se acompanha uma série macroeconômica ou série financeira durante um período suficientemente longo. Tais mudanças aparentes nas séries temporais podem resultar de acontecimentos como conflitos, crises financeiras ou ainda mudanças significativas nas políticas governamentais.

De acordo com Cavalcante (2007), existem dois fatos estilizados que os modelos convencionais de volatilidade (notadamente os modelos GARCH) têm dificuldades de explicar são: (1) o fato de que a variância condicional pode aumentar substancialmente em um período relativamente curto de tempo após a ocorrência de um período turbulento; e (2) que a taxa de reversão à média (*rate of mean-reversion*) no mercado de capitais parece variar positivamente e de forma não-linear com o nível da volatilidade. Lamoreux e Lastrapes (1990) foram os primeiros a observar que a existência de rupturas ou quebras estruturais poderia responder pela alta persistência e a longa memória na volatilidade estimada.

Na tabela 04 serão apresentados os resultados do teste de quebra estrutural de Zivot-Andrews para as séries investigadas.

Tabela 04

Teste de Quebra Estrutural de Zivot-Andrews (1992) para a taxa Selic, IPC-S e Ibovespa

Séries	$I(d)$	k	Estatística Zivot-Andrews (τ)	Quebra
Ibovespa	(1)	3	-3.54	01:2008
Selic	(1)	3	-1.39	02:2008
IPC – S	(1)	3	-4.46	04:2008

Fonte: Elaboração Própria. Nota: $I(d)$ = número de diferenças do modelo; k = número de defasagens. $\tau = -4.80$ significativo ao nível de 5% e $\tau = -5.34$ significativo ao nível de 1%. Período de análise 2003 – 2009.

A importância desta análise é crucial para a investigação da relação entre a volatilidade do mercado acionário e das regras de política monetária, porque dela dependem a determinação do momento de quebra da volatilidade do mercado acionário, indicando momentos de grande variabilidade nesse. A partir da identificação do momento da quebra estrutural é possível estimar a postura das regras de política monetária em momentos diferenciados. Os resultados mostraram que as séries, tanto do mercado monetário quanto do mercado acionário, aceitam a hipótese de haver mudanças de comportamento permanente nas séries.

A Tabela 05 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger para o instrumento de política monetária e o mercado financeiro. Sendo assim, o fator de causalidade sugere a relação de causa e efeito entre a Selic e o Ibovespa.

Tabela 05

Testes de Causalidade de Granger para a taxa Selic e o Ibovespa

Série	Série	Estatística F	Nível de Significância
Ibovespa*	Selic	1.37	0.57
Selic*	Ibovespa	2.34	0.02
Ibovespa**	Selic	0.21	0.81
Selic**	Ibovespa	2.47	0.08
Ibovespa***	Selic	1.75	0.18

Selic***

Ibovespa

0.36

0.70

Fonte: Elaboração própria. Nota: A hipótese nula do teste de causalidade de Granger é que o vetor x_t não cause, no referido sentido, o vetor y_t , ou seja, a variável da segunda coluna não cause a variável da primeira coluna. O teste apresenta distribuição $\chi^2(2)$. * Período completo de análise (sem quebra); ** Período que antecede a quebra estrutural (2003 - 2008); ***Período que sucede a quebra estrutural (2008 - 2009); É importante salientar que os dados definem-se por $r_t = \ln p_t - \ln p_{t-1}$.

Da análise da direção de causalidade entre os preços das ações e a taxa de juros, mostra-se evidência de que a evolução dos preços das ações poderá exercer influência nas regras de política monetária.

Os resultados apresentados na Tabela 05 mostraram que há causalidade unidirecional do Índice Bovespa em relação à Selic no período de maior volatilidade no mercado acionário (2003 - 2008), indicando que os retornos no mercado de ações brasileiros sugerem as decisões de política monetária nesse período, em contrapartida, o período de baixa volatilidade (2008 – 2009) não apresentou relação de causalidade entre os mercados. Cabe ressaltar que o resultado da causalidade para a amostra completa não é relevante, já que as séries apresentaram mudança estrutural no período entre 2003 e 2009, e acredita-se que os parâmetros do sistema tenham mudado.

A partir da comparação do período compreendido entre março e outubro de 2008 (ver gráficos 01 e 04) é possível notar que a taxa Selic foi sensível a volatilidade do Ibovespa nesse período. Esses resultados reafirmam a hipótese de Clarida, Galí e Gertler (1998 e 2000) e Bernanke e Gertler (2000) de que os bancos centrais estão considerando a estabilidade de preços e financeira como complementares, ambas relevantes para atingir o objetivo comum à política monetária em momentos de grande volatilidade no mercado financeiro.

4.2 Modelos GARCH Univariados

Levando em consideração que existe relação entre o mercado acionário e a política monetária, no período de 2003 a 2009, as estimativas das correlações condicionais entre os choques no mercado acionário e as regras de política monetária buscam descrever o comportamento adequado da política monetária em momentos de grande volatilidade no mercado acionário.

Nesta seção estão apresentadas²² as diferentes formas de modelagem da volatilidade do Ibovespa e da taxa Selic²³. Estas são séries voláteis e, constantemente, sofrem a influência de variáveis exógenas (crises) que não estão ligados diretamente a sua estrutura, mas que influenciam sua volatilidade.

A determinação desta volatilidade será realizada com base no conhecimento da variância passada (processo determinístico)²⁴. Pois estes modelos apresentam formulações que captam diferentes efeitos observados em séries financeiras, tais como a aglomeração da variância, o efeito “*leverage*” e a persistência na volatilidade.

As características de séries financeiras, a assimetria no padrão da variância dos retornos e a persistência dos choques, serão captadas a partir dos modelos EGARCH (*Exponential GARCH*) e TARCH (*Threshold ARCH*). Para identificar os choques positivos e negativos que possam gerar impactos diferenciados (onde impactos negativos têm efeito maior que choques positivos) a melhor estrutura utilizada é o modelo TARCH.

Inicialmente, testes de normalidade e presença de resíduos ARCH das variáveis foram realizados para orientar a especificação dos modelos.

Tabela 06
Resultados Preliminares

Séries	Estatística	Significância
<i>Teste de Jarque-Bera para Normalidade*</i>		
Ibovespa	240.36	0.00
Selic	3693.66	0.00
IPC-S	2.97	0.22
<i>Teste de ARCH-LM (10)**</i>		
Ibovespa	81.488	0.00
Selic	15.54	0.00
IPC-S	9.056	0.00

Fonte: Elaboração própria. * A hipótese nula do teste de Jarque-Bera é que as séries apresentam distribuição normal; ** O teste de ARCH-LM assume como hipótese nula a ausência do efeito ARCH.

²² Os modelos aqui utilizados serão selecionados por meio dos critérios de comparação estatísticos dentro da amostra, tais como o de Akaike e Schwarz.

²³ Os modelos utilizados por Engle (2002) para mensurar correlação condicional são: (i) BEKK diagonal, (ii) BEKK escalar, (iii) DCC Mean Reverting, (iv) DCC Integrated Process, (v) DCC IMA com estimação dos parâmetros via ARMA. Esta pesquisa irá se concentrar no modelo (i) por razões discutidas mais adiante.

²⁴ Os modelos GARCH, EGARCH, GJR, TARCH são estimados a partir da variância passada.

A Tabela 07 sintetiza os resultados das estimações do modelo TARCH para adequação do modelo aos dados. A justificativa para ampliação do uso destes modelos é que os modelos GARCH não são flexíveis o suficiente para capturar algumas propriedades encontradas em séries financeiras, tais como bolhas no mercado acionário e impacto diferenciado de choques positivos e negativos, de mesma magnitude, no retorno corrente dos ativos sobre a volatilidade de retornos futuros (efeito assimetria). A partir da Tabela 07 é possível demonstrar que a melhor estrutura para formalizar a variância condicional das séries investigadas é dada pelo modelo TARCH, com exceção da taxa Selic (pós-quebra estrutural), pois essa não apresentou efeito alavancagem significativo e a melhor estrutura de formalização dessa série foi o modelo GARCH²⁵.

Tabela 07

Equações da Variância obtidas a partir dos modelos GARCH e TARCH

Série	c	α_1	α_2	β_1	γ	$(\alpha + \beta)$	Meia-vida
Ibovespa[*]_{TARCH}	0.00	-0.11	-	0.76	0.38	0.65	2.60
Selic[*]_{TARCH}	0.00	-0.04	-	0.81	0.15	0.77	3.60
Ibovespa^{**}_{TARCH}	0.00	-0.15	-	0.68	0.33	0.53	2.00
Selic^{**}_{TARCH}	0.00	-0.03	-	0.79	0.19	0.76	3.50
Ibovespa^{***}_{TARCH}	0.00	-0.14	-	0.77	0.42	0.63	2.50
Selic^{***}_{GARCH}	0.00	0.09	-0.09	0.66	-	0.66	2.70

Fonte: Elaboração própria. * Período completo de análise (sem quebra); ** Período que antecede a quebra estrutural (2003 - 2008); ***Período que sucede a quebra estrutural (2008 - 2009); Os parâmetros foram todos significativos ao nível de 5%.

Em síntese, para avaliar se os efeitos dos choques sobre a volatilidade das séries foi aplicada a análise da persistência. A persistência representa as manifestações do agrupamento da volatilidade. Em outras palavras, representa o período de tempo que os efeitos de choques sofridos na variância das séries irão levar para se dissipar. Como descrito na Tabela 07, a persistência do impacto resultante de choques na variância é dada pelo somatório dos parâmetros α e β dos modelos GARCH e TARCH. Quanto mais próxima essa soma ficar de 1

²⁵ Os procedimentos utilizados para a seleção dos modelos de variância condicional heterocedástica mais adequado para cada série foram os critérios de informação Akaike (AIC) e Bayesiano, também conhecido como o critério de informação de Schwarz (SBC).

maior será o efeito daquela informação (choque) no decorrer do tempo, levando mais dias para se dissipar.

Verificou-se na Tabela 07 que o coeficiente de persistência da série do Ibovespa foi de 0.53 e 0.63 no período que antecede e sucede a quebra estrutural, respectivamente. Percebe-se que a persistência na taxa Selic (ver Tabela 07) é maior que a persistência do Ibovespa em ambos os períodos, indicando que essa série pode estar reagindo a volatilidade do mercado acionário e a fatores exógenos, tais como inflação. O fato de não levar em consideração a quebra estrutural das séries torna maior a persistência dos choques nas séries²⁶.

O valor do coeficiente de persistência da volatilidade das séries está abaixo de 1, confirmando que os choques da volatilidade serão rapidamente dissipados nos retornos das séries do Ibovespa e da Selic, independente do período; e, assim, menor será o tempo para que haja o processo de reversão à média para a variância.

A partir do cálculo da persistência foi possível quantificar o grau de influência da persistência da volatilidade nos retornos das séries através do cálculo da meia-vida, ou seja, é possível mensurar o período de tempo necessário para que o efeito de um choque na volatilidade diminua até a metade. A persistência se estendeu para os choques na variância das séries do Ibovespa com coeficiente 0.53 e 0.63 e meia-vida de 2 meses, 2 meses e meio, respectivamente. Enquanto que para a Selic, o tempo necessário para que o efeito de um choque na volatilidade diminua até a metade foi de 3 meses e meio, no período (2003 - 2008), e de 2 meses e 21 dias no período de (2008 - 2009). Sendo assim, os choques na taxa Selic levaram mais tempo para se dissiparem que os choques no Ibovespa.

Por fim, pode-se observar a existência de assimetria na volatilidade²⁷ do Ibovespa e da Selic, pois o coeficiente de assimetria para o modelo TARARCH estimado é significativo em ambos os casos e obedeceram a condição de ser maior que zero ($\gamma > 0$). É natural que a resposta a choques negativos tenham efeitos de maior magnitude na volatilidade dos mercados do que a resposta a choques positivos. Uma vez que condições adversas no mercado, como informações negativas de queda no dólar, instabilidade política e presença de bolhas no mercado de ações provocam distorções no seu funcionamento.

²⁶ Por exemplo, Galvão, Portugal e Ribeiro (1997) encontraram um coeficiente de persistência para o Ibovespa no mercado à vista de (0.8951) e para o mercado futuro (0.965).

²⁷ Nelson (1990) apresentou a assimetria da volatilidade como consequência das boas e das más notícias que entravam no mercado. As más notícias significavam retornos abaixo do esperado que gerava o aumento da volatilidade. Já a entrada de boas notícias significa aumento nos retornos esperados, sendo que, a volatilidade se apresenta menor que a entrada de más notícias.

4.3 Estimação e contextualização da relação entre as regras de política monetária e a volatilidade no mercado financeiro

Partindo do modelo de Bernanke e Gertler (1999) a identificação de correlação entre Selic e Ibovespa baseia-se na seguinte observação: A resposta da política monetária torna-se um forte determinante da covariância entre as taxas de juros e os retornos do mercado acionário durante os períodos em que os choques no mercado acionário são mais frequentes. O modelo GARCH BEKK foi utilizado por ser capaz de captar a transmissão de choques ou contágio²⁸ entre os mercados monetário e financeiro. O contágio decorre do fato que movimentos comuns entre mercados é um fenômeno esperado dadas as interligações diretas e indiretas entre eles.

Identifica-se que em períodos de crise, que gera maiores oscilações nos preços de ativos, a política monetária está relacionada a mudanças no mercado financeiro, ou seja, um aumento das correlações entre esses mercados é vista como evidência de contágio.

Esta idéia já está embasada no modelo teórico proposto por Bernanke e Gertler (1999), que diz que grandes oscilações no mercado financeiro, associadas a bolhas²⁹, afetam as variáveis macroeconômicas relevantes para a estabilidade da economia, ou seja, o simples fato de um aumento da volatilidade dos preços dos ativos representar um aumento do risco, e, portanto das incertezas, nos leva a interpretar esse contágio como uma transmissão de incertezas. Neste caso, é relevante observar oscilações no lado financeiro para impedir o crescimento de bolhas e evitar conseqüências negativas para a economia.

A Tabela 08 mostra como vem sendo a relação entre as regras de política monetária brasileira e a volatilidade no mercado financeiro.

Tabela 08

Equações da Variância obtidas a partir da Restrição BEKK

	Variância	Variância	Variância
Parâmetros	Condicional	Condicional	Condicional
	da Selic	da Selic	da Selic
	(2003 - 2009)	(2003 - 2008)	(2008 - 2009)

²⁸ O contágio ocorre quando movimentos comuns entre diferentes mercados não podem ser explicados pelos seus fundamentos.

²⁹ Em anexo está apresentada a discussão sobre bolhas e o processo de identificação dessas no mercado acionário brasileiro, para efeito de consolidação do modelo empírico proposto.

C (1,1)	0.00	0.00	0.00
C (2,1)	-0.77	2.43	0.81
C (2,2)	0.38*	0.73*	0.22*
C (3,1)	0.09	0.00	0.00
C (3,2)	0.05*	-0.00	-0.00*
C (3,3)	-0.00*	-0.00*	0.000*
A (1,1)	1.04	-1.05	-1.02
A (1,2)	6.77*	-44.16	-94.69*
A (1,3)	-0.07*	0.01*	0.01*
A (2,1)	0.00*	-0.00	0.00*
A (2,2)	0.30	-0.15	-0.38
A (2,3)	-0.00*	0.00*	0.00*
A (3,1)	0.00	-0.04	-0.01*
A (3,2)	-0.03*	44.01*	3.43*
A (3,3)	0.96	-0.98	-0.93
B (1,1)	-0.09	0.13	0.10
B (1,2)	3.65*	-6.35*	-121.26
B (1,3)	-2.44	0.02	0.15
B (2,1)	-0.00	-0.00*	0.00
B (2,2)	-0.92	0.26	-0.83
B (2,3)	-0.01*	0.00	0.00
B (3,1)	0.00	-0.12	-0.08*
B (3,2)	0.03*	-96.65*	-235.37
B (3,3)	-0.16	0.10	0.09

Fonte: Elaboração Própria. * Parâmetros que não apresentaram significância estatística a 5%; Os parâmetros C representam constantes. Os parâmetros A(1,1), A(2,2) e A(3,3) representam as inovações nas séries da taxa Selic, Ibovespa e IPC-S, respectivamente. Os parâmetros B(1,1), B(2,2) e B(3,3) representam, respectivamente, a defasagem da taxa Selic, a volatilidade do Ibovespa e do IPC-S.

Na Tabela 08, verificam-se os coeficientes para as matrizes C , A_i e B_j , discutido no modelo empírico da equação (7.1). Os coeficientes de C são correspondentes às constantes, os coeficientes de A_i são componentes do termo ARCH e os coeficientes B_j são componentes dos termos GARCH. Os coeficientes de A_i e B_j são utilizados para análises de transmissão de volatilidade. A ordem do modelo encontrado para o modelo GARCH BEKK foi $p=1$ e $q=1$,

pois esse ajustou-se bem ao comportamento dos dados e também mostrou-se mais parcimonioso do que modelos com ordens superiores.

As inovações nas séries da taxa Selic (A (1,1)), do Ibovespa (A (2,2)) e do IPC-S (A(3,3)) de caráter negativo evidenciam que as más notícias, relacionadas a essas séries, têm influência sobre a volatilidade da taxa Selic.

Os resultados da Tabela 08 mostram que a volatilidade da taxa Selic é afetada pelas variâncias passadas da própria Selic (B (1,1)), do Ibovespa (B (2,2)) e do IPC-S (B (3,3)) e covariâncias. É possível destacar que a volatilidade da Selic é afetada positivamente por choques comuns as suas defasagens e a volatilidade da inflação em ambos os períodos; a volatilidade do Ibovespa apresentou comportamento diferenciado em relação a volatilidade da Selic, como será destacado nos próximos parágrafos.

A volatilidade do Ibovespa, representada por B (2,2), apresentou uma relação direta com a volatilidade da taxa Selic no período de (2003 - 2008). Esse fato é condizente com os efeitos dos movimentos nos preços dos ativos sobre a demanda agregada, sugerindo, portanto, que os *policymakers* estão reagindo às variações no mercado para evitarem possíveis impactos negativos sobre a economia.

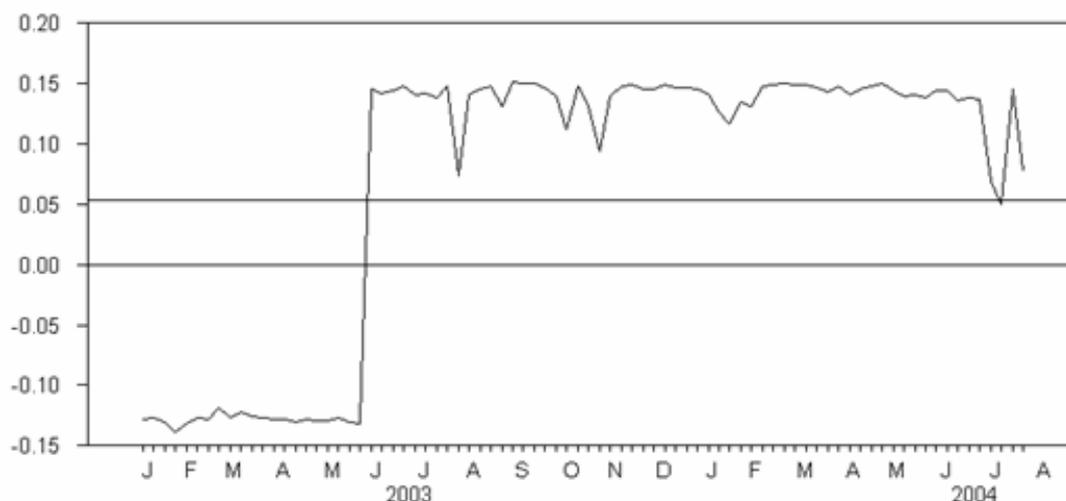


Gráfico 05: Correlação cruzada da Taxa Selic com a Volatilidade do Ibovespa (2003 - 2008)

O gráfico 05 representa a correlação cruzada entre a taxa Selic e a volatilidade do Ibovespa para a primeira sub-amostra. A correlação entre a taxa de juros Selic e a volatilidade do Ibovespa passou a ser positiva a partir de junho de 2003, mostrando que essa correlação varia temporalmente com a chegada de novas informações. Isso indica que as duas séries são diretamente proporcionais, pois a correlação cruzada entre elas é sempre positiva.

Esse forte padrão de contágio, freqüentemente, torna-se positivo durante os períodos em que as mudanças na volatilidade no mercado de ações são elevadas. Sendo assim, tem-se um indicador que os preços dos ativos, nos momentos de grande volatilidade, vêm sendo levado em consideração pelas autoridades monetárias brasileiras, uma vez que os movimentos nos preços das ações, nesses momentos, podem estar influenciando a expectativa de inflação, como descrito no modelo teórico. É importante salientar que a política monetária, sob regime de metas de inflação, deverá reagir apenas aos desvios dos preços dos ativos face aos seus valores fundamentais e não a todas as variações que aqueles registrarem.

Para o período que sucede a quebra estrutural (2008 - 2009) percebe-se que a volatilidade do Ibovespa passa a se relacionar negativamente com a volatilidade da taxa Selic, uma vez que $B(2,2)$ passou a ter sinal negativo. Segundo Rigobon e Sack (2001), quando essa correlação é negativa, provavelmente, se refere à resposta endógena de preços das ações às mudanças na taxa de juros.

O gráfico 06 representa a correlação cruzada entre a taxa Selic e a volatilidade do Ibovespa (pós-quebra):

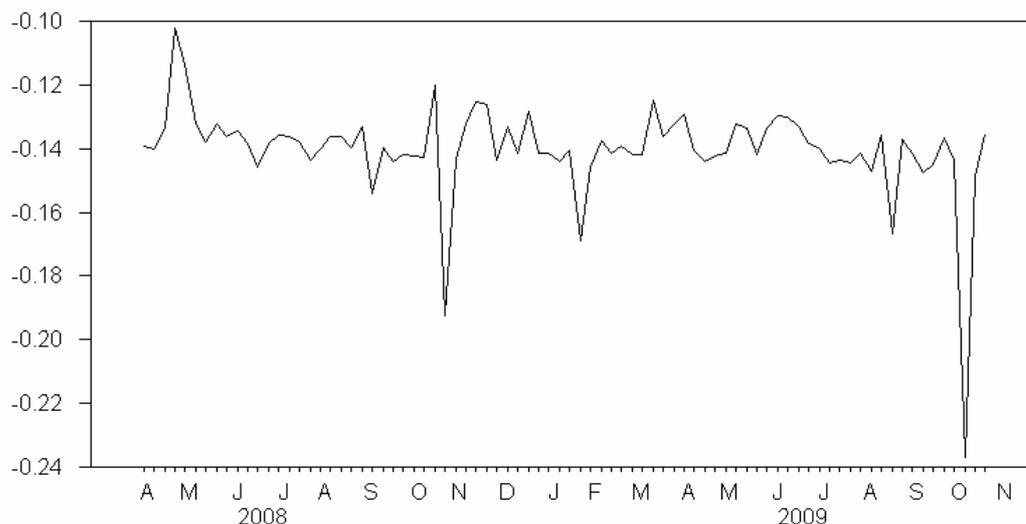


Gráfico 06: Correlação cruzada da Taxa Selic com a Volatilidade do Ibovespa (2008 - 2009)

Percebe-se a partir do gráfico 06 que o padrão de contágio entre os mercados monetário e financeiro passou a ser negativo no período que sucedeu abril de 2008. Isso implica que o mercado financeiro está menos inflado que o período que o antecedeu³⁰.

³⁰ Não se tem uma explicação exata para este fato. Cabe ressaltar que por esse resultado não ser objeto de investigação dessa pesquisa, esse não apresentou maiores considerações.

5. Conclusão

O objetivo deste estudo foi estimar a relação entre a política monetária e a volatilidade dos preços dos ativos, no período de janeiro de 2003 a outubro de 2009. No Capítulo 1, apresentaram-se a motivação para estudar a relação entre os mercados monetário e financeiro e as dificuldades recentes de política monetária. No Capítulo 2, fez-se uma revisão dos trabalhos de Fisher (1906) e Fama (1981), que deram início a discussão sobre a importância do mercado financeiro na determinação da política monetária. E, ainda, foi descrito o modelo

proposto por Bernanke e Gertler (1999, 2000), onde esses mostraram como deve ser a postura dos bancos centrais em momentos de grande volatilidade nos mercados financeiros. No Capítulo 3, realizou-se a revisão dos modelos univariados e multivariados da família GARCH, foi apresentada a estratégia empírica e descritos os dados utilizados na estimação dos modelos. No Capítulo 4, estimou-se a volatilidade do Ibovespa e da taxa Selic por meio dos modelos univariados GARCH e TARCH. E por meio do modelo multivariado BEKK foi possível identificar a transmissão de choques ou contágio entre os mercados monetário e financeiro.

Uma série de conclusões pode ser obtida. Primeiramente, a partir da análise da direção de causalidade entre os preços das ações e a taxa de juros (teste de causalidade de Granger), tem-se evidências de que a evolução dos preços das ações sugerem influência nas regras de política monetária. Uma vez que o teste indicou que há causalidade unidirecional do Índice Bovespa em relação à Selic no período de maior volatilidade no mercado acionário (2003 - 2008), mostrando que os retornos do mercado de ações brasileiro afetaram as decisões de política monetária nesse período, em contrapartida, o período de baixa volatilidade (2008 - 2009) não apresentou relação de causalidade entre os mercados.

Pode-se concluir também que, a partir da estimação dos modelos TARCH e GARCH, as séries do Ibovespa e da taxa Selic apresentaram aglomeração de volatilidade, efeito *leverage* e persistência na volatilidade. Verificou-se que o coeficiente de persistência da série do Ibovespa foi de 0.53 e 0.63 no período que antecede (2003 - 2008) e sucede (2008 - 2009) a quebra estrutural, respectivamente. Percebe-se que a persistência na taxa Selic foi maior que a persistência do Ibovespa em ambos os períodos, indicando que essa série pode estar reagindo a volatilidade do mercado acionário e a fatores exógenos, tais como inflação.

A partir do cálculo da persistência foi possível quantificar o grau de influência da persistência da volatilidade nos retornos das séries através do cálculo da meia-vida, ou seja, é possível mensurar o período de tempo necessário para que o efeito de um choque na volatilidade diminua até a metade. A persistência se estendeu para os choques na variância das séries do Ibovespa com coeficiente 0.53 e 0.63 e meia-vida de 2 meses, 2 meses e meio, respectivamente. Enquanto que para a Selic, o tempo necessário para que o efeito de um choque na volatilidade diminua até a metade foi de 3 meses e meio, no período (2003 - 2008), e de 2 meses e 21 dias no período de (2008 - 2009). Sendo assim, os choques na taxa Selic levaram mais tempo para se dissiparem que os choques no Ibovespa. Também foi

possível observar a existência de assimetria na volatilidade do Ibovespa e da Selic, pois o coeficiente de assimetria para o modelo TARARCH estimado é significativo em ambos os casos e obedeceram a condição de ser maior que zero ($\gamma > 0$).

Outro resultado importante é que, sob regime de metas de inflação, foi identificar que há efeito contágio ou transferência entre o mercado monetário e financeiro. Sendo assim, foi possível justificar a importância das autoridades monetárias brasileiras levarem em consideração os preços dos ativos em momentos de grande volatilidade no mercado financeiro. A estimação do efeito contágio foi realizada a partir do modelo BEKK.

Os resultados da estimação desse modelo mostraram que as inovações nas séries da Selic (A (1,1)), do Ibovespa (A (2,2)) e do IPC-S (A(3,3)) (ver Tabela 08) de caráter negativo evidenciam que as más notícias, relacionadas a essas séries, têm influência sobre a volatilidade da taxa Selic. Além disso, foi possível observar que a volatilidade da Selic é afetada positivamente por choques comuns as suas defasagens e a volatilidade da inflação em ambos os períodos; a volatilidade do Ibovespa apresentou comportamento diferenciado em relação a volatilidade da Selic. A volatilidade do Ibovespa, representada por B (2,2) (ver Tabela 08), apresentou uma relação direta com a volatilidade da taxa Selic no período de (2003 - 2008). Esse fato é condizente com os efeitos dos movimentos nos preços dos ativos sobre a demanda agregada, sugerindo, portanto, que os gestores de política monetária estão reagindo às variações no mercado para evitarem possíveis impactos negativos sobre a economia.

Nesse contexto, como salientam Bernanke e Gertler (1999 e 2001), um dos principais mecanismos que levam oscilações nos preços de ativos a afetarem as variáveis macroeconômicas é o efeito riqueza, uma vez que o aumento nos preços dos ativos aumenta a riqueza dos indivíduos, o que os leva a consumirem mais. Outro mecanismo é o canal via balanço patrimonial: aumento de preços de ativos aumenta o colateral (garantias) dos agentes demandantes de crédito, o que incentiva uma maior oferta de crédito. Conseqüentemente, a demanda agregada e a inflação são afetadas, pois há pressão para aumento dos preços.

Sendo assim, a subida excessiva dos preços (dissociação dos preços de mercado dos seus valores fundamentais) estimula a produção e os gastos devido os efeitos descritos sobre os balanços das firmas e através dos efeitos riqueza e consumo. Quando a bolha estoura, há uma correspondente queda no patrimônio líquido das empresas, e a conseqüente deterioração dos mercados de crédito traduz-se num forte aumento do prêmio pelo financiamento externo.

Com isso, os gestores de política monetária devem levar em consideração as distorções causadas na economia devido o aumento excessivo dos preços dos ativos.

6. Referências

BABA, Y.; ENGLE, R. F.; KRAFT, D. F.; KRONER, K. F. **Multivariate simultaneous generalized ARCH**. Unpublished manuscript Department of Economics, University of California, San Diego, CA, 1991.

BARRO, R. J. **Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States**. *Journal Politic Economic*, v. 86, p. 549-80, 1978.

BATINI, N.; NELSON, E. **When the Bubble Bursts: Monetary Policy Rules and Foreign Exchange Market Behavior**. Working paper, Bank of England, 2000.

BERA, A. K.; HIGGINS, M. L. **A test for conditional heteroskedasticity in time series models**. Unpublished manuscript Department of Economics, University of Illinois, Champaign, 1991.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. **Monetary Policy and Asset Volatility**. Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, v. 84(4), p. 17-52, 1999.

BERNANKE, B.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. **The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework**, in J. Taylor and M. Woodford, eds., Handbook of Macroeconomics. Amsterdam: North-Holland, chapter 21, 2000.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. **Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?** The American Economic Review, v. 91, N° 2, p. 253-257, 2001.

BLANCHARD, O. J. **Speculative bubbles, crashes and rational expectations**. Economics Letters, v. 3, p. 387-389, 1979.

BLANCHARD, O. J.; WATSON, M. W. **Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets**. Working paper, N° 945, 1982.

BOLLERSLEV, T. **A conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return**. The Review of Economics and Statistics, v. 69, N° 3, p. 542-47, 1987.

BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; NELSON, D. B. **ARCH Models**. In: ENGLE, R. F.; MCFADDEN, D. L. *Handbook of Econometrics*. Amsterdam: Elsevier Sciences B. V., v. 4, cap. 49, 1994.

BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; WOOLDRIDGE, J.M. **A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances**. Journal of Political Economy, 96, 116-131, 1988.

BORÇA Jr., G. R.; TORRES FILHO, E. T.; **As Origens e Desdobramentos da Crise do Subprime**. In: Ensaios sobre Economia Financeira, Rio de Janeiro: BNDES, 2009.

BORGES FILHO, J. P.; BARBOSA, F. H.; **Regra de Taylor no Brasil e Preços de Ativos Financeiros 1999 – 2005**. Disponível em: <http://virtualbib.fgv.br/dspace/handle>. Acesso em: 14/05/2009.

CAVALCANTE, J.; **Saltos na Volatilidade do Mercado Acionário Brasileiro usando-se os retornos do Ibovespa**. Revista do BNDES, Rio de Janeiro, v. 14, N° 28, p. 331-348, 2007

CECCHETTI, S. G. & LI, L.; **Do Capital Adequacy Requirements Matter for Monetary Policy**, 2003.

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

CECCHETTI, S.; GENBERG, H.; LIPSKY, J.; WADHWANI, S.; **Asset Prices and Central Bank Policy**. London, International Center for Monetary and Banking Studies, 2000.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. **Monetary policy rules in practice: some international evidence**. *European Economic Review*, Maastricht, v. 42, N° 6, p. 1033–1067, 1998.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. **Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root**. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, 1979.

DIEBOLD, F. X.; NERLOVE, M. **The dynamics of exchange rate volatility: a multivariate latent factor ARCH model**. *Journal of Applied Econometrics*, v. 4, p. 1–21, 1989.

DROST, F. C.; NIJMAN, T. E. **Temporal aggregation of GARCH processes**, Unpublished manuscript (Department of Economics, Tilburg University, Tilburg), 1991.

DUPOR, B.; CONLEY, T. **The FED Response to Equity Prices and Inflation**. *American Economic Review*, 2004.

ENGLE, R. F.; BOLLERSLEV, T. **Modelling the persistence of conditional variances**, *Econometric Reviews* v. 5, p. 1-50, 1986.

ENGLE, R. F. **Multivariate GARCH with factor structures - Cointegration in variance**. Unpublished manuscript - Department of Economics, University of California, San Diego, CA, 1987.

ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. **Multivariate simultaneous generalized ARCH**. *Econometric Theory*, v. 11, 122–150, 1995.

Engle, R. F. **Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models**. *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 339-35, 2002.

FAMA, E. F. **Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation**. *The American Economic Review*, v. 65, p. 269-82, 1975.

FAMA, E. F. **Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money**. *The American Economic Review*, v. 71, p. 545-65, N° 4, 1981.

FILARDO, A. J.; **Monetary Policy and Asset Prices**. Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, 85(3), p. 11-37, 2000.

FISHER, I.; **The purchasing Power of Money**. Nova York, 1911.

FISHER, I.; **The rate of interest**. Nova York, 1906.

FRIEDMAN, M.; **A Theoretical Framework for Monetary Analysis**. *Journal Politic Economic*, v. 78, p. 193-238, 1970.

GARBADE, K.; WACHTEL, P.; **Time Variation in the Relationship between Inflation and Interest Rates**. *Journal Monetary Economic*, v. 4, p. 755-65, 1978.

GEWEKE, J.; **Modeling the persistence of conditional variances: A comment.** *Econometric Reviews* 5, 57-61, 1986.

GLOSTEN, L. R.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D.; **On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks.** *Journal of Finance*, v. 48, p. 1779-1801, 1993.

GOODHART, C. **Asset Prices and the Conduct of Monetary Policy.** Working paper, London School of Economics, 2000.

HESS, P. J.; BICKSLER, J. L.; **Capital Asset Prices versus Time Series Models as Predictors of Inflation: The Expected Real Rate of Interest and Market Efficiency.** *Journal Finance Economic*, v. 2, p. 341-60, 1975.

HIGGINS, M. L.; BERA, A. K.; **A class of nonlinear ARCH models.** Unpublished manuscript Department of Economics, University of Illinois, Champaign, 1989b.

JEANTHEAU, T. **Strong consistency of estimators for multivariate GARCH models.** *Econometric Theory*, [S.l.], v. 14, p. 70-86, 1998.

JORGENSON, D. W.; **Econometric Studies of Investment Behavior: A Survey.** *Journal Economic Lit.*, v. 9, p. 1111-47, 1971.

KAROLYI, G. A.; **A multivariate GARCH model of international transmissions of stock returns and volatility: the case of the United States and Canada.** *Journal of Business and Economic Statistics*, [S.l.], v. 13, p. 11-25, 1995.

KLEIN, J. C.; BEVILAQUA, A. S.; MEDEIROS, M. C.; **Preços de Ativos e Determinação da Política Monetária Brasileira: uma Análise Empírica.** Disponível em: http://www2.dbd.puc-rio.br/pergamum/tesesabertas/0510686_07_pretextual.pdf. Acesso em: 21/04/2009.

KRONER, K. F.; Ng, V. K.; **Modeling asymmetric comovements of asset returns.** *The Review of Financial Studies*, v. 11, 817-844, 1998.

LAMOUREUX, C. G.; LASTRAPES, W. D.; **Persistence in variance, structural change, and the GARCH model.** *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 8, p. 225-234, 1990.

LIMA, D. A. R.; NETO, P. M. J.; **Mecanismo de Transmissão da Política Monetária sobre os Preços dos Ativos no Brasil.** Disponível em: <http://virtualbib.fgv.br/dspace/handle>. Acesso em: 22/06/2009.

LUCAS, R.E.; **Expectations and the Neutrality of Money.** *Journal Economic Theory*, v. 4, p. 103-24, 1972.

LUDVIGSON, S.; CHARLES, S.; **How Important Is the Stock Market Effect on Consumption?.** Federal Reserve Bank of New York, *Economic Policy Review*, vol. 5, N° 2, p. 29-52, 1999.

MAIA, S. F.; **Curso de Séries Temporais.** João Pessoa: PPGE/UFPB, 2008.

MARTINS, B. S.; BONOMO, M. A. C. **Calibrando e Simulando o Modelo do “Acelerador Financeiro” para a Economia Brasileira.** Disponível em: <http://virtualbib.fgv.br/dspace/handle/10438/260>. Acesso em: 22/06/2009.

MERIKAS, A. G.; **Stock prices response to real economic variables: the case of Germany.** *Economics Letters*, Sydney, v. 10, N^o 1, p. 1-7, 1999.

MILHOJ, A.; **A multiplicative parameterization of ARCH models.** Unpublished manuscript Department of Statistics, University of Copenhagen, Copenhagen, 1987b.

MILHOJ, A.; **Simulation and application of MARCH models.** Unpublished manuscript Department of Statistics, University of Copenhagen, Copenhagen, 1987c.

MUNDELL, R.; **Inflation and Real Interest.** *Journal Politic Economic*, v. 71, p. 280-83, 1963.

NAHON, B. F.; MEURER, R.; **A Reação do Mercado de Ações Brasileiro à Política Monetária Sob o Regime de Metas de Inflação.** Disponível em: <http://www.tede.ufsc.br/teses/PCNM0151.pdf>. Acesso em: 15/03/2009.

NELSON, C. R.; SCHWERT, G. W.; **Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest Is Constant.** *American Economic Review*, v. 67, p. 478-86, 1977.

NELSON, D. B.; **ARCH models as diffusion approximations.** *Journal of Econometrics* 45, 7-38, 1990b.

NELSON, D. B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach, *Econometrica* 59, 347-370, 1990c.

NELSON, D. B.; CAO, C.Q. **A note on the inequality constraints in the univariate GARCH model,** *Journal of Business and Economic Studies*, forthcoming, 1991.

NUNES, M. S.; Da SILVA, E. S. B.; **Preços dos Ativos e Política Monetária: Um Estudo Para os Países Emergentes no Período 1990 – 2006.** Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2007.

PADILHA, R. A.; OREIRO, J. L. C.; **Metas de Inflação: experiência e questões para os países em desenvolvimento.** Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2007.

PANTULA, S. G.; **Modeling the persistence of conditional variances: A comment.** *Econometric Reviews* 5. 71-74, 1986.

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

PERRON, P. **The great crash, the oil price shock, and the unit roots hypothesis: Erratum.** *Econometrica*, v. 61, n. 1, p. 248-249, 1993.

PERRON, P.; NG, S.; **Useful modifications to some unit roots tests with dependent errors and their local asymptotic properties.** *Review of Economic Studies*, v. 9, p. 63-71, 1996.

RIGOBON, R.; SACK B.; **Measuring the reaction of monetary policy to the stock market.** Cambridge: NBER – Working Papers N° 8350, p. 32, 2001.

SENTANA, E.; **Identification and estimation of multivariate conditionally heteroskedastic latent factor models.** Unpublished manuscript London School of Economics, London, 1990.

SHILLER, R. J.; **A solução para o *subprime*.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

SILVA, M. E. A. da; PORTUGAL, M. S. **Inflation target in Brazil: an empirical evaluation.** Porto Alegre: PPGE/UFRGS, Texto para Discussão N° 10, 2001.

TAYLOR, J.; **The financial crisis and the policy responses: an empirical analysis of what went wrong.** Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research (NBER), 2009.

TOBIN, J.; **Money and Economic Growth.** *Econometrica*, v. 33, p. 671-84, 1965.

ZAKOIAN, J. M.; **Threshold heteroskedastic model.** Unpublished manuscript INSEE, Paris, 1990.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. **Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit-root hypothesis.** *Journal of Business and Economic Statistics*, v.10, N° 3, p. 251- 270, 1992.

ANEXO A

Bolhas Especulativas

O valor fundamental de uma ação pode ser definido como a soma de todos os pagamentos esperados de dividendos, levando em conta uma determinada taxa de desconto. Os desvios temporários dos preços dos ativos dos seus valores fundamentais, devido, por exemplo, ondas de otimismo (ou pessimismo), podem ser definidos como bolhas especulativas. Essa é uma situação na qual os preços são sustentados, em grande parte, pelo entusiasmo dos investidores e não por uma estimativa consistente de valor real da ação.

Nesse contexto é possível destacar três tipos específicos³¹ de bolhas especulativas:

- (1) bolhas explosivas, que ocorrem na ausência de equilíbrio de longo prazo entre o preço da ação e o pagamento de dividendos;
- (2) bolhas que estouram periodicamente, que são aquelas que, ultrapassado certo valor limite, decaem até um valor próximo de zero, mas voltam a crescer lentamente até o alinhamento de longo prazo entre o preço da ação e os dividendos³²; e
- (3) bolhas intrínsecas, que, ao contrário das anteriores, surgem meramente da reação excessiva do preço da ação em relação à variação dos dividendos, não havendo, portanto, atuação de fatores extrínsecos.

De acordo com Nunes e Da Silva (2009) uma bolha explosiva pode ser definida de acordo com a seguinte expressão

$$b_{t+1} - (1 + r)b_t = 0 \quad (7.2)$$

onde r é a taxa de juros para um período; b_t é denominado de “bolha”, ou seja, corresponde àquela parte do valor de um ativo que não é baseado nas expectativas dos agentes a respeito dos dividendos futuros das ações.

Qualquer valor diferente de zero para b_t comprovará a existência de bolha racional. A solução da equação (7.2) segue uma equação em diferença estocástica do tipo,

$$b_{t+1} - (1 + r)b_t = z_{t+1} \quad (7.3)$$

onde z_{t+1} é uma variável aleatória (ou uma combinação de variáveis) gerada por um processo estocástico que satisfaz

³¹ Ver Nunes e Da Silva (2009).

³² Nesta pesquisa serão investigadas apenas as bolhas explosivas e intrínsecas.

$$E_{t-j}(z_{t+1}) = 0 \quad (7.4)$$

para qualquer $j \geq 0$. Para b_t igual a zero, todas as realizações futuras de z_t devem ser zero com probabilidade 1 e, assim, a bolha não pode se iniciar. Portanto, se há bolha, ela precisa ter existido desde o primeiro dia da transação (Diba e Grossman, 1987, 1988b).

Mesmo que o preço fundamental não seja observado, o teste sugerido por Diba e Grossman (1988a) mostra que os desvios dos fundamentos não observados podem, eles mesmos, ser observados, caso exista a bolha. O preço fundamental de mercado Q_t será dado por

$$Q_t = \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t(d_{t+i} + \sigma_t) \quad (7.5)$$

onde d_{t+i} representa os dividendos futuros esperados e σ_t é o fundamento não observado. Na ausência de bolha, se os dividendos forem estacionários em nível, o preço da ação será igual ao valor fundamental e, portanto, também deverá ser estacionário em nível. Se os dividendos forem estacionários na enésima diferença, o preço da ação deverá ser estacionário na enésima diferença. Existindo bolha (e considerando a equação (7.3)) a enésima diferença será dada por

$$(1-L)^n(1-(1+r)b_t) = (1-L)^n z_t \quad (7.6)$$

onde L é o operador de defasagens. Se z_t for um ruído branco, a primeira diferença será gerada por um processo não estacionário e não inversível. A trajetória da bolha será não estacionária, não importando quantas diferenças sejam consideradas. Portanto, a existência de bolha pode ser testada verificando se o preço da ação permanece estacionário depois de tomadas as diferenças o número suficiente de vezes para tornar os dividendos estacionários.

A equação (7.5) impõe uma relação de equilíbrio entre as duas variáveis. Supondo que σ_t seja estacionário, sob a hipótese nula de ausência de bolha, o preço da ação e os dividendos precisam ser co-integrados. Isto significa que $S_t - \frac{1}{r}d_t$ é estacionário na ausência de bolha explosiva.

Salge (1997) define uma bolha intrínseca como uma situação na qual o valor da bolha depende da realização de um processo estocástico relacionado ao valor dos fundamentos. Em outras palavras, o valor da “bolha” depende de alguma variável relacionada ao valor fundamental dos ativos. Uma bolha intrínseca pode ser definida a partir da seguinte expressão:

$$b_t = \frac{1}{\alpha^t} d_t \quad (7.7)$$

$$d_t = d_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde d_t é o dividendo pago no período t ;

Na equação (7.7), o valor da bolha no período t depende do valor dos dividendos obtidos nesse período, o qual segue um processo estocástico tipo *random walk*. No caso em consideração, a ocorrência de um choque positivo ($\varepsilon_t > 0$) sobre os dividendos correntes irá não só afetar o valor fundamental das ações como também o valor da bolha, produzindo assim uma variação nos preços desses ativos que é mais do que proporcional ao choque sobre os dividendos correntes.

Modelos para identificação de bolhas especulativas

Nesta pesquisa serão investigadas as bolhas especulativas do tipo explosivas e intrínsecas com o intuito de mostrar a existência dessas no mercado acionário brasileiro. A importância dessa identificação está relacionada às regras de política monetária, pois essas só serão afetadas em situações nas quais há bolhas especulativas no mercado acionário. A detecção dessas bolhas será realizada com base em quatro diferentes testes estatísticos, sendo esses, excesso de variância, covariância cruzada, curtose e co-integração³³.

O teste de excesso de variância desenvolvido por Singleton (1981), Shiller (1981) e Blanchard e Watson (1982) parte da hipótese de que a volatilidade do preço de um ativo deve ser função da volatilidade dos fundamentos que regem o preço do ativo. O teste de excesso de variância se baseia na seguinte relação:

$$Var(Q_t) \geq Var(S_t) \quad (7.8)$$

onde Q_t é o preço do ativo com base nos fundamentos do ativo; S_t é o preço de mercado do ativo.

O modelo de Shiller (1981) foi desenvolvido originalmente para o mercado de ações e esse teste será utilizado para verificar se a variância do Ibovespa excede o diferencial dos dividendos das empresas a partir da equação (7.8). Caso essa relação de igualdade não se confirme, o excesso de variância no índice Bovespa é identificado, fornecendo indícios da existência de bolhas especulativas na formação de preços.

O teste de covariância cruzada apresentado por Blanchard e Watson (1982) parte da hipótese de que, se existe uma dinâmica de bolha especulativa no processo de formação de

³³ Os testes de excesso de variância, covariância cruzada, curtose serão utilizados para identificar bolhas intrínsecas e o teste de co-integração será utilizado para identificar bolhas explosivas.

preços de um ativo, a correlação entre os fundamentos e o preço do ativo deve se reduzir. O modelo desenvolvido para o mercado de ações apresenta que o preço de um ativo é dado por:

$$Q_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta^{i+1} \times E(X_{t+i} | \Omega_t) \quad (7.9)$$

onde $\theta \equiv (1 + R)^{-1} < 1$; Ω_t representa o conjunto informacional no tempo t ; R é a taxa de retorno normal do ativo.

A relação entre o preço de mercado e os fundamentos deve seguir a igualdade:

$$\frac{\sigma_x}{\sigma_y} \sum_{i=0}^{\infty} \theta^{i+1} \times \rho(X_{t+i}; S_t) = 1 \quad (8.0)$$

Sendo assim, o teste de covariância cruzada será realizado com base na seguinte relação:

$$\frac{\sigma(Q_t)}{\sigma(S_t)} \times \rho(Q_t; S_t) = 1 \quad (8.1)$$

Sendo assim, sob a hipótese nula, a relação entre a variação do preço de mercado do ativo e a variação do preço do ativo com base nos fundamentos, é tal que a correlação entre as variáveis, ponderadas pela razão entre os desvios padrões das mesmas, deva ser igual a um. A presença de bolhas especulativas na formação dos preços leva a redução dessa relação para valores inferiores a um.

O teste de curtose desenvolvido por Blanchard e Watson (1982) baseia-se na hipótese de que bolhas especulativas, em determinado momento, colapsam, levando a distribuição de retornos de um ativo a apresentar caudas gordas.

O conceito de co-integração foi originalmente desenvolvido por Granger (1981) e refere-se à ligação entre processos integrados e o equilíbrio no estado estacionário. Em termos econométricos, a existência de um relacionamento de equilíbrio, significa dizer que as variáveis não se movem de forma independente. Segundo Enders (2004), o conceito de co-integração está relacionado à combinação linear entre variáveis não-estacionárias.

Segundo Hamilton (1994), um vetor y_t , de dimensão $n \times 1$ é co-integrado se cada uma das séries que compõe o vetor são $I(1)$ - ou seja, não estacionárias com uma raiz unitária - enquanto que uma combinação linear $\alpha'y_t$ das mesmas é estacionária $I(0)$ para algum vetor α de dimensão $n \times 1$ diferente de zero. A existência de co-integração implica que, embora

possam existir alterações permanentes em cada uma das séries, há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, representada por αy_t onde α é o vetor de co-integração. Em um vetor de dimensão $n \times 1$, podem existir até $n - 1$ vetores de co-integração.

Enders (1995) definiu o vetor de co-integração a partir das seguintes equações:

$$y_t = \mu_{yt} + \varepsilon_{yt} \quad (8.2)$$

$$z_t = \mu_{zt} + \varepsilon_{zt} \quad (8.3)$$

onde μ_{it} segue um passeio aleatório que representa a tendência na variável i no período t e ε_{it} representa o componente aleatório da variável i em t .

Se y_t e z_t são integradas de ordem (1), então existe γ_1 e γ_2 , ambos diferentes de zero de modo que a combinação linear $\gamma_1 y_t + \gamma_2 z_t$ é estacionária. Para que a combinação, representada por (8.2), seja estacionária é preciso que a condição seja válida (8.3), já que ε_{it} são estacionários.

$$\gamma_1 y_t + \gamma_2 z_t = \gamma_1 \mu_{yt} + \gamma_2 \mu_{zt} + \gamma_1 \varepsilon_{yt} + \gamma_2 \varepsilon_{zt} \quad (8.4)$$

$$\gamma_1 \mu_{yt} + \gamma_2 \mu_{zt} = 0 \quad (8.5)$$

Como γ_1 e γ_2 são diferentes de zero, a combinação é estacionária se, e somente se, $\mu_{yt} = \left(\frac{\gamma_2}{\gamma_1}\right) \mu_{zt}$. Sendo assim, para que os processos sejam integrados de ordem $I(0)$, as tendências estocásticas têm que ser iguais a um escalar $\left(\frac{\gamma_2}{\gamma_1}\right)$.

Segundo Enders (2004), as metodologias mais tradicionais para testar a co-integração são: Engle e Granger (1987) e Johansen e Juselius (1990). A primeira metodologia afirma que as variáveis em estudo serão co-integradas, se estas forem integradas de mesma ordem d (sendo $d > 1$) e se existir uma combinação linear dessas variáveis que seja estacionária. Essa técnica não é indicada para testar a co-integração, quando existe a possibilidade da existência de mais de um vetor de co-integração. Nesse caso, a metodologia recomendada é a de Johansen e Juselius (1990).

O teste de co-integração de Johansen será realizado com o objetivo de verificar se o índice de preço de mercado dos ativos e os preços dos ativos com base nos fundamentos mantiveram uma relação de equilíbrio de longo prazo. É importante salientar que os testes de co-integração não comprovam a existência de bolhas, mas sim que, a não existência de co-integração pode ser explicada pelo desvio dos preços das ações em relação aos seus fundamentos, indicando que pode haver um componente de bolha na formação dos preços.

Análise dos Resultados

Para testar a evidência de bolhas no mercado como um todo, foi utilizado o Ibovespa como *proxy* do preço médio das ações, e como indicador médio dos fundamentos das empresas foi utilizado os dividendos distribuídos no período. Os testes foram realizados com base nas séries mensais do Ibovespa e dos lucros e dividendos. A série de dados tem início em Janeiro de 2003 e término em Setembro de 2009, totalizando uma amostragem de 81 elementos.

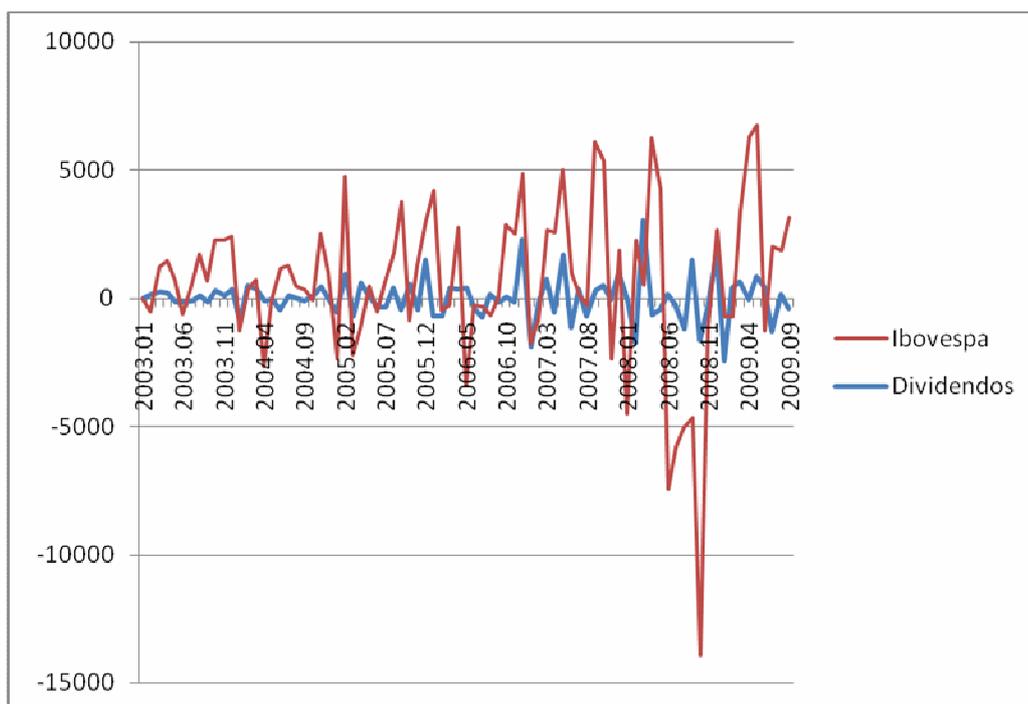


Gráfico 07: Variação do Ibovespa e dos Dividendos

O Gráfico 07 representa a evolução da variação do Ibovespa e dos dividendos. A partir dessa análise qualitativa é possível perceber que a variação dos dividendos é muito inferior à do Ibovespa. A variância do diferencial dos dividendos foi 855,14, muito inferior a variância do Ibovespa que foi de 3060,81 no período analisado. Com o objetivo de formalizar a análise das bolhas foram realizados os testes descritos acima e esses serão discutidos a partir da Tabela 09.

Tabela 09: Estimativa de bolha nos preços dos ativos

	Excesso de Variância	Covariância Cruzada	Curtose	Johansen
$F_{\text{calculado}}$	0,02	-	-	-

$\sigma(Q_t)$	-	0,6	-	-
$\sigma(S_t)$	-	0,1	-	-
$\rho(Q_t; S_t)$	-	0,1	-	-
$\frac{\sigma(Q_t)}{\sigma(S_t)} \times \rho(Q_t; S_t)$	-	0,6	-	-
Estatística	-	-	5,40	-
$\lambda_{traço}$	-	-	-	67,68(c, 2)

Nota: Número de observações: 77; Valores críticos: $\lambda_{traço(5\%)}=15,49$; $F_{crítico}=1,94$; c = número de defasagens.

O teste de excesso de variância foi aplicado com o intuito de verificar se a variância do retorno do Ibovespa excede o diferencial de dividendos. O resultado encontrado não apresentou evidências de que a variância do Ibovespa seja superior a variância dos dividendos³⁴, sendo assim, o teste de excesso de variância não apresentou indícios da existência de bolhas especulativas na formação do Ibovespa no período analisado.

O teste de covariância cruzada desenvolvido por Blanchard e Watson (1982) parte da hipótese de que, se existe uma dinâmica de bolha especulativa no processo de formação de preços de um ativo, a correlação entre fundamentos e o preço do ativo deve se reduzir. A formalização da análise foi realizada a partir da relação (8.1) e, como descrito na Tabela 09, o teste de covariância cruzada apresentou resultado inferior (0,6) ao valor unitário. Com isso, há indícios da existência de bolhas intrínsecas na formação do Ibovespa.

A análise da distribuição dos retornos desenvolvida por Blanchard e Watson (1982) parte da hipótese de que bolhas especulativas, em determinados momentos, colapsam, levando a distribuição dos retornos de um ativo a apresentar caudas gordas (curtose). O valor calculado da curtose, apresentado na Tabela 09, mostra que esse valor estatístico foi de 5,40, sendo maior que zero, indica que a distribuição dos retornos do Ibovespa apresenta distribuição do tipo leptocúrtica.

A hipótese nula de que a estatística de curtose seja igual a zero foi testada a partir da razão entre o valor estatístico da curtose e seu desvio-padrão. Sendo a razão entre a curtose e seu desvio-padrão maior que dois, pode-se afirmar que distribuição apresenta caudas gordas. Como o valor da razão foi de 77,14, há indícios da existência de bolhas intrínsecas no índice Bovespa.

³⁴ O teste de excesso de variância levou a aceitação da hipótese nula (ausência de bolha especulativa), pois o $F_{calc.}(0,02) > F_{tab}(1,94)$.

Por fim, serão apresentados os resultados do modelo de co-integração convencional com ajustamento simétrico (Johansen). A rejeição da hipótese nula de não co-integração no teste Johansen indica a presença de bolhas explosivas no mercado de ações brasileiro. O resultado encontrado mostra que não há co-integração entre o Ibovespa e os dividendos, sendo assim, as séries não mantiveram equilíbrio de longo prazo, indicando a possibilidade de terem ocorrido uma ou mais bolhas explosivas na formação dos preços acionários. Sendo assim, os testes acima, com exceção do teste de excesso de variância, indicaram a presença de bolhas (intrínsecas e explosivas) na formação do Ibovespa.

ANEXO B

Teste Raiz Unitária e Quebra Estrutural

A raiz unitária foi inicialmente investigada por Dickey-Fuller, seguindo o procedimento sugerido por Enders (1996). Na literatura empírica, o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) é aplicado nas séries temporais com o intuito de verificar se essas séries são estacionárias³⁵ ou representam um passeio aleatório³⁶. Segundo Enders (2004), realiza-se esse teste por meio da seguinte equação:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m c_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (9.1)$$

em que $\delta = \rho - 1$; β_0 é o intercepto; t refere-se a tendência (t), Δ é o operador de primeira diferença ($\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$) e u_t é o termo de erro ruído branco; Destaca-se que o número de termos de diferenças defasadas a ser incluída no modelo é determinado pelos critérios de Akaike (AIC) e de Schwarz (SBC). Assim, admite-se como hipótese nula a presença de raiz unitária (série não-estacionária) contra a hipótese alternativa de série estacionária.

Um teste de raiz unitária alternativo é o proposto por Perron e Ng (1996). Esses, baseados no trabalho de Stock (1990), propuseram um teste de raiz unitária para amostras finitas na presença de raízes negativas elevadas no componente da média móvel. Esse teste é aplicado para verificar a hipótese de que $\alpha = 1$ contra a hipótese alternativa $|\alpha| < 1$, aplicando tais testes sobre $\log(y_t^2)$. As três estatísticas de teste são:

$$MZ_\alpha = [T^{-1}(v_t - \bar{v})^2 - s^2][2T^{-2} \sum_{t=1}^T (v_t - \bar{v})^2]^{-1}$$

$$MSB = [s^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T (v_t - \bar{v})^2]^{1/2}$$

$$MZ_t = (MZ_\alpha)(MSB)$$

onde $v_t = \log(y_t^2)$, $\bar{v} = T^{-1} \sum_{t=1}^T v_t$ e s^2 é a estimativa da densidade espectral obtida da auto-regressão $v_t = a_0 + a_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^k a_j \Delta v_{t-j} + \varepsilon_t$, onde $k = (T^{1/3})$.

A capacidade desses testes para controlar o poder do teste e controlar o efeito do tamanho da amostra na presença de raízes negativas elevadas do componente de média móvel

³⁵ De acordo com Morettin (2008) um processo $\{X_t, t \in T\}$ diz-se fracamente estacionário se e somente se:

- (i) $E\{X_t\} = \mu_t = \mu$, constante, para todo $t \in T$;
- (ii) $E\{X_t^2\} < \infty$, para todo $t \in T$;
- (iii) $\gamma(t_1, t_2) = Cov\{X_{t_1}, X_{t_2}\}$ é uma função apenas de $|t_1 - t_2|$;

³⁶ O termo passeio aleatório representa séries temporais $\{X_t\}$ não-estacionárias, ou seja, à medida que o tempo passa X_t tende a oscilar ao redor de $t\mu_t$ com amplitude crescente.

depende de forma crítica da escolha do estimador espectral da densidade. Perron e Ng (1996) mostraram que sob a hipótese nula que $\alpha = 1$, e à medida que $T \rightarrow \infty$,

$$MZ_{\alpha} = [W^{\mu}(1)^2 - W^{\mu}(0)^2 - 1] \left[2 \int_0^1 W^{\mu}(r)^2 dr \right]^{-1}$$

$$MSB = \left[2 \int_0^1 W^{\mu}(r)^2 dr \right]^{1/2}$$

$$MZ_{\tau} = [W^{\mu}(1)^2 - W^{\mu}(0)^2 - 1] \left[2 \int_0^1 W^{\mu}(r)^2 dr \right]^{-1/2}$$

onde $W^{\mu}(r)$ é um movimento browniano padrão em termos de desvios da média. Os testes MZ_{α} , MSB e MZ_{τ} são testes unilaterais que rejeitam a hipótese nula se a estatística nula é maior do que um dado valor crítico. Sob a seqüência de alternativas locais do tipo $\alpha = 1 + c/T$, à medida que $T \rightarrow \infty$, tem-se que:

$$MZ_{\alpha} \rightarrow [J_c^{\mu}(1)^2 - J_c^{\mu}(0)^2 - 1] \left[2 \int_0^1 J_c^{\mu}(r)^2 dr \right]^{-1}$$

$$MSB = \left[2 \int_0^1 J_c^{\mu}(r)^2 dr \right]^{1/2}$$

$$MZ_{\tau} \rightarrow [J_c^{\mu}(1)^2 - J_c^{\mu}(0)^2 - 1] \left[2 \int_0^1 J_c^{\mu}(r)^2 dr \right]^{-1/2}$$

onde $J_c^{\mu}(r)$ é um processo Ornstein-Uhlenbeck padrão em termos de desvio da média. Portanto, esses testes de raízes unitárias têm poder contra hipóteses alternativas locais em uma vizinhança T^{-1} da unidade. Isso contrasta com os testes de máxima verossimilhança para raízes unitárias em modelos GARCH/IGARCH que se baseiam em convergência na velocidade \sqrt{T} e que em correspondência têm poder somente em uma vizinhança $T^{-1/2}$ da unidade.

É importante salientar que os testes de raiz unitária são viesados para a aceitação da hipótese de raiz unitária quando ocorrem mudanças estruturais nas séries. Sendo assim, é preciso verificar se há mudanças estruturais nas séries empregadas.

Para o cumprimento dos objetivos de identificar os períodos de grande volatilidade no mercado financeiro e destacar esse processo no contexto histórico da relação entre a política monetária e a volatilidade dos preços das ações, utiliza-se uma técnica econométrica de

identificação da quebra estrutural nas séries do mercado de ações. A quebra pode ser definida como um evento (choque) que gera efeito permanente no comportamento de cada série (PERRON, 1989).

Modelos Volatilidade

Os modelos não-lineares na classe dos modelos ARCH, introduzido por Engle (1982), têm o objetivo de modelar a volatilidade dos retornos das séries temporais financeiras. Admitindo que a série de retornos (r_t) seja dada por:

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (9.2)$$

e sejam

$$\mu_t = E(r_t | F_{t-1}), h_t = Var(r_t | F_{t-1}) \quad (9.3)$$

a média e variância de r_t , onde F_{t-1} denotará a informação até o instante $t - 1$, dada por $\{r_{t-1}, r_{t-2}, \dots, r_1\}$. Em algumas situações $\mu_t = 0$ e $h_t = E(r_t^2 | F_{t-1})$.

Na análise de modelos não-lineares as inovações ε_t são em geral supostas *i.i.d.* e o têm a forma

$$r_t = g(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) + \varepsilon_t h(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) \quad (9.4)$$

de modo que $g(\cdot)$ representa a média condicional e $h(\cdot)$ é a variância condicional. Se $g(\cdot)$ for não-linear, o modelo diz-se não-linear na média, enquanto se $h(\cdot)$ for não-linear, o modelo diz-se não linear na variância. O modelo

$$r_t = \varepsilon_t \sqrt{\alpha r_{t-1}^2} \quad (9.5)$$

é não-linear na variância, pois $g(\cdot) = 0$ e $h(\cdot) = \sqrt{\alpha r_{t-1}^2}$ e r_{t-1} depende de ε_{t-1} .

Os modelos ARCH permitem que os erros sejam não correlacionados, mas dependentes, ou seja, $Cov(r_t^2, r_{t-1}^2)$ é não nula.

O modelo ARCH(q) é definido por

$$r_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t \quad (9.6)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i r_{t-i}^2 \quad (9.7)$$

em que ε_t são *i.i.d.*, com média zero, $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, q-1, \alpha_q > 0$. Onde, $\varepsilon_t \sim N(0,1)$, $\varepsilon_t \sim t_\nu$, ou uma distribuição que descreva melhor as caudas pesadas de séries financeiras.

Este modelo é conhecido como modelo linear ARCH (q). A aplicação desse modelo aos dados financeiros tem o intuito de captar a tendência para o agrupamento de volatilidade desses dados, ou seja, para grandes (pequenas) mudanças de preço a ser seguido por outras grandes (pequenas) mudanças de preços, mas de sinal imprevisível.

Os estimadores dos parâmetros do modelo são obtidos pelo método da máxima verossimilhança condicional que é dado por:

$$L(r_1, \dots, r_T | \alpha) = f(r_T | F_{T-1}) f(r_{T-1} | F_{T-2}) \dots f(r_{m+1} | F_m) f(r_1, \dots, r_m | \alpha) \quad (9.8)$$

onde $f(r_1, \dots, r_m | \alpha)$ representa a função de densidade de r_t e $(r_1, \dots, r_T | \alpha)$ é o vetor de parâmetros desconhecidos do modelo.

Admitindo normalidade dos ε_t pode-se escrever:

$$L(r_1, \dots, r_T | \alpha) = \prod_{t=m+1}^T \frac{\exp\left\{\frac{-r_t^2}{2h_t}\right\} f(r_1, \dots, r_m | \alpha)}{(\sqrt{2\pi h_t})} \quad (9.9)$$

Para T grande, $f(r_1, \dots, r_m | \alpha)$ pode ser desprezado. Sendo assim, a função de verossimilhança condicional a ser maximizada é:

$$L(r_{m+1}, \dots, r_T | \alpha, r_1, \dots, r_m) = \prod_{t=m+1}^T \frac{\exp\left\{\frac{-r_t^2}{2h_t}\right\}}{(\sqrt{2\pi h_t})} \quad (10.0)$$

onde a volatilidade h_t é obtida recursivamente.

Para reduzir o número de parâmetros e garantir uma redução monotônica do efeito dos choques mais distantes, é imposto um *lag* estrutural *ad hoc* linearmente decrescente em muitas das aplicações do modelo, ou seja, $\alpha_i = \frac{\alpha(q+1-i)}{(q+1)}$, como em Engle (1982, 1983). Para o caso específico de um ARCH(1) a log-verossimilhança assume a seguinte forma:

$$l(r_2, \dots, r_T | \alpha_0, \alpha_1, r_1) = \alpha - \frac{1}{2} \sum_{t=2}^T \ln(\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2) - \frac{1}{2} \sum_{t=2}^T \left(\frac{r_t^2}{\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2} \right) \quad (10.1)$$

Os modelos ARCH também podem ser estimados diretamente com o Método dos Momentos Generalizados (GMM), como uma alternativa a estimativa por ML³⁷.

³⁷ A comparação da eficiência das estimativas dos modelos ARCH/GARCH é dada em, ARCH modeling in finance. Pois, esses podem ser estimados pelo Método da Máxima Verossimilhança, Quasi-Máxima Verossimilhança (QML) e GMM.