

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA APLICADA
FACULDADE DE ECONOMIA

Ronaldo Trogo de Almeida

**O EFEITO DA TRANSPARÊNCIA SOBRE A INCERTEZA
INFLACIONÁRIA NO BRASIL DENTRO DO REGIME DE METAS**

Juiz de Fora
2014

RONALDO TROGO DE ALMEIDA

“O EFEITO DA TRANSPARÊNCIA SOBRE A INCERTEZA
INFLACIONÁRIA NO BRASIL DENTRO DO REGIME DE METAS”

Dissertação elaborada pelo discente Ronaldo Trogo de Almeida como exigência do Curso de Mestrado em Economia Aplicada da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre.

Orientador: Dr. Wilson Luiz Rotatori Corrêa
Coorientador: Dr. José Simão Filho

Juiz de Fora
2014

Ficha catalográfica elaborada através do Programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Almeida, Ronaldo Trogo de.

O efeito da transparência sobre a incerteza inflacionária no Brasil dentro do regime de metas / Ronaldo Trogo de Almeida. -- 2014.

92 p. : il.

Orientador: Wilson Luiz Rotatori Corrêa

Coorientador: José Simão Filho

Dissertação (mestrado acadêmico) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, 2014.

1. Incerteza inflacionária. 2. Metas para inflação. 3. Transparência do Banco Central do Brasil. I. Corrêa, Wilson Luiz Rotatori, orient. II. Simão Filho, José, coorient. III. Título.

TERMO DE APROVAÇÃO

RONALDO TROGO DE ALMEIDA

“O EFEITO DA TRANSPARÊNCIA SOBRE A INCERTEZA INFLACIONÁRIA NO BRASIL DENTRO DO REGIME DE METAS”

Dissertação elaborada pelo discente Ronaldo Trogo de Almeida como exigência do Curso de Mestrado em Economia Aplicada da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre em Economia.

Orientador: Dr. Wilson Luiz Rotatori Corrêa
Universidade Federal de Juiz de Fora

Co-Orientador: Dr. José Simão Filho
Universidade Federal de Juiz de Fora

Prof. Dr. Sidney Martins Caetano
Universidade Federal de Juiz de Fora

Prof. Dr. Helder Ferreira de Mendonça
Universidade Federal Fluminense

Juiz de Fora, abril de 2014.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a meus pais, Ronaldo e Elizabete, por todo apoio, incentivo e carinho em minha formação.

Ao meu orientador, professor Wilson Rotatori, pela disponibilidade, apoio e, acima de tudo, pelos importantes ensinamentos.

Ao meu coorientador, professor José Simão, que contribui de forma expressiva na elaboração deste trabalho.

Ao meu avaliador, professor Sidney Caetano, pela disponibilidade, críticas e sugestões, que em muito contribuíram para consolidação deste trabalho.

A todos os colegas de mestrado, em nome Antônio, Vinícius, Verônica, Leonardo, Rodger, Larissa, Diogo e Gabriel com quem tive a sorte de conviver e sem os quais não teria completado essa etapa da minha formação. Agradeço em especial à Fábio Gama, que por inúmeras vezes deixou suas ocupações para me auxiliar no desenvolvimento de meu estudo.

À Igor Procópio, pelo auxílio recebido ao longo do estudo.

À CAPES, pelo apoio financeiro.

A todos os funcionários da Universidade Federal de Juiz de Fora e, em especial, aos funcionários da Faculdade de Economia em nome de Anunciata pelo tratamento respeitoso e alegre.

E para finalizar, agradeço a todos que torceram pelo sucesso na realização deste trabalho.

RESUMO

Este trabalho teve por objetivo analisar a relação entre incerteza inflacionária e transparência do banco central dentro do período de metas de inflação, de julho de 2003 a maio de 2010. Para tanto, foram realizados dois desenvolvimentos teóricos, em que no primeiro se fez uso do desenvolvimento de Demertzis e Hallet (2007) com o arcabouço teórico da curva de oferta de Lucas como restrição, enquanto o segundo utilizou o arcabouço teórico da curva de Phillips novo-keynesiana que, além de contar com a função perda do banco central, incorpora a função perda dos agentes, passando estes a serem afetados diretamente pelas decisões da autoridade monetária. Cabe ressaltar que nos desenvolvimentos realizados houve uma modificação crucial em relação à literatura no que tange a importância da transparência no ambiente econômico, usualmente avaliada sobre a trajetória das variáveis econômicas e suas variâncias, conforme resultados de Demertzis e Hallet (2007). Contudo, nesta dissertação, a importância da transparência incide essencialmente sobre a incerteza dos agentes econômicos em relação à inflação futura através dos erros de previsão destes, baseado fundamentalmente nos pressupostos de Lahiri e Sheng (2010), em que os agentes econômicos no caso brasileiro são representados pelos participantes da pesquisa Focus.

Dado o arcabouço utilizado no primeiro modelo, as relações teóricas encontradas não apontaram importância da transparência sobre a incerteza inflacionária dos indivíduos, sendo esta medida afetada essencialmente pelos choques de oferta da economia. No entanto, no que concerne ao exercício empírico, os resultados sugerem que uma parcela substancial da variabilidade observada na incerteza individual não é explicada pela variação observada nos choques de oferta, havendo, portanto, a possibilidade de que outros fatores possam ser incorporados, uma vez que o modelo teórico sugere que, caso os agentes não enfrentem problemas de comunicação com a autoridade monetária, os choques de oferta deveriam ser a origem da incerteza individual. Desta forma, existe espaço para explorarmos o problema considerando um novo arcabouço teórico representado pela curva de Phillips novo-keynesiana, que permitiu a inserção da discussão da transparência sobre a incerteza inflacionária dos agentes. Os resultados empíricos comprovaram as relações teóricas apresentadas, ou seja, a variável referente à transparência política do banco central foi assaz importante na explicação da incerteza inflacionária dos agentes durante o período de interesse.

Palavras-chave: Incerteza inflacionária; Transparência política do banco central; Metas para inflação.

ABSTRACT

This study aimed to analyze the relation between inflation uncertainty and transparency of the central bank within the period of inflation targeting, from July 2003 to May 2010. Therefore, there were two theoretical developments, in which the first was made use of development Demertzis and Hallet (2007) with the theoretical framework of the Lucas supply curve as restriction, while the second used the theoretical framework of the new-Keynesian Phillips curve, in addition to the central bank's loss function, incorporates loss function of the agents, passing these to be directly affected by the decisions of the monetary authority. Note that the developments made there was a crucial change from the literature regarding the importance of transparency in the economic environment, usually evaluated on the trajectory of economic variables and their variances, according to results of Demertzis and Hallet (2007). However, in this work, the importance of transparency essentially concerns the uncertainty of economic agents regarding future inflation through the forecast errors of these fundamentally based on the assumptions of Lahiri and Sheng (2010), in which economic agents in the Brazilian case are represented by the research participants Focus.

Given the framework used in the first model, the theoretical relationships found not pointed importance of transparency on inflation uncertainty of individuals, and this measure is affected primarily by supply shocks in the economy. However, regarding the empirical exercise, the results suggest that a substantial portion of the variability in the individual uncertainty is not explained by variation in the supply shocks observed, and therefore there is the possibility that other factors can be incorporated once the theoretical model suggests that if the agents do not face communication problems with the monetary authority, the supply shocks should be the origin of individual uncertainty. Thus, there is room to explore the problem considering a new theoretical framework represented by the new-Keynesian Phillips curve, which allowed the insertion of the discussion of transparency on inflation uncertainty of the agents. The empirical results confirm the theory with the relations, that is, the variable on the central bank policy transparency was quite important in explaining inflation uncertainty of the agents during the period of interest.

Keywords: Inflation uncertainty; Central bank policy transparency; Inflation targeting.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1: IPCA acumulado 12 meses	41
Figura 2: Taxa de câmbio	43
Figura 3: Risco país	44
Figura 4: Taxa de juros nominal.....	45
Figura 5: Taxa de juros externa	47
Figura 6: Descrição da estratégia metodológica.....	47
Figura 7: Trajetória do Parâmetro da Variável de Transparência	70
Figura 8: Trajetória do Parâmetro da Variável Inflação.....	75
Figura 9: Trajetória do Parâmetro da Variável Taxa de Juros Nominal.....	76
Figura 10: Trajetória do Parâmetro da Variável Taxa de Juros Externa	76
Figura 11: Trajetória do Parâmetro da Variável Transparência Política.....	77
Quadro 1: Testes para Verificação de Presença de Raiz Unitária	48
Quadro 2: Resultados dos Testes de Raiz Unitária	49
Quadro 3: Resultado dos Testes de Quebra Estrutural	50
Quadro 4: Ajustes dos Controles Macroeconômicas.....	55

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Regressão entre Incerteza Inflacionária Individual e Controles Macroeconômicos	56
Tabela 2: Resultados Regressão Simples	68
Tabela 3: Resultados Regressão Múltipla	72

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	9
2. REFERENCIAL TEÓRICO.....	12
2.1 Incerteza.....	12
2.2 Metas para inflação e transparência.....	20
3. INCERTEZA INFLACIONÁRIA E CHOQUES DE OFERTA	28
3.1 Descrição das Variáveis e Base de Dados	35
3.1.1 Estimação da Incerteza Inflacionária Individual.....	35
3.1.2 Base de Dados	38
3.1.3 Verificação de Presença de Raiz Unitária.....	48
3.1.4 Verificação de quebras estruturais	49
3.1.5 Modelos ARMA (p,q).....	51
3.1.6 Modelos da Família ARCH.....	53
3.2 Resultados	54
4. INCERTEZA INFLACIONÁRIA E TRANSPARÊNCIA.....	58
4.1 Base de Dados.....	65
4.1.1 Estimação da Variância da Transparência Política do Banco Central	65
4.2 Resultados.....	67
4.2.1 Regressão Simples – Incerteza Individual contra Variância da Transparência	68
4.2.2 Regressão Múltipla.....	71
5. CONCLUSÃO.....	78
6. REFERÊNCIAS	80
APÊNDICE 1	84
APÊNDICE 2	89

1. INTRODUÇÃO

Durante os últimos anos bancos centrais de diversos países adotaram medidas para tornar suas ações mais claras para o público, preocupando-se principalmente com a formação das expectativas dos agentes em relação ao futuro, dado o reconhecimento de seu comportamento *forward-looking*, ou seja, os agentes utilizam o conjunto de informações disponíveis para formar suas expectativas, em conformidade com os pressupostos das expectativas racionais. No âmbito desta questão, Geraats (2002) deu início à discussão acerca da importância das dimensões da transparência dos bancos centrais e suas implicações para o ambiente econômico, enfatizando aspectos como *efeito incentivo* e *efeito incerteza*¹, baseados essencialmente na posse da informação. Estes conceitos foram relevantes também para a definição da autora acerca da transparência, que pode ser entendida como a ausência de assimetria informacional entre banco central e público, em que o primeiro conhece suas preferências e o segundo forma expectativas acerca destas.

Com a percepção da importância destes conceitos e, conseqüentemente, de suas implicações para a economia, bancos centrais têm tomado medidas para melhorar sua comunicação, sendo a adoção das metas para inflação uma das ações mais frequentes, dado o comprometimento explícito dos formuladores de política em manter os níveis inflacionários dentro do proposto, evitando surpresas para os agentes. Ainda em relação à transparência e suas implicações, Bernanke (2008) avaliou a mudança na condução da política monetária nas últimas décadas, passando de uma “arte secreta” que deveria ser mantida fora da visão do público para a principal responsável pela manutenção da estabilidade do nível de preços, seja pela adoção de metas explícitas ou por metas implícitas, como no caso americano. No entanto, o autor destacou que independente do anúncio explícito da meta, há relevância na melhoria da comunicação entre banqueiros centrais e agentes econômicos na redução da incerteza e, por consequência, na determinação da trajetória de variáveis econômicas além da inflação, como taxa de juros e preços dos ativos.

¹ Entende-se como efeito incentivo a posse da informação privada por parte dos agentes econômicos, e que por esta razão podem tentar influenciar o comportamento dos demais por meio do anúncio destas informações. Já o efeito incerteza baseia-se na assimetria da informação, em que os agentes precisam aprender por suas próprias experiências, permitindo que outros explorem a presença de informação privada.

No caso brasileiro, a partir da adoção das metas de inflação em junho de 1999, em conjunto com outras medidas que contribuíram para a melhoria da comunicação entre banco central e público no decorrer dos anos, como a divulgação de atas, boletins e relatórios, espera-se que a assimetria informacional tenha reduzido, e que o banco central tenha se tornado mais transparente, atuando como guia para a formação das expectativas do setor privado, como visto no trabalho de de Mendonça e Galveas (2013), que avaliou a relação existente entre transparência e formação de expectativas a partir da adoção do regime de metas para inflação. Entretanto, como destacado pelos autores, o aumento da divulgação de suas ações e preferências por parte do banco nem sempre se mostra suficiente para que este garanta a melhoria na formação das expectativas dos agentes, que está sujeita essencialmente à comunicação entre banco central e público, além da idiosincrasia dos agentes, que se refere à percepção individual, dado o mesmo conjunto de informações disponíveis.

Ainda em relação à transparência, encontram-se na literatura discussões de seus efeitos sobre as trajetórias das variáveis econômicas e, por consequência, sobre o desempenho econômico, como visto em Demertzis e Hallet (2007) e de Mendonça e Inhudes (2010). Contudo, inexiste a discussão da transparência sobre a incerteza inflacionária tal como levantada por Friedman (1977), sendo esta:

“Os governos não tem produzido inflação alta como uma política deliberada, mas como uma consequência de outras políticas... Todos eles anunciam sua adesão à estabilidade de preços, em resposta especialmente a seus eleitores, que apesar de acolher muitos dos efeitos colaterais da inflação, têm preferência pelo conceito de moeda estável. Assim, uma explosão da inflação produz forte pressão para enfrentá-la. A política vai de uma direção para outra, encorajando ampla variação nas taxas de inflação e nas previsões da inflação. E, é claro, em um ambiente como esse, ninguém tem previsões de valor único. Todos reconhecem que existe uma grande incerteza sobre o que a inflação corrente vai passar a ser sobre qualquer intervalo futuro específico”.

Deste modo, dado que a literatura econômica não trata diretamente dos efeitos da transparência do banco central sobre a incerteza inflacionária dos agentes, tal como elucidada por Friedman, a questão proposta neste estudo é: A partir da adoção do regime de metas para inflação, existe relação entre o aumento da transparência e a incerteza inflacionária no Brasil?

A importância da incerteza inflacionária dos agentes no cenário econômico foi descrita por Friedman em trabalho publicado no ano de 1977, com a hipótese que a incerteza em relação à inflação distorce as decisões individuais, que afeta sua eficiência nas alocações de consumo e investimento e, por consequência, impacta no desempenho econômico. No mesmo sentido, Ball (1992) contribuiu com a formalização desta incerteza com a construção de um jogo entre bancos centrais e agentes econômicos, com assimetria informacional acerca das características dos formuladores de política, que poderiam ser liberais ou conservadores, podendo assim, em caso de comportamento conservador no combate à inflação, causar diminuição da atividade econômica. Por esta razão e em conformidade com a hipótese de Friedman (1977), as decisões dos agentes em cenários de incerteza inflacionária elevada podem ser subótimas, com impacto na trajetória das variáveis econômicas. No entanto, com o passar dos anos, diversos estudos buscaram explicar os efeitos da inflação e da incerteza inflacionária sobre a economia a partir de diferentes modelos, como visto nos trabalhos de Hayford (2000), Elder (2004), Grier *et al.* (2006), Miles (2008) e Caporale *et al.* (2012). De maneira geral, concluiu-se que o efeito da inflação sobre o desempenho econômico foi indireto, com a incerteza inflacionária atuando como mecanismo de transmissão deste impacto. Desta forma, e dado que os níveis inflacionários podem ser administrados pelos formuladores de política, a condução da política monetária torna-se determinante para a incerteza inflacionária e, em última instância, para a trajetória das variáveis econômicas.

Neste ponto algumas delimitações acerca das aspirações deste trabalho fazem-se necessárias, pois dada a reconhecida importância da condução da política monetária para a incerteza inflacionária e, por consequência, para a trajetória das variáveis econômicas, o estudo concentrar-se-á na relação existente entre transparência do banco central e incerteza inflacionária dos agentes, detendo-se sobre a dimensão política da transparência, definida por Geraats (2002) como a dimensão que se refere ao anúncio dos objetivos políticos e institucionais dos formuladores de política monetária (que inclui metas explícitas para inflação).

Desta maneira, pretende-se nesta dissertação: desenvolver a relação teórica entre incerteza inflacionária e transparência política do banco central; estimar a incerteza inflacionária dos agentes; transformar o índice de transparência política do banco central a partir da variabilidade dos erros de previsão dos agentes em torno das metas de inflação e, por fim, verificar de forma empírica a relação existente entre incerteza inflacionária e transparência do banco central, no contexto de regressão simples e múltipla.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Este capítulo tem por objetivo apresentar estudos relacionados aos temas incerteza e transparência, com abordagens teóricas e aplicações realizadas a partir de diferentes métodos. Desta forma, a primeira seção refere-se à incerteza e suas implicações, enquanto a segunda reúne estudos sobre transparência da autoridade monetária e sua importância.

2.1 Incerteza

A incerteza inflacionária dos agentes sobre o ambiente econômico foi tratada por Friedman (1977), que avaliou os efeitos da inflação sobre o desempenho econômico. Neste aspecto, cabe ressaltar que o contexto econômico vivenciado pelo autor ainda era afetado pelos efeitos da segunda grande guerra, o que tornava os agentes econômicos incertos sobre a trajetória futura dos preços da economia, que poderiam voltar aos níveis mantidos durante todo o século anterior ou então perder esta estabilidade, atingindo os níveis apresentados por diversos países da América Latina. Por esta razão, a incapacidade do mercado em gerar informações de qualidade para que os agentes econômicos tomassem suas decisões fazia com que estes atuassem de maneira subótima, por não haver naquele momento estabilidade para que as decisões de consumo e investimento fossem eficientes. As conclusões do estudo se concentraram na possibilidade da relação entre inflação e crescimento do produto, em que o impacto inflacionário sobre a produção incidiu de maneira indireta, com a incerteza dos agentes em relação aos níveis inflacionários futuros atuando como mecanismo de transmissão.

No trabalho de Ball (1992), a hipótese inicialmente discutida por Friedman (1977) entre inflação e incerteza foi formalizada, em que o autor utilizou um modelo de jogos repetidos entre banco central e público, incorporando choques exógenos e formuladores de política, sendo estes caracterizados como liberais (L) ou conservadores (C), em que liberais atuam de maneira mais branda em situações de inflação elevada enquanto os conservadores são completamente intolerantes com cenários deste tipo. Em tese, acreditava-se que quando a inflação se encontrasse em níveis elevados, a incerteza por parte dos agentes sobre a condução da política monetária futura tenderia a aumentar, dadas as consequências negativas geradas

por um possível processo de desinflação, como por exemplo, o aumento do desemprego, dada a relação estabelecida pela curva de Phillips. Por outro lado, em períodos com baixa inflação, a incerteza a respeito da política monetária futura seria menor, dado que os formuladores de política teriam incentivos em permanecer com os níveis baixos de inflação. Os resultados apresentados identificaram relação positiva entre inflação e incerteza inflacionária, reforçando o pensamento de que períodos com inflação elevada aumentam a incerteza dos agentes em relação à política monetária adotada no futuro, o que gera expectativas de inflação futura mais elevada e, em última instância, impacta na condução da política monetária.

A reunião destes conceitos formou a hipótese denominada Friedman-Ball (como visto nos estudos de Grier e Grier (2006) e Rizvi e Naqvi (2008)), que se concentra na relação da inflação com a incerteza inflacionária e, desta última, com a trajetória das variáveis macroeconômicas, com impacto direto sobre o desempenho econômico. Esquemáticamente:

$$\pi \rightarrow U_{\pi} \rightarrow y$$

Onde: π representa a taxa de inflação; U_{π} é a incerteza em relação à inflação futura e; y representa o desempenho econômico, composto de todas as variáveis econômicas que são afetadas pela incerteza inflacionária, como por exemplo, o crescimento do produto.

Neste ponto, faz-se necessário um desvio em relação à evolução dos estudos acerca da incerteza inflacionária e suas implicações, pois, a partir da publicação de Engle no ano de 1982 tiveram início estudos acerca da volatilidade das séries de tempo, com o modelo Auto Regressivo de Heteroscedasticidade Condicional denominado ARCH, que avaliou a volatilidade da inflação da Inglaterra. Após esta publicação, estudos acerca da volatilidade expandiram consideravelmente, com a criação de outras modelagens baseadas no ARCH para caracterizar de diferentes maneiras o comportamento da variância condicional das séries, como o modelo Auto Regressivo de Heteroscedasticidade Condicional Generalizado (GARCH), desenvolvido por Bollerslev (1986), e que teve como contribuição ser mais parcimonioso do que a modelagem ARCH, no sentido de modelar a variância condicional com a utilização de menos parâmetros e captar efeitos de persistência aos choques sobre a variância condicional.

Conforme a hipótese Friedman-Ball, em conjunto com o importante arcabouço metodológico desenvolvido em torno dos modelos de séries de tempo, diversos estudos

concentraram-se em medir a incerteza inflacionária e avaliar seu impacto sobre o ambiente econômico, como nos trabalhos de Pindick (1988), Bertola (1988) e Cabellero (1991), que encontraram evidências de que maior incerteza em relação ao comportamento inflacionário futuro provocou redução nos investimentos, gerando prejuízos ao crescimento econômico futuro. Nos estudos de Baillie e Chung (1996) e Grier e Perry (1998) foi evidenciada a relação entre inflação e incerteza para medir a incerteza inflacionária, ambos a partir da modelagem GARCH. No primeiro, a inflação de dez países foi analisada, e de maneira geral os resultados apontaram que a direção da causalidade no sentido de Granger foi de que maior inflação causou maior incerteza inflacionária. No mesmo sentido, os resultados de Grier e Perry (1998) que testaram a partir da causalidade de Granger as hipóteses que maior inflação causa maior incerteza, e que maior incerteza causa maior inflação encontraram a existência de causalidade de Granger no primeiro caso (maior inflação causa no sentido de Granger maior incerteza), mas para o segundo os resultados não foram significativos, indício de que não houve evidência que maior incerteza causa no sentido de Granger maior inflação.

No trabalho de Hayford (2000), a hipótese Friedman-Ball foi utilizada para avaliar de forma empírica o impacto da incerteza sobre a atividade econômica real, com a contribuição da inclusão da incerteza relacionada ao desemprego (além da inflacionária), que segundo o autor também seria importante na determinação do crescimento do produto. Para avaliar as relações propostas o autor utilizou como medida de incerteza inflacionária a variância das previsões dos agentes privados. No que tange à incerteza relacionada ao desemprego, a medida foi construída pela variância da taxa de desemprego esperado pelos agentes privados. Em sua modelagem, o autor avaliou a relação entre as variáveis através da causalidade de Granger, que mostrou que o aumento da inflação causou neste sentido a elevação da incerteza no ambiente econômico como um todo, afetando tanto a desconfiança da inflação futura quanto a desconfiança do desemprego. Por fim, a partir da modelagem VAR, o autor concluiu que as medidas de incerteza impactaram de maneira negativa no crescimento do produto, com impacto no desempenho da economia.

No trabalho de Giordani e Söderlind (2003) foi estudada a incerteza das previsões individuais a respeito da inflação e do crescimento do produto a partir dos dados trimestrais da Survey of Professional Forecasters (SPF) do período de 1969 a 2001 para inflação e de 1980 a 2001 para o crescimento do produto dos Estados Unidos. Em relação à utilização das medidas estimadas em modelos de séries de tempo, os autores descreveram características importantes que podem fazer com que estes modelos sejam aplicados de maneira indevida,

como por exemplo, quando aplicados sobre séries de dados que apresentam mudança estrutural relevante, e que por este motivo podem ocasionar resultados enganosos. Para tais características, enfatizaram os ganhos da utilização de pesquisas amostrais sobre expectativas e incerteza. Com relação à evidência empírica realizada no estudo, os autores trabalharam com a comparação de diferentes métodos, com questionamentos relacionados à qual medida melhor se aproxima do conceito de incerteza das previsões, dado que esta é uma variável não observada diretamente. As alternativas selecionadas pelos referidos autores foram: discordância entre as previsões individuais dos previsores; média da variância dos erros de previsão individuais e; variância do histograma agregado do SPF. Os resultados obtidos apontaram que a medida mais satisfatória foi a discordância das previsões individuais, tanto para a inflação quanto para o crescimento do produto, apesar desta ser a medida com menor desenvolvimento teórico dentre as analisadas.

O trabalho de Kontonikas (2004) analisou a relação entre inflação e incerteza durante o período de 1972 a 2002, com dados britânicos. O autor fez uso da modelagem GARCH e seus resultados indicaram relação positiva entre inflação passada e incerteza atual. Outro aspecto relevante foi a comprovação de que a adoção explícita da meta para inflação reduziu tanto a persistência dos choques inflacionários quanto a incerteza. Ainda no ano de 2004, o trabalho de Elder avaliou o impacto da incerteza inflacionária sobre a atividade econômica real, cobrindo o período de 1966 a 2000. Segundo o autor, tanto a literatura teórica quanto a empírica divergem em algumas questões referentes ao assunto, questionando o verdadeiro impacto da incerteza inflacionária sobre as variáveis econômicas. Desta forma, a proposta do estudo concentrou-se no exercício empírico a partir da modelagem de dados temporais. Para tanto, foi utilizado o modelo denominado MGARCH-M VAR que, de acordo com o estudo, apresenta a vantagem de incorporar a volatilidade presente no GARCH em conjunto com as características presentes no VAR, com o ganho de extrapolar os conceitos básicos do VAR heteroscedástico. Em relação aos resultados, verificou-se que a incerteza inflacionária teve impacto significativo sobre a atividade econômica, especialmente sobre o crescimento do produto, medido pela interpolação do PIB com a produção industrial. Desta forma, concluiu-se que a incerteza inflacionária reduziu o crescimento econômico com uma defasagem aproximada de dois meses e com magnitude de 0,22%. Cabe ressaltar que os exercícios econométricos foram realizados também para subperíodos amostrais (antes de 1979 e depois de 1982) e, em todas as estimações, os principais resultados foram mantidos, reiterando a importância da incerteza inflacionária sobre a trajetória econômica.

No estudo de Grier e Grier (2006) os efeitos da inflação e da incerteza inflacionária sobre o crescimento do produto foram avaliados para a economia mexicana a partir de dados mensais para os anos de 1972 a 2001. Para os autores existe certa complexidade em avaliar os efeitos da inflação sobre o desempenho econômico, pois se houverem efeitos reais da inflação, políticas de caráter governamental seriam capazes de influenciar a performance econômica, como por exemplo a política monetária. Em relação à estrutura econômica mexicana, os autores ressaltaram o passado recente com elevados índices inflacionários, que atuou como justificativa para o estudo. Os exercícios empíricos foram realizados a partir da medida de incerteza construída pela modelagem GARCH-M multivariada aumentada, e mostraram que, quando a inflação média se elevou, a incerteza inflacionária também apresentou crescimento, e que o principal impacto sobre o desempenho do produto foi determinado pela medida de incerteza inflacionária, ao invés da inflação. Desta forma, as conclusões dos autores apontaram para um efeito indireto da inflação sobre o crescimento do produto, com a incerteza inflacionária como responsável pelo impacto. Cabe ressaltar ainda que este impacto foi negativo, e revela que quanto maior o nível médio da inflação maior a incerteza inflacionária e, desta forma, menor o crescimento do produto. Por fim, concluiu-se sobre a importância da incerteza inflacionária para a condução da política monetária e seus impactos significativos sobre o desempenho econômico.

No mesmo sentido, o estudo de Fountas, Karanasos e Kim (2006) avaliou as relações entre inflação, crescimento do produto e incerteza macroeconômica, em que esta última foi decomposta em incerteza nominal (incerteza inflacionária) e incerteza real (incerteza em relação ao crescimento do produto). Para tanto, os autores utilizaram dados mensais para os seguintes países: Alemanha, Canadá, Itália, Japão, França, Estados Unidos e Reino Unido, cobrindo o período entre 1957 e 2000. Cabe ressaltar que as medidas de incerteza inflacionária e de crescimento do produto foram obtidas via modelagem GARCH a partir das séries de inflação e produção industrial, respectivamente. De maneira teórica, os autores destacaram as relações existentes entre as variáveis observadas, em que a inflação impacta de forma negativa e indireta sobre o bem estar, e com impacto direto e positivo sobre a incerteza inflacionária, sendo esta a responsável por afetar de forma direta e negativa o crescimento do produto. Em se tratando do exercício empírico, os resultados mostraram-se em concordância com a perspectiva teórica, dada a relação positiva entre inflação e incerteza inflacionária, que pode ser justificada principalmente por choques econômicos reais que afetam as duas variáveis. Também em conformidade com os aspectos teóricos, a relação da incerteza

inflacionária com o desempenho econômico se mostrou significativa e negativa na maioria dos países avaliados. Por fim, dado o reconhecimento da relação indireta entre inflação e crescimento do produto, as conclusões centraram-se nos incentivos dos bancos centrais em manterem o nível inflacionário baixo, para que a incerteza inflacionária seja controlada e, em última instância, não impacte de maneira negativa sobre o crescimento do produto.

No trabalho de Rizvi e Naqvi (2008) foi avaliada a importância da incerteza inflacionária sobre a trajetória econômica no Paquistão, dada a hipótese denominada Friedman-Ball, em que a inflação afeta de maneira indireta o desempenho econômico, com a incerteza inflacionária como responsável direto por este impacto. Para o estudo foi selecionada amostra de 1976 a 2008, em que a incerteza inflacionária foi medida por modelos de séries de tempo por meio da variância condicional da série de inflação. No entanto, segundo os autores o GARCH simples não apresentou ajuste satisfatório devido à sua incapacidade de incorporar efeitos assimétricos na incerteza inflacionária. Por isto, utilizaram-se os modelos GJR-GARCH e EGARCH, que capturaram os efeitos assimétricos existentes. Os resultados encontrados mostraram que para o Paquistão a hipótese Friedman-Ball foi confirmada, com relação positiva entre inflação e incerteza inflacionária medida por meio de causalidade de Granger. Para concluir, chamou-se atenção também para importância dos efeitos assimétricos, em que os efeitos do aumento da inflação afetaram mais na elevação da incerteza inflacionária do que os efeitos da redução da inflação sobre a redução da incerteza inflacionária, o que evidencia que notícias ruins em relação ao aumento da inflação tiveram impacto maior na incerteza do que notícias boas.

No trabalho de Miles (2008) foi avaliado o impacto da adoção de metas para inflação (MI) no Canadá que ocorreu em 1991 sobre o nível, a persistência e a incerteza da inflação. As motivações do trabalho centraram-se nos efeitos da incerteza da inflação sobre o produto, pois, segundo o autor, elevada incerteza sobre a inflação impacta de forma negativa sobre a taxa de câmbio, investimentos e, por consequência, produto. A abordagem teórica justificou que a adoção de metas explícitas para a inflação tende a aumentar a credibilidade da autoridade monetária, dado que a divulgação das metas atua como âncora para as expectativas dos agentes, o que pode contribuir para a redução da incerteza, dada a diminuição da persistência inflacionária. Para o exercício empírico foram utilizados dados trimestrais de 1970 a 2006, e as estimações se basearam nos modelos da família ARCH, destacando-se a utilização do modelo GARCH que forneceu a medida de incerteza a partir da variância condicional, e o modelo TARARCH, que propiciou a análise de efeitos assimétricos em relação

aos choques na inflação no período de estudo. Os resultados constataram que a adoção da MI em 1991 foi capaz de reduzir a persistência da inflação. Entretanto, a análise central referente ao efeito da adoção das metas em relação à incerteza não apresentou o resultado esperado, pois o sinal do coeficiente que capturou tal efeito foi positivo, indício de que a implementação da MI gerou aumento da incerteza. Porém, como argumentado pelo autor, este resultado pode conter um componente importante da história recente do Canadá, que adotou outra meta antes da MI, sendo esta a meta para oferta de moeda (M1). Dados os resultados insatisfatórios obtidos pela meta M1, justificou-se que o aumento da incerteza pode ter sido ocasionado pela desconfiança dos agentes em relação à autoridade monetária. Por fim, por meio de um modelo de regressão concluiu-se que não houve impacto significativo da incerteza sobre a inflação, o que significa que variações na incerteza dos agentes não provocaram impactos diretos sobre a inflação do período.

No trabalho de Lahiri e Sheng (2010), o objetivo foi discutir a maneira mais apropriada de se estimar a incerteza das previsões *ex ante* (tanto para inflação quanto para crescimento do produto), dada a importância desta na condução de política monetária e, por consequência, nos resultados macroeconômicos. Por se tratar de uma variável não observada, diferentes medidas foram propostas na literatura, porém, no trabalho em questão, a medida de incerteza foi definida como a variância do erro de previsão, que foi definido como a soma de um componente comum a todos os agentes e um componente idiossincrático. Desta forma, a incerteza pode ser explicada pela soma da incerteza associada com os choques futuros comuns e a variância dos choques idiossincráticos (denominada discordância). Para o exercício empírico os autores utilizaram um painel de dados do período 1969 a 2007 e, de acordo com as expectativas, a discordância foi uma boa *proxy* para incerteza em períodos de estabilidade econômica, dado o baixo valor dos choques nestes períodos. Cabe ressaltar que além do período de estabilidade econômica, este resultado depende do horizonte de previsão, pois como destacado pelos autores, quanto maior o horizonte de previsão, pior a aproximação da discordância como medida de incerteza. Outro aspecto a ser enfatizado, assim como nos trabalhos de Bomberger (1996) e Giordani *et al.* (2003), é que apesar do ajuste satisfatório da discordância em relação à incerteza, esta permanece como uma medida sem fundamentação teórica.

Por fim, os autores apresentaram outras duas possibilidades de estimação da incerteza *ex ante*, com modificações na forma de cálculo do componente referente à variância dos choques agregados futuros. A primeira foi calculada pelo erro quadrado médio das previsões

(medida *ex post*), enquanto a segunda utilizou o modelo GARCH para aproximar os valores do componente em questão. Os resultados encontrados mostraram que os resultados para a utilização do GARCH foram superiores para a medida de incerteza *ex ante*, dada a amostra utilizada no estudo.

O trabalho de Caporale, Onorante e Paesani (2012) avaliou a relação entre a inflação e a incerteza associada à inflação na zona do Euro, justificando o estudo pela introdução da União Econômica e Monetária (UEM) ocorrida em 1999, que mudou significativamente o ambiente macroeconômico europeu e, por consequência, a formação das expectativas dos agentes econômicos. Dentre as mudanças institucionais os autores destacaram a transferência das decisões internas da política monetária de cada país para o Banco Central Europeu (BCE), e o fim das barreiras financeiras e econômicas existentes entre os países. Devido a este conglomerado de mudanças, que envolveu também o compromisso do BCE em manter a estabilidade de preços para os países como um todo, acreditou-se que uma das variáveis com maior possibilidade de impacto fosse a inflação, crescendo a importância do estudo desta variável e seus impactos tanto nas expectativas dos agentes quanto na incerteza em relação ao seu comportamento. Desta forma, o estudo avaliou a relação entre a inflação e a incerteza sobre a inflação a partir de modelos relacionados à econometria de séries de tempo. Para tanto, os autores utilizaram amostra de dados mensais de 1980 a 2009, em que a medida de incerteza inflacionária foi obtida a partir do modelo GARCH e a relação entre inflação e incerteza foi avaliada através do VAR. Os procedimentos adotados permitiram a decomposição da incerteza em curto prazo e de estado estacionário, com a justificativa teórica que os agentes econômicos têm decisões de dois tipos a serem tomadas, uma intratemporal e outra intertemporal, e que estas seriam afetadas por incertezas distintas.

Os resultados obtidos mostraram que a incerteza a respeito da inflação assim como a inflação de estado estacionário tem declinado desde a criação da UEM em 1999, e que a incerteza de curto prazo tem sido estável. Outra evidência foi a quebra estrutural encontrada no período de criação da UEM, mostrando que as mudanças institucionais ocorridas afetaram de maneira significativa o ambiente econômico e suas variáveis. Por fim, houve a constatação da relação de causalidade, e que o BCE pode manter a incerteza da inflação baixa a partir da redução da taxa de inflação.

2.2 Metas para inflação e transparência

Estudos acadêmicos envolvendo metas para inflação (MI) tiveram início a partir da década de 1990, período em que este regime passou a ser utilizado por diversos países, tendo como objetivo principal a estabilidade dos preços. Bernanke e Mishkin (1997) identificaram as metas para inflação como uma nova estratégia para a política monetária, diferenciando-se do debate econômico regras versus discricionariedade, por não se tratar de regra (devido à possibilidade de intervenções de curto prazo) nem descrição (devido ao comprometimento explícito com a manutenção da inflação dentro do limite proposto). Por esta razão, a definição mais apropriada para este regime seria a de estrutura política, cuja vantagem se encontra no aumento da transparência das ações dos formuladores de política e, por consequência, maior coerência política. Desta forma, a adoção do regime foi associada à maior independência do banco central, principalmente sobre a utilização dos instrumentos necessários para atingir as metas estabelecidas. As metas para inflação foram definidas como “descrição restrita”, que reforça a ideia do anúncio de uma meta central, mas com limites impostos para que o banqueiro tenha liberdade de atuação em eventuais desequilíbrios de curto prazo, com ênfase para a importância dos relatórios de inflação divulgados periodicamente. Em relação à incerteza dos agentes, ressaltou-se o efeito positivo sobre a poupança de longo prazo e as decisões de investimento, pois em ambientes de incerteza elevada os preços relativos e contratos salariais podem ser alterados.

Também em trabalho teórico acerca das metas para inflação, Mishkin (2000) analisou as características, vantagens e desvantagens deste tipo de política para países emergentes, evidenciando que apenas a partir da adoção deste regime não se pode encontrar a solução dos problemas inflacionários vivenciados por diversos países nas décadas anteriores. Para o autor, o sucesso das metas para inflação depende de diversos fatores, como a manutenção da estabilidade da taxa de câmbio, políticas fiscais responsáveis por parte do governo e, como aspecto principal, o comprometimento com os agentes econômicos, que formam suas expectativas e tomam suas decisões baseados nas informações divulgadas pelos formuladores de política. Desta forma, ressaltou-se no texto que o regime de metas para inflação não compreende apenas o anúncio por parte do banco central do objetivo numérico da inflação, mas também uma série de questões complementares, como relatórios descritivos de resultados passados e perspectivas futuras, independência dos formuladores de política monetária, entre

outros. Por fim, a adoção do regime foi avaliada para a economia chilena, que obteve sucesso inicial ao reduzir a taxa de inflação, mas que ainda deveria evoluir em questões complementares, como por exemplo, a publicação de relatórios periódicos.

Contudo, cabe ressaltar que neste período a literatura dedicada às metas para inflação não apresentava consenso em relação aos impactos sobre as variáveis macroeconômicas, pois as hipóteses teóricas quando aplicadas empiricamente nem sempre mostravam os resultados esperados, como mostrado no trabalho de Honda (2000), que a partir de um modelo VAR irrestrito concluiu que a adoção do regime de metas não foi estatisticamente significativa para as variáveis econômicas da Nova Zelândia, Canadá e Reino Unido.

Com a evolução da discussão acerca do assunto, os impactos das metas de inflação passaram a ser identificados sobre a condução da política monetária por meio de impactos sobre a formação das expectativas futuras dos agentes em relação à inflação, ao invés de efeitos diretos sobre as variáveis macroeconômicas. Neste sentido, o trabalho de Johnson (2001) avaliou o impacto das metas para a formação de expectativas dos agentes no período de 1984 a 2000, utilizando dados em painel para onze países, sendo estes: Alemanha, Austrália, Canadá, Estados Unidos, Nova Zelândia, Suécia, França, Holanda, Itália, Japão e Reino Unido, onde os cinco primeiros países citados foram os precursores da adoção das metas de inflação na década de 1990, enquanto os demais ainda não haviam adotado o regime no período analisado. Desta forma, propôs-se a estimação comparativa entre os países e, de acordo com os resultados apresentados, observou-se que o nível da inflação esperada caiu após os anúncios realizados pelos formuladores de política, além da constatação de que os países com o regime de metas permitiram um processo de desinflação com menores erros de previsão, ou seja, houve melhoria na formação das expectativas e maior crença dos agentes em relação às ações dos Bancos Centrais.

No entanto, foi no trabalho publicado por Geraats (2002) que mudanças significativas ocorreram em relação à importância dada para as atribuições do banco central, pois a transparência foi reconhecida como característica chave na condução da política monetária, dado que até então a literatura consagrada concentrava-se em torno da importância da independência dos bancos. Com este novo paradigma na política monetária, uma definição contextualizada foi feita, sendo esta: “a transparência do banco central é a ausência de assimetria informacional entre os formuladores de política monetária e o demais agentes econômicos” (GERAATS, 2002). Por esta definição, acredita-se que uma consequência gerada pela transparência é a redução da incerteza dos agentes, que por outro lado pode

acarretar em alteração dos incentivos dos formuladores de política em relação à sinalização, o que não permite a afirmação de que uma maior transparência esteja associada a maior bem-estar da população. Por fim, a conclusão teórica da foi que a transparência só não é mais importante para um banco central do que sua independência e a manutenção da expectativa de inflação baixa.

A partir desta definição abrangente de transparência, o estudo propôs descrever a transparência pertencendo a cinco dimensões, a saber:

- **Transparência política:** refere-se à divulgação dos objetivos políticos e arranjos institucionais que atuam no esclarecimento dos motivos dos formuladores de política monetária; esta dimensão da transparência pode incluir metas explícitas para a inflação, a independência do banco central e contratos.
- **Transparência econômica:** refere-se às informações econômicas utilizadas para a condução da política monetária, incluindo dados econômicos, modelos políticos e previsões realizadas pelo banco central.
- **Transparência de procedimentos:** esta dimensão da transparência descreve a forma como as decisões de política monetária são tomadas, incluindo as estratégias de política monetária e deliberações políticas, geralmente feitas através de atas e registros de votação.
- **Transparência de ação política:** refere-se a anúncios e explicações das decisões políticas, além de indicações de prováveis ações futuras sob a forma de inclinação política.
- **Transparência operacional:** esta dimensão diz respeito à implementação da política monetária, incluindo discussões de controle de erros para o uso de instrumentos e mecanismos de transmissão.

Os resultados encontrados sugeriram que maior transparência total pode ser desejável quando o banco central possui independência e problemas em relação a viés inflacionário são ausentes, pois neste contexto maior transparência tende a reduzir a incerteza do setor privado, o que proporciona ao banco maior flexibilidade para estabilizar distúrbios econômicos e reduzir a volatilidade do produto, fazendo com que suas ações alcancem níveis de bem-estar social mais elevado para a população.

No trabalho de Cruijsen e Demertzis (2005) o objetivo foi avaliar o impacto da transparência do banco central sobre a inflação esperada, dada a reconhecida importância da relação existente desta última com a inflação e, por consequência, de impactos sobre a economia. Desta forma, em contraste com os trabalhos realizados até então, que avaliavam diretamente a magnitude do efeito do aumento da transparência sobre a economia, os autores preocuparam-se com o efeito da transparência sobre as expectativas de inflação, e se o aumento da transparência dos bancos centrais de diferentes países atuou como âncora das expectativas do setor privado. Na concepção dos autores, variações nas características institucionais afetam as expectativas dos agentes privados sobre o comportamento futuro do banco central, que impacta em última instância na inflação. Para as análises propostas, os autores fizeram uso da Forecast Consensus, que representou uma medida de expectativa de inflação formada pelos agentes privados, além de diferentes índices de transparência encontrados na literatura, com maior destaque para o índice construído por Eijffinger e Geraats (2002), denominado índice EG. De posse destas medidas quantitativas, os autores realizaram uma regressão em painel analisando o período de 1989 até 2004 para oito países, sendo estes: Austrália, Canadá, Japão, Nova Zelândia, Suécia, Reino Unido, Estados Unidos e Suíça. Dentre os resultados encontrados ressaltou-se em primeiro lugar que, em geral, a média e o desvio padrão da inflação e da inflação esperada diminuíram durante o período avaliado. Outro resultado apresentado foi que a transparência foi benéfica no sentido de centralizar as expectativas dos agentes privados e, com isso, diminuiu a relação existente entre inflação esperada e inflação. Por fim, os autores apresentaram resultados referentes à persistência da inflação em países com transparência do banco central, utilizando novamente o índice de transparência EG. Como esperado a priori, os resultados mostraram que países com bancos centrais mais transparentes possuem menor persistência da inflação.

O trabalho de Demertzis e Hallet (2007) analisou a transparência do banco central em dois aspectos, um teórico (com a apresentação de um modelo para observar os efeitos da falta de transparência) e outro aplicado (com análise empírica realizada pelos autores para nove países, sendo estes: Nova Zelândia, Reino Unido, Suécia, Canadá, Estados Unidos, Austrália, Japão, Suíça e Inglaterra). De início, foram tratados questionamentos referentes à aceitação da transparência como aspecto relevante para variáveis macroeconômicas, devido a opiniões favoráveis à falta de transparência por parte dos bancos centrais, que permite à autoridade monetária construir sua reputação sem o anúncio prévio do planejamento adotado para o desenvolvimento da política monetária. Por outro lado, acredita-se também no efeito da

transparência sob a informação dos agentes, que acarreta em melhores decisões por parte do setor privado e, por consequência, melhoria no bem-estar. Assim, os autores preocuparam-se em delimitar o contexto do trabalho, com análise dos efeitos da falta de transparência especificamente sob duas dimensões: transparência política imperfeita, sendo esta a que se refere à imperfeição das prioridades e objetivos do banco central; e transparência econômica imperfeita, que se refere à falta de informações, choques e metas. No entanto, cabe ressaltar um ponto comum entre as duas dimensões da transparência analisadas, sendo este a distorção causada nas expectativas do setor privado em relação à inflação. Em relação à transparência política imperfeita, o público era incerto sobre as preferências do banqueiro central. Para a transparência econômica imperfeita, a incerteza do público era em relação ao combate às distorções por parte do banco central. Por fim, foi realizada uma análise empírica para avaliar os efeitos da transparência sobre a inflação média e sua variância, e outra para o produto médio e sua variância. Os autores realizaram uma regressão simples com dados em corte transversal, com número de observações relativamente baixo, apenas nove observações. Apesar da amostra estatisticamente não significativa e, portanto, resultados passíveis de questionamento, os autores concluíram que a inflação média não é afetada pela transparência. Em relação à variabilidade da inflação os resultados mostraram que maior transparência gerou menor variância inflacionária. Em relação aos resultados para o produto, os autores não encontraram evidências significativas que a média ou a variabilidade do produto foram afetados por maior transparência do banco central. O resultado final apresentado mostrou que se no curto prazo as expectativas do setor privado em relação às preferências do banqueiro central forem que este é mais conservador do que se apresenta, temporariamente pode ocorrer menor inflação. O oposto ocorre se as expectativas do setor privado são em favor de um banco central menos conservador.

No estudo de Bernanke (2008), foi avaliada a importância do aumento da transparência na condução da política monetária, que a partir do conhecimento público dos objetivos e estratégias do banco central, os agentes tornam-se capazes de formar suas expectativas e realizar suas decisões de consumo e investimento munidos de maior informação, que faz com que variáveis como inflação, taxas de juros e preços dos ativos sigam a trajetória econômica desejada pelo banco, reforçando o trabalho deste. Por fim, o autor preocupou-se também em descrever as limitações dos formuladores de política, especificamente sobre o desempenho de variáveis macroeconômicas como desemprego e

produto, que apesar de centrais para os objetivos econômicos são afetadas de maneira relevante por fatores externos às decisões de política monetária.

O estudo feito por de Mendonça e Inhudes (2010) avaliou as relações existentes entre o aumento da transparência por parte do banco central a partir da adoção do regime de metas em junho de 1999 e variáveis macroeconômicas brasileiras, sendo estas: inflação, taxa de juros, PIB e desemprego. Para os autores, existiu nos últimos anos uma tendência de aumento da transparência na condução da política monetária por parte dos bancos centrais, estreitando a comunicação deste com o público, o que implicou melhoria na formação das expectativas dos agentes, que pode ocasionar diminuição da variabilidade das variáveis macroeconômicas. Ainda no ambiente teórico, os autores ressaltaram a relação da maior transparência com o aumento da *accountability* por parte dos formuladores de política, que permitiu a redução da ocorrência de inconsistência dinâmica por meio de políticas inflacionárias, reforçando a legitimidade democrática de um banco central independente. Passando à questão empírica, os autores utilizaram dados mensais das variáveis citadas a partir da implementação do Plano Real em 1994, para avaliar se houveram mudanças nas variáveis com a adoção do regime de metas de inflação em 1999. Os resultados encontrados para a inflação apontaram redução da volatilidade, indício de maior estabilidade da série a partir da adoção do regime de metas. Em relação à melhoria na previsibilidade do público, o resultado encontrado não foi significativo, mostrando que mesmo com maior informação fornecida pelo banqueiro central o público não seria capaz de prever o comportamento futuro da inflação. Em relação à taxa de juros os resultados foram similares, em que a série apresentou diminuição na volatilidade, mas com previsibilidade restrita por parte do público. Por fim, as variáveis referentes ao PIB e a variação do desemprego apresentaram comportamento divergente da inflação e taxa de juros, com a volatilidade não apresentando alteração após a adoção do regime de metas, mas com comportamento mais propício à previsibilidade por parte do público, dada a aproximação das séries de PIB e desemprego pela distribuição normal.

No trabalho de Cogley e Sargent (2010) o objetivo foi avaliar a persistência no gap da inflação, definido como a diferença entre a inflação corrente e a meta de inflação de longo prazo do Fed. De acordo com os autores existe na literatura consenso sobre a existência de persistência na inflação, mas discordância no que tange à persistência do gap da inflação. Dada a medida de persistência do gap da inflação proposta, utilizando a modelagem VAR, encontraram que valores próximos a zero indicam a existência de persistência fraca, e que desta forma choques na inflação tendem a dissipar rapidamente. Em contrapartida, valores

próximos à unidade indicam persistência forte, indicando que os efeitos dos choques permanecem por mais tempo. Em conjunto com a caracterização de persistência fraca/forte surge o conceito de previsibilidade, relacionado de forma positiva com a persistência forte, no sentido que quanto maior o efeito dos choques, melhor a previsibilidade, dada a utilização de informações passadas. De maneira contrária, quando mais fraca a persistência dos choques pior a previsibilidade, gerando erros nas previsões feitas com base em distúrbios passados. Em relação aos resultados os autores concluíram que até meados da década de 1980 houve previsibilidade, com forte persistência dos choques sobre a economia. Porém, após a desinflação realizada por Volcker os choques deixaram de ser persistentes, com o argumento que as metas de inflação de longo prazo do Fed passaram a ser mais bem ancoradas, que fez o gap da inflação diminuir. Assim, com o auxílio de modelos novo-keynesianos os autores concluíram que a diferença entre a inflação corrente e a meta de inflação cresceu no período denominado Great Inflation, mas após a desinflação promovida por Volcker o gap inflacionário diminuiu, devido a maior estabilidade fornecida pelas metas de inflação de longo prazo, que foi apontada como fator de maior relevância sobre a redução da volatilidade e persistência da inflação.

Por fim, em de Mendonça e Galveas (2011) foi analisado o impacto da transparência do banco central brasileiro sobre a inflação durante o período de 2002 a 2010, concentrando-se na importância do regime de metas para inflação sobre a formação das expectativas dos agentes e, por consequência, no impacto sobre a inflação. Para tanto, os autores construíram dois índices referentes à transparência do banco central, sendo o primeiro deles baseado em comportamento *backward-looking* (TIBL), em que os agentes utilizam informações da inflação ocorrida; o segundo índice, denominado *forward-looking* (TIFL), capturam-se as expectativas dos agentes, que utilizam todas as informações disponíveis até o momento para inferir sobre o comportamento futuro da inflação. Para os dois índices a amplitude variou de zero a um, em que o valor zero indicou opacidade total do banco central (falta de transparência) enquanto o valor um indicava transparência máxima. As evidências empíricas dos autores foram apresentadas em três partes, sendo a primeira uma análise gráfica mostrando a relação dos índices de transparência com a inflação; a segunda utilizou modelagem no tempo, sendo o modelo VAR escolhido e, por fim, foram testadas regressões por diferentes métodos (MQO e GMM). Os principais resultados mostraram relação negativa entre transparência do banco central e inflação corrente, tanto pelo índice *backward-looking* quanto pelo *forward-looking*. Entretanto, de maneira geral os resultados que envolveram o

índice *forward-looking* (TIFL) foram mais significativos, mostrando que o banco central tem obtido sucesso em ancorar as expectativas dos agentes. Por fim, as conclusões descritas enfatizaram que o aumento da transparência por parte da autoridade monetária junto com o comportamento *forward-looking* dos agentes contribuiu para a redução da inflação corrente do Brasil no período avaliado.

Desta maneira, de acordo com as discussões apresentadas acerca da importância da incerteza no ambiente econômico e da transparência do banco central sobre a condução da política monetária, nota-se a ausência na literatura da relação entre transparência e incerteza inflacionária, no sentido de que dado o maior comprometimento dos bancos centrais em informarem o público sobre suas ações e perspectivas futuras, espera-se que as expectativas dos agentes sejam ancoradas e, desta forma, deve-se verificar alteração da incerteza inflacionária dos agentes.

3. INCERTEZA INFLACIONÁRIA E CHOQUES DE OFERTA

Esta seção baseia-se na combinação dos estudos de Demertzis e Hallet (2007) e Lahiri e Sheng (2010). O primeiro destes apresenta a função objetivo do banco central com uma restrição baseada na curva de oferta de Lucas para determinar as trajetórias ótimas da inflação e do produto, com avaliação do impacto da transparência do banco central sobre estas trajetórias ótimas e suas variâncias. No entanto, devido às aspirações desta dissertação, estruturada fundamentalmente nos pressupostos estabelecidos por Friedman (1977) acerca da importância da incerteza dos indivíduos sobre o desempenho econômico, propõe-se ampliar o desenvolvimento anterior com a formulação descrita em Lahiri e Sheng (2010), para que a transparência do banco central seja avaliada sobre a incerteza inflacionária a partir da variabilidade dos erros de previsão dos agentes, fornecendo uma estrutura dos erros dos indivíduos para a medida de incerteza inflacionária.

Posto isto, inicia-se com a descrição da estrutura teórica desenvolvida por Roggof (1985) e também adotada por Demertzis e Hallet (2007), em que as decisões do banco central em relação às preferências por minimização da inflação e do produto podem ser definidas a partir da função objetivo:

$$L = \frac{1}{2} E[\pi^2 + b(y - k)^2] \quad (1)$$

Onde:

y = é o desvio do produto em relação a seu valor de estado estacionário;

π = é o desvio da inflação em relação a seu valor de estado estacionário, e o valor da inflação no estado estacionário é zero;

b = parâmetro de preferência do banco central por produto na função objetivo;

k = parâmetro de distorção ($k > 0$ significa que o formulador de política deseja corrigir tal distorção);

Em seguida, modela-se o problema a partir de uma restrição descrita pela curva de oferta de Lucas, indicando que as ações dos agentes, dada sua racionalidade, respondem à seguinte equação em sua tomada de decisão:

$$y = \pi - \pi^e + \varepsilon \quad (2)$$

Onde:

π^e = inflação esperada pelos agentes do setor privado;

ε = variável independente e identicamente distribuída que captura os choques de oferta da economia;

De acordo com os pressupostos da curva de oferta de Lucas e, por consequência, com as definições de suas variáveis, espera-se que, na média, os choques de oferta tenham valor zero e que sua variância seja constante no tempo. Assim: $E(\varepsilon) = 0$ e $Var(\varepsilon) = \sigma_\varepsilon^2$.

A esta altura mostra-se necessária a nota de que o modelo utilizado assume a existência de apenas uma autoridade monetária e que não há influência de políticas fiscais sobre as variáveis econômicas. Dadas estas suposições simplificadoras e assumindo como variáveis de interesse inflação, inflação esperada e hiato do produto, a determinação destas variáveis ocorre seguindo basicamente três etapas: a primeira consiste na determinação da inflação esperada a partir do método de Lagrange, em que a curva de oferta de Lucas atua como restrição; a segunda consiste em internalizar a restrição, com derivada parcial da função objetivo em relação à inflação e, por último, utilizam-se os resultados obtidos para inflação e inflação esperada na determinação do hiato do produto.²

Desta maneira, inflação, inflação esperada e hiato do produto são descritos respectivamente por:

$$\pi = bk - \frac{b}{(1+b)} \varepsilon \quad (3)$$

² O desenvolvimento matemático realizado para a determinação das variáveis de interesse está apresentado no Apêndice 1 desta dissertação.

$$\pi^e = bk \quad (4)$$

$$y = \frac{1}{1+b} \varepsilon \quad (5)$$

Com as trajetórias ótimas da inflação e do produto determinadas, Demertzis e Hallet (2007) concentraram-se na determinação das variâncias destas trajetórias, para que posteriormente realizassem as análises dos efeitos da falta de transparência do banco central sobre seus quatro aspectos de interesse, sendo estes: trajetória ótima da inflação, variabilidade da inflação, hiato do produto e variabilidade do hiato do produto. Cabe ressaltar que a falta de transparência foi definida pelos autores como o comportamento do banqueiro central que não fornece aos agentes econômicos informações completas sobre suas preferências, deixando-os incertos sobre a condução de política futura. Matematicamente, esta medida pode ser representada por:

$$\beta = b + \eta \quad (6)$$

Em que η representa um erro aleatório de cada agente em torno do valor do parâmetro b . Por esta definição, e sabendo da racionalidade dos agentes, espera-se que:

$$E(\eta) = 0 \text{ e } Var(\eta) = \sigma_\eta^2 \quad (7)$$

Posto isto, o impacto da falta transparência representado pela incerteza em relação ao parâmetro b sobre as variáveis supracitadas foi estimado a partir das seguintes equações:

$$\pi = \frac{b(1+\beta)k}{1+b} - \frac{b}{1+b} \varepsilon \quad (8)$$

$$Var(\pi) = \left(\frac{b}{1+b}\right)^2 (k^2 \sigma_\eta^2 + \sigma_\varepsilon^2) \quad (9)$$

$$y = \frac{\varepsilon - \eta k}{1 + b} \quad (10)$$

$$Var(y) = \frac{\sigma_\varepsilon^2 + k^2 \sigma_\eta^2}{(1 + b)^2} \quad (11)$$

Contudo, neste ponto a proposta desta dissertação rompe da discussão encontrada na literatura, em que os impactos da falta de transparência dos formuladores de política são avaliados essencialmente sobre as trajetórias ótimas das variáveis econômicas e suas variâncias, tal como proposto no trabalho de Demertzis e Hallet (2007) e de Mendonça e Inhudes (2010), entre outros. A proposta da dissertação incide na questão discutida por Friedman (1977), com a importância da transparência no ambiente econômico sobre a formação das expectativas dos agentes, com impacto direto sobre suas previsões, e que faz com que suas incertezas em relação à inflação futura sejam alteradas. Desta forma, e de maneira alternativa à variabilidade da inflação ótima descrita na equação (9), o efeito da transparência sobre a incerteza inflacionária dos agentes econômicos será avaliado a partir da variabilidade dos erros de previsão individuais, utilizando para isto as definições propostas por Lahiri e Sheng (2010), em que o erro de previsão individual pode ser definido como a diferença entre a variável de interesse A_t e a expectativa do i -ésimo agente acerca do valor desta mesma variável F_{ith} . Genericamente:

$$e_{ith} = A_t - F_{ith} \quad (12)$$

Ainda com o desenvolvimento proposto por Lahiri e Sheng (2010), a incerteza individual dos agentes econômicos pode ser definida como a variância do erro de previsão individual. Desta forma:

$$U_{ith} = Var(e_{ith}) \quad (13)$$

No entanto, de acordo com o contexto proposto por esta dissertação e de posse dos resultados obtidos pelo trabalho de Demertzis e Hallet (2007) para as trajetórias ótimas da

inflação e inflação esperada, descritas respectivamente pelas equações (3) e (4), o erro de previsão individual pode ser representado pela diferença entre estas duas medidas. Assim:

$$e_{ith} = \pi_t - \pi_{ith}^e \quad (14)$$

Cabe ressaltar aqui que as definições para inflação e inflação esperada estão ligadas essencialmente ao arcabouço teórico proposto no estudo, ou seja, as medidas de inflação e inflação esperada dependem de maneira direta da utilização da curva de oferta de Lucas para a formação das expectativas dos agentes. Outro aspecto determinante para a utilização destas variáveis tais como descritas pelas equações (3) e (4) é a definição da racionalidade dos agentes em conjunto com a credibilidade do banco central, implicando que na média haverá acerto por parte dos agentes em relação à preferência do banqueiro central, ou seja, $E(\beta) = b$, fazendo com que o componente da falta de transparência representado por η seja zero, como definido pela equação (7). Assim, substituindo estes resultados obtidos através das condições de primeira ordem para inflação e inflação esperada tem-se que:

$$e_{ith} = bk - \frac{b}{1+b} \varepsilon - bk \quad (15)$$

Simplificando a equação (15), o erro de previsão individual será dado por:

$$e_{ith} = -\frac{b}{1+b} \varepsilon \quad (16)$$

Neste ponto, nota-se a existência de um resultado relevante oriundo da equação (16), em que um choque de oferta positivo faz com que o erro de previsão individual seja afetado negativamente, ou seja, há uma aproximação entre inflação e inflação esperada causada por este choque de oferta positivo, em que este movimento pode ser entendido também como uma superestimação da expectativa de inflação por parte dos agentes. Da mesma forma, em cenários com choques de oferta negativos o erro de previsão dos agentes é aumentado, ou

seja, o choque de oferta atua no sentido de uma subestimação das expectativas de inflação por parte dos agentes, fazendo com que o erro de previsão seja aumentado.

Por fim, retomando as definições de Lahiri e Sheng (2010) que aproximam a incerteza inflacionária dos agentes pela variância do erro de previsão individual calculado pela equação (16) tem-se que:

$$U_{ith} = Var(e_{ith}) = Var\left(-\frac{b}{1+b}\varepsilon\right) \quad (17)$$

$$U_{ith} = Var(e_{ith}) = E\left[\left(-\frac{b}{1+b}\varepsilon\right)^2\right] - \left[E\left(-\frac{b}{1+b}\varepsilon\right)\right]^2 \quad (18)$$

Como a variável ε representa o choque de oferta capaz de afetar a economia, advindo da curva de oferta de Lucas, espera-se que, em média, o valor desta variável seja zero [$E(\varepsilon) = 0$]. Por esta razão, o segundo termo do lado direito da equação (18) tem como resultado o valor zero, dada a suposição de que os choques de oferta da economia não são correlacionados com o parâmetro de preferência do banco central, b . Posto isto, a incerteza individual pode ser definida como:

$$U_{ith} = Var(e_{ith}) = E\left[\left(-\frac{b}{(1+b)}\varepsilon\right)^2\right] \quad (19)$$

$$U_{ith} = E\left[\left(\frac{b}{1+b}\right)^2 \varepsilon^2\right] \quad (20)$$

Como supracitado, o valor das preferências do banco central definido pelo parâmetro b não são determinados pelo modelo, mas, dado o princípio da certeza equivalente, assume-se que este parâmetro se comporta de maneira que seus valores futuros sejam iguais ao valor de sua respectiva média. Desta forma, como os agentes conhecem o valor médio do parâmetro dado o conjunto de informações disponíveis, a incerteza individual pode ser definida como:

$$U_{ith} = \left(\frac{b}{1+b} \right)^2 E[\varepsilon^2] \quad (21)$$

Por último, sabendo que $E[\varepsilon^2] = \sigma_\varepsilon^2$, tem-se o resultado para a incerteza inflacionária dos indivíduos dado por:

$$U_{ith} = \left(\frac{b}{1+b} \right)^2 \sigma_\varepsilon^2 \quad (22)$$

Observa-se na equação (22) que pelo desenvolvimento proposto a partir das equações estabelecidas por Demetzis e Hallet (2007) em conjunto com a suposição de que o banco central atua de maneira crível em suas ações fazem com que os agentes acertem na média as preferências do banqueiro central devido a um conjunto de fatores, como a boa comunicação sobre o direcionamento da política monetária e a racionalidade dos agentes, que utilizam todas as informações disponíveis para formar suas expectativas. Desta forma, a variabilidade do componente idiossincrático estabelecida por Lahiri e Sheng (2010) que traria o caráter individual para o modelo torna-se inexistente, passando a incerteza inflacionária dos agentes a ser explicada somente por choques de oferta da economia, e mostra que com o arcabouço teórico apresentado com os agentes respondendo à curva de oferta de Lucas na formação das expectativas, a incerteza inflacionária destes é função apenas dos choques de oferta, e que maiores esforços do banqueiro central para tornar suas ações mais transparentes para o público em nada afetam a incerteza dos agentes econômicos.

Posto isto, a seção subsequente será voltada para a descrição das variáveis utilizadas na estimação do modelo proposto, sendo estas: incerteza inflacionária individual e a medida para choques externos, que neste contexto podem ser aproximados pelos controles macroeconômicos usualmente encontrados na literatura tal como visto nos trabalhos de Demertzis e Hallet (2007) e de Mendonça e Inhudes (2010), sendo estes: inflação, taxa de câmbio, risco país, taxa de juros nominal, e taxa de juros externa.

3.1 Descrição das Variáveis e Base de Dados

3.1.1 Estimação da Incerteza Inflacionária Individual

Como apresentado a priori, a relevância da incerteza dos indivíduos acerca da inflação futura incide sobretudo em sua tomada de decisão, podendo gerar alocações subótimas de consumo e investimento e, desta forma, afetar o desempenho econômico como um todo. Também como visto nas seções precedentes, as diferentes modelagens acerca da incerteza inflacionária utilizam conhecimentos advindos especialmente da econometria de séries de tempo, que em sua maioria modela as variâncias condicionais das séries de inflação, limitando-se assim a estimacões agregadas acerca da incerteza da inflação, como visto em Grier e Grier (2006) e Miles (2008), entre outros. Encontram-se também diversas estimativas a partir de dados de pesquisa, como a pesquisa SPF utilizada em estudos acerca da economia americana, como observado no trabalho de Giordani e Söderlind (2003). No entanto, grande parte destes estudos também se limita a medidas de incerteza agregadas, que capturam somente o componente comum a todos os participantes das pesquisas e, por assim dizer, perdem o efeito individual destes agentes, denominados pela literatura como componente idiossincrático, como descrito no trabalho de Davies e Lahiri (1995).

Desta maneira, e com o objetivo capturar além do componente comum, o componente idiossincrático, este estudo aspira estimar a medida de incerteza inflacionária de forma individual, utilizando essencialmente a formulação proposta em Lahiri e Sheng (2010) em que a incerteza inflacionária individual é descrita por:

$$U_{ith} = VAR(\text{erro de previsão individual}) = \sigma_{comum}^2 + \sigma_{idiossincrático}^2 \quad (23)$$

Para tanto, reconhece-se que, definindo o erro de previsão de cada agente como $(A_t - F_{ith})$, onde A_t representa o valor observado da variável em questão no tempo t e F_{ith} representa o valor da previsão do indivíduo i , no tempo t , h passos a frente, este deve ser entendido como a soma de três componentes, sendo estes: viés individual (ϕ_i), choques externos (λ_{th}) e erros idiossincráticos (ω_{ith}), onde os subscritos i , t e h representam

respectivamente, o indivíduo que faz a previsão, o tempo em questão, e o horizonte de previsão.

Esquemáticamente o erro de previsão pode ser definido como:

$$A_t - F_{ith} = \phi_i + \lambda_{th} + \omega_{ith} \quad (24)$$

Com esta formulação apresentada têm-se explicitamente as fontes causadoras dos erros de previsão, sendo estas causadas tanto por A_t quanto por F_{ith} . Se as previsões dos indivíduos participantes da pesquisa são tomadas como perfeitas, no sentido que individualmente estes não cometem erros, a fonte geradora do erro de previsão será essencialmente A_t , assumindo assim que os erros foram gerados por choques imprevisíveis, supostamente incorporados pelo componente A_t , ou seja, o termo λ_{th} referente aos choques comuns é um componente de A_t , e que pode ser representado por $A_t^* = A_t + \lambda_{th}$.

Contudo, se as previsões realizadas não são tidas como perfeitas, admite-se que a fonte causadora do erro de previsão pode ser o indivíduo, fazendo com que as previsões sejam entendidas como viesadas, causadas por fatores diversos atribuídos aos indivíduos, na forma de ϕ_i , $\omega_{ith} \neq 0$. Por estas características, a outra fonte causadora dos erros de previsão é F_{ith} , com os dois componentes referentes aos indivíduos como seus integrantes. A este tipo de inexatidão nas previsões dá-se o nome de erros de previsão específicos. Dito isto, e reconhecendo a legitimidade destas definições, pode-se dizer que F_{ith} divergirá de A_t^* pelo montante equivalente ao erro de previsão específico, ou seja, $(\phi_i + \omega_{ith})$.

Dadas as definições inerentes ao erro de previsão dos agentes, as estimações dos componentes supracitados seguem de maneira idêntica a proposta apresentada por Davies e Lahiri (1995) em que seus estimadores podem ser representados por:

$$\frac{1}{TH} \sum_{t=1}^T \sum_{h=1}^H (A_t - F_{ith}) = \hat{\phi}_i \quad (25)$$

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (A_t - F_{ith} - \hat{\phi}_i) = \hat{\lambda}_{th} \quad (26)$$

$$A_t - F_{ith} - \widehat{\Phi}_i - \widehat{\lambda}_{th} = \widehat{\omega}_{ith} \quad (27)$$

Em se tratando das construções empíricas, os componentes descritos pela equação (23) foram obtidos da seguinte maneira:

O componente comum foi estimado através da diferença entre a mediana das expectativas dos agentes pertencentes à pesquisa Focus em relação à inflação acumulada 12 passos à frente e a inflação ocorrida no período em que compreendeu a previsão. Para tanto, utilizou-se também os pressupostos estabelecidos no trabalho de Harvey e Newbold (2003), pois se reconhece que erros de previsão são variáveis cujas distribuições são em geral não normais e altamente correlacionadas. Seguindo esta proposta, a autocorrelação dos erros foi controlada a partir de um processo de Médias Móveis (MA) com *lag* igual a *h* passos, em que este coincide com o horizonte de previsão dos participantes da pesquisa, ou seja, igual a 12. Por fim, dado o ajuste da autocorrelação dos erros de previsão comum a todos os indivíduos via MA (12), foi feito o ajuste da volatilidade do componente comum via modelos da família ARCH, utilizando a modelagem GARCH (1,1) para que a variância condicional da série fosse estimada, sendo esta a medida comum de incerteza estabelecida pelo estudo. Esquemáticamente:

$$\widehat{\lambda}_{th} \rightarrow MA(12) \rightarrow GARCH(1,1) \rightarrow \sigma_{\widehat{\lambda}_{th}}^2$$

O componente idiossincrático, referente a cada participante da pesquisa selecionado para o estudo foi estimado inicialmente via resíduo, tal como descrito na equação (27) e, posteriormente, a partir de uma regressão realizada pelo quadrado desta variável ($\widehat{\omega}_{ith}^2$) contra variáveis *dummy* representando cada um dos indivíduos. Esta estimação do componente idiossincrático foi realizada como se este fosse homoscedástico, ou seja, cada um dos participantes da pesquisa possui suas características particulares, mas, no entanto, estas são constantes no horizonte de tempo estudado.

Esquemáticamente:

$$\begin{bmatrix} \hat{\omega}_{1th}^2 \\ \vdots \\ \hat{\omega}_{jth}^2 \end{bmatrix} = c + [\partial_{1...j-1}] \begin{bmatrix} D_1 \\ \vdots \\ D_{j-1} \end{bmatrix} + u_t$$

Onde:

$\hat{\omega}_{jth}^2$ representa o componente idiossincrático ao quadrado para cada indivíduo;

c representa a constante da regressão;

$D_{1...j-1}$ são as *dummies* utilizadas representando cada um dos participantes selecionados para o estudo;

$\partial_{1...j-1}$ são os valores do componente idiossincrático homocedástico, ou seja, cada indivíduo participante possui um valor que é constante no tempo;

u_t são os resíduos da regressão.

Assim, de acordo com a descrição da medida de incerteza construída para cada indivíduo selecionado dada pela soma dos componentes comum e idiossincrático, pode-se avaliar de forma empírica o modelo teórico proposto neste capítulo, tratando-se especificamente da relevância dos choques externos sobre a incerteza inflacionária dos agentes, dado que a partir do arcabouço teórico utilizado com a curva de oferta de Lucas como restrição, a medida de transparência do banco central não se mostrou relevante no que tange à modificação das incertezas inflacionárias individuais.

3.1.2 Base de Dados

3.1.2.1 Pesquisa FOCUS³

Com o objetivo de obter subsídios para suas decisões de política monetária, o Banco Central do Brasil iniciou em maio de 1999 a pesquisa de expectativas de mercado FOCUS, com a coleta das expectativas do mercado para a evolução das principais variáveis macroeconômicas brasileiras, cujo objetivo era dar suporte às metas de inflação, que seriam implementadas na sequência, em junho do mesmo ano. A princípio a pesquisa contava com a

³ Esta seção baseia-se em BANCO CENTRAL DO BRASIL (2003).

participação de 50 instituições, administrada pelo Grupo de Comunicação Institucional (GCI), tendo como atribuição principal monitorar de forma permanente das expectativas dos agentes econômicos, que em um regime de metas para inflação constituem em variável fundamental para os modelos de previsão da inflação. Cabe ressaltar que todos os indicadores de inflação pesquisados seguem as mesmas regras, sendo estes: IGP-DI, IGP-M, IPA-DI, IPAM, IPCA, IPCA-15, INPC e IPC-Fipe.

Em pesquisa acadêmica realizada no período de janeiro de 2000 a junho de 2002, Freitas *et al.* (2002) concluíram a partir de exame econométrico dos dados da pesquisa de inflação que as metas de inflação ancoraram de maneira efetiva as expectativas no período, cumprindo o principal objetivo do regime monetário. Além disso, encontraram que a autoridade monetária reage às expectativas inflacionárias, agindo como referência para decisões futuras.

De início, as coletas eram restritas às previsões anuais dos principais índices de preços no Brasil, mas, visando incluir não apenas indicadores de maior variabilidade como taxa de juros ou de câmbio, iniciou em 2001 um sistema *on line* de previsões mensais para essas variáveis, que permite previsões em tempo real e relatórios diários para o comitê de política monetária. Desta maneira, instituições podem inscrever-se no levantamento e a qualquer momento atualizar suas previsões, mas as instituições que não atualizam suas previsões dentro de um intervalo de 30 dias a partir da última atualização têm seus dados excluídos do sistema. O objetivo é evitar que as principais estatísticas calculadas a partir dos dados sejam afetadas por informações não atualizadas. O sistema também tem um filtro para previsões pontuais que impõe tanto um limite inferior quanto um limite superior aos valores informados, de tal maneira que, se a instituições informarem valores fora dos limites, devem justificar esses valores discrepantes para o administrador do levantamento.

Em particular, a pesquisa reúne dados de oito diferentes índices de preços brasileiros em um total de 19 projeções. Esses dados consistem em 14 projeções mensais a partir do mês subsequente após o último mês em que houve um lançamento para o índice de preços até o mês seguinte do próximo ano. Contam também com cinco projeções anuais a partir do ano seguinte àquele a que havia um lançamento para o índice de preços até os próximos quatro anos. A pesquisa FOCUS também libera uma classificação entre as instituições com base nos cinco principais instituições que tiveram os melhores registros de previsão (top 5). O sistema de classificação é baseado no desvio da projeção para os números observados, que considera

curto, médio e longo prazo. As contas Ranking de curto prazo para os últimos seis meses de projeções são tiradas com um intervalo de um mês, enquanto o médio prazo utiliza os últimos seis meses, considerando o mês de referência. Finalmente, a classificação de longo prazo utiliza as informações dos últimos 12 meses para o indicador anualizado. Vale a pena notar que, para a pesquisa FOCUS, o sistema de classificação top 5 depende da precisão das instituições nos últimos seis ou doze meses, sendo, portanto, uma posição em que se pode observar diferentes instituições líderes, dependendo de quão preciso eram suas projeções durante este período de referência.

No entanto, para este estudo, a análise restringe-se ao Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), divulgado pelo Instituto Nacional de Geografia e Estatística (IBGE) desde que foi escolhido pelo Conselho Monetário Nacional em 1999, como o índice de preços para medir as metas de inflação. Desta forma, este banco de dados foi estruturado com previsões de pontos individuais de inflação 12 passos à frente, disponíveis em uma base mensal no período de julho de 2003 a maio de 2010, para 170 instituições não identificadas. Cabe ressaltar que apesar do acesso às projeções destas instituições, apenas uma fração delas produziu previsões regulares para a inflação. Outro aspecto relevante para a seleção amostral foram os meses em que as instituições não atribuíram valor às suas expectativas. Para estes casos o critério adotado foi repetir a expectativa anterior para os meses ausentes, com a justificativa que a instituição não alterou sua expectativa de inflação e, por isso, não preencheram suas expectativas para determinados meses. Por fim, instituições que iniciaram sua participação após o mês de julho de 2003, início da amostra, foram excluídas devido à ausência de informação nos primeiros meses de interesse. Dado isto, dentre as 170 instituições participantes na pesquisa foram selecionadas para o estudo apenas as que produziram ao menos 62 projeções dentre os 83 meses selecionados, totalizando 22 instituições.

3.1.2.2 Controles macroeconômicos

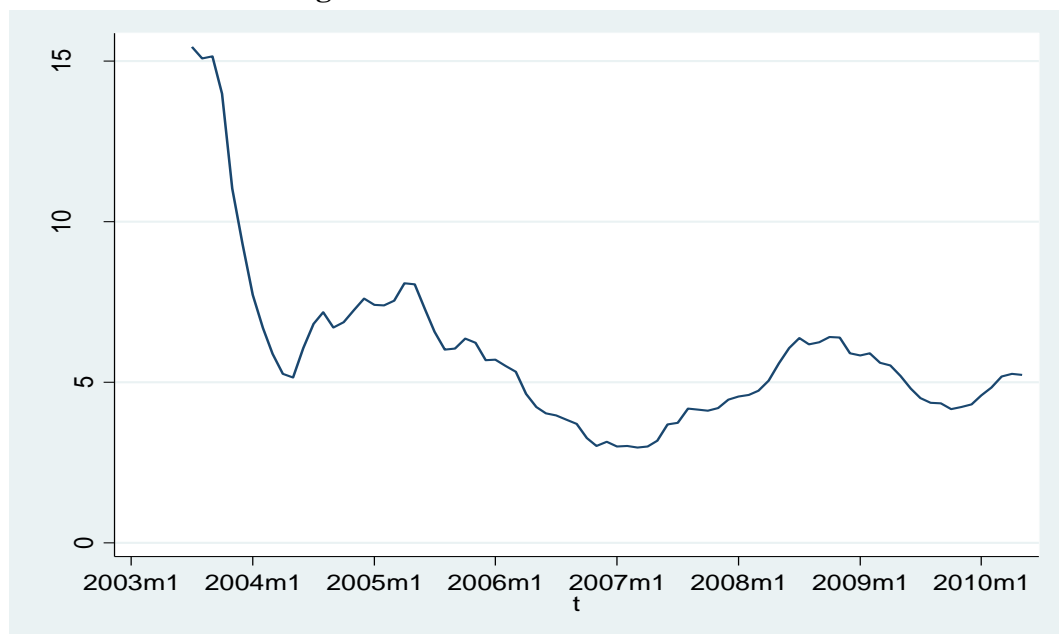
Com o intuito de promover um modelo macroeconômico com a forma funcional encontrada na literatura econômica tal como em de Mendonça e Inhudes (2010), optou-se pela utilização de variáveis macroeconômicas como controle, variáveis estas que, em tese, seriam importantes na formação das expectativas dos agentes em relação ao futuro e que nesta

proposta atuam como proxies para os choques de oferta, afetando as incertezas inflacionárias dos agentes. São controles macroeconômicos neste estudo: inflação, taxa de câmbio, risco país, taxa de juros nominal e taxa de juros externa. Cabe ressaltar que todos os gráficos apresentados a seguir foram obtidos pela utilização do *software* Stata 11.

3.1.2.2.1 Inflação – a partir do IPCA acumulado 12 meses

Em conjunto com o início das Metas de Inflação estabelecidas pelo Banco Central do Brasil por meio do Decreto 3.088 iniciadas em 21 de junho de 1999, a série oficial de preços estabelecida foi o IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo). Desta forma, e em conformidade com a proposta de estudo, foi coletada a série mensal do IPCA acumulado em 12 meses definido como (π) durante o período de julho de 2003 a maio de 2010, constituindo amostra de 83 observações, e que se encontra disponível no site do Banco Central do Brasil.

Figura 1: IPCA acumulado 12 meses



Fonte: elaboração própria.

Graficamente, observa-se que o IPCA acumulado em 12 meses (Figura 1) apresenta logo no início uma queda acentuada em seu nível, explicada possivelmente pelo cenário de

elevada inflação ocorrida próximo das eleições presidenciais de 2002 e que, a partir do período amostral selecionado para este estudo se encontrava em declínio. Desta forma, pode-se de maneira geral caracterizar a série como estacionária, principalmente por apresentar variância finita, apesar da variabilidade da série ocorrer em torno de diferentes médias, dada especialmente pela trajetória discrepante do início da série.

3.1.2.2.2 Taxa de câmbio

Para este estudo, a variável definida como taxa de câmbio (ϵ) se refere à da taxa comercial para venda praticada durante o período de julho de 2003 a maio de 2010 e encontra-se disponível no site IPEADATA. De modo geral, seu comportamento no período de análise apresentou-se declinante, exceto em dois pontos, um compreendendo o período posterior às eleições do ano de 2002, em que se percebe elevação substancial da variável até meados de 2004, e o outro período de crescimento notável desta variável se deu após a metade do ano de 2008, e que possivelmente reflete os efeitos advindos da crise econômica deste ano. No entanto, nos demais períodos compreendidos pela amostra a série apresentou comportamento decrescente, mostrando a valorização da moeda brasileira no período, impulsionado pelo crescimento continuado da economia brasileira entre os anos de 2004 a 2008.

Em se tratando do comportamento estatístico da série, nota-se a existência de tendência de queda ao longo de sua trajetória, alterada de forma substancial apenas em meados de 2009, podendo este ser um aspecto que leve à identificação de quebra estrutural. A Figura 2 revela o comportamento da variável durante o período avaliado.

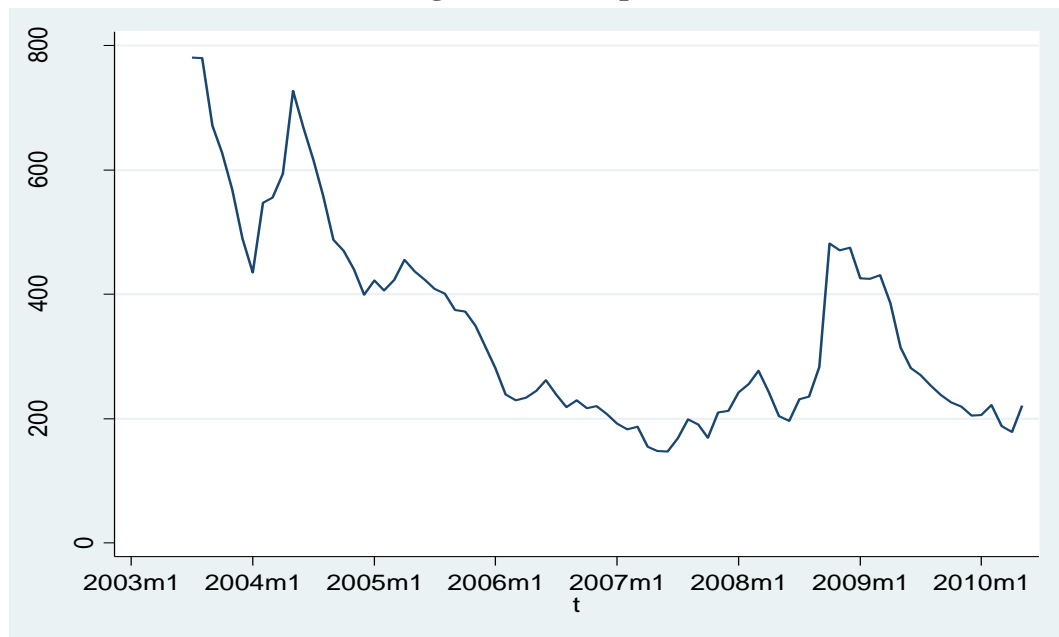
Figura 2: Taxa de câmbio

Fonte: elaboração própria.

3.1.2.2.3 Risco país

A variável referente ao Risco País definida por (R) tal como utilizado neste estudo passou a ser medida em 31 de dezembro de 1993 e é denominada como EMBI + (*Emerging Markets Bond Index Plus*). Calculado pelo Banco J.P. Morgan Chase, é um número-índice que mede o retorno que os títulos que compõem uma carteira hipotética asseguraram ao investidor desde a sua composição até o presente, ou até a data de referência. O período amostral utilizado condiz com o das demais variáveis apresentadas, ou seja, de julho de 2003 a maio de 2010. Na Figura 3 disposta abaixo e gerada pelo *software* Stata 11.1 a série do Rico País é apresentada.

Figura 3: Risco país



Fonte: elaboração própria.

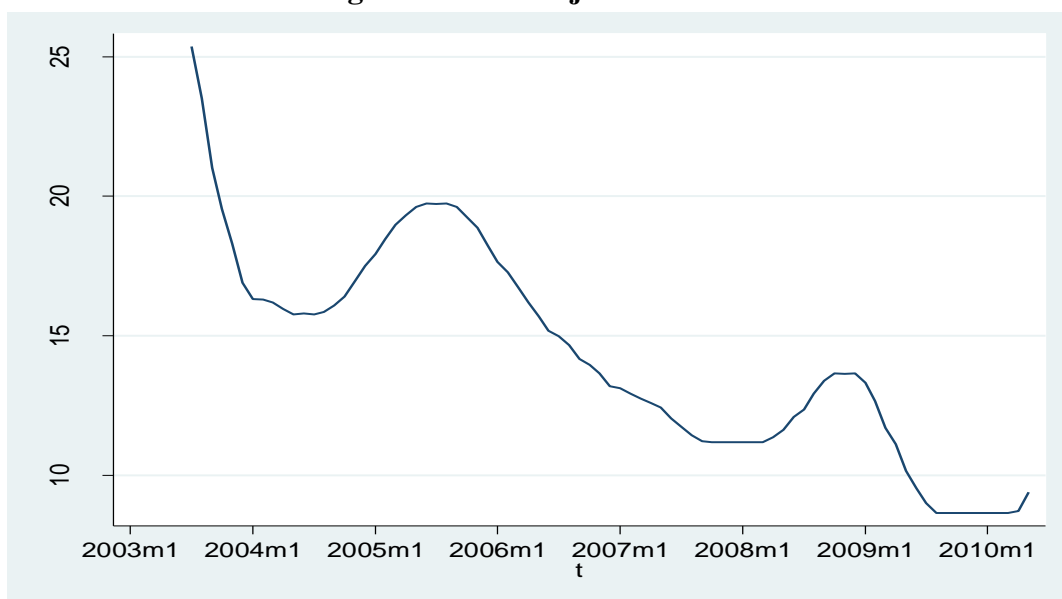
De acordo com a Figura 3 se observa que esta apresenta valores bastante elevados no início do período amostral, mas, após o conturbado período que compreende os anos de 2002 e 2003 ocasionados pelas eleições presidenciais de 2002 e que gerou elevada desconfiança em relação ao comportamento futuro da economia brasileira, a série apresentou valores em torno de uma média constante e, principalmente, com variância finita. Desta maneira, acredita-se a partir da análise gráfica que esta série seja estacionária, com possibilidade da presença de quebra estrutural, causada principalmente pelos valores discrepantes do início da série, assim como os valores do ano de 2009, explicados pela desconfiança causada pela crise do *subprime* ocorrida em fim de 2007 e meados de 2008, fazendo com que a desconfiança persistisse por um período prolongado.

3.1.2.2.4 Taxa de juros nominal

A taxa de juros nominal obtida no endereço eletrônico do Banco Central do Brasil se refere à Taxa Selic fixada pelo Comitê de Política Monetária (COPOM) e medida mensalmente para este estudo no período de julho de 2003 a maio de 2010. Observa-se que de modo geral o juro nominal definido por (i) apresentou declínio durante o período, explicado pelo momento de crescimento da economia brasileira e que, dada a estrutura de política monetária utilizada no país, os juros nominais foram utilizados como instrumento para impulsionar este crescimento. No entanto, observam-se também valores elevados durante alguns pontos da série, como os períodos de 2003, 2005 e 2009, explicados respectivamente pela atuação do governo recém-eleito pelas eleições o ano de 2002 e que foi marcado pela elevada desconfiança gerada no mercado em relação à condução de política que seria adotada, pelo elevado crescimento alcançado em 2004 e que, pra evitar uma pressão inflacionária, o banco central optou pela elevação da taxa básica de juros em diversos meses de 2005 para ancorar as expectativas de inflação e, por fim, pela crise de *subprime* ocorrida no fim de 2008.

A Figura 4 abaixo apresenta o comportamento da taxa de juros nominal durante o período de julho de 2003 a maio de 2010.

Figura 4: Taxa de juros nominal



Fonte: elaboração própria.

3.1.2.2.5 Taxa de juros externa

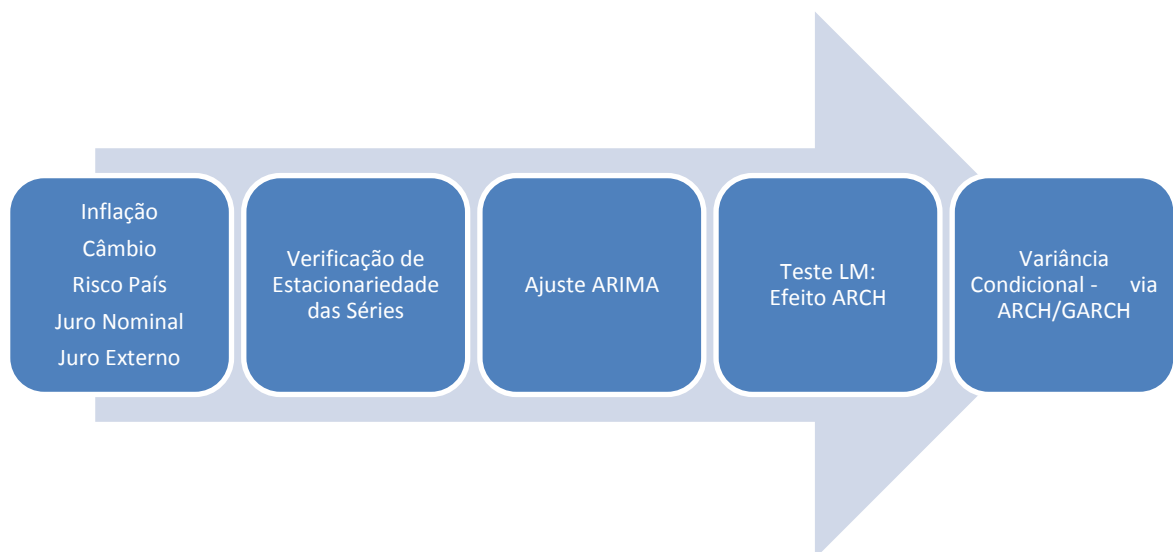
De acordo com o período amostral coberto por este estudo, outra variável relevante é o juro externo (i^*), medido aqui pela taxa de juros nominais praticadas pela economia americana e disponível no site Global-Rates. A escolha desta taxa justifica-se pela economia americana ser a de maior relevância no cenário internacional, pela elevada interação com o Brasil e com os demais países e, também, pelo acontecimento da crise nos anos de 2008 e 2009, que podem ter gerado problemas para a formação das expectativas dos agentes brasileiros, o que dificulta o trabalho do Banco Central do Brasil no que tange à formação de expectativas e na crença sob a condução de política monetária que seria adotada, dados os problemas vivenciados pelos por diversos países, inclusive países europeus.

Graficamente é notória a modificação no patamar dos juros como observada na Figura 5, explicada pela crise *subprime* que teve seu início em meados de 2007 e que fez com que as taxas se elevassem de forma substancial, atingindo patamar superior a 5%, valor considerado elevado para países cujo desenvolvimento se mostra consolidado. Desta forma, pensando nos efeitos desta variável sobre a economia brasileira e, conseqüentemente, sobre as variáveis aqui mensuradas, optou-se pela sua inclusão. Em se tratando da parte econométrica, pode-se pensar na não estacionariedade da série, dada a grande modificação da média ocorrida durante o período abordado. No entanto, observa-se que esta grande modificação foi por período determinado, e que pode ser identificado como um problema de quebra estrutural, em que a série seria estacionária mas não se mostra como tal, dada a grande elevação ocorrida em período específico, neste caso compreendido entre 2007 e 2008.

Figura 5: Taxa de juros externa

Fonte: elaboração própria.

Dada a proposta teórica deste estudo, que encontrou relação entre a incerteza inflacionária e a variabilidade dos choques de oferta, as variáveis de controle desejadas são, na verdade, as variâncias condicionais das séries previamente apresentadas. Por esta razão, e em conformidade com a metodologia padrão utilizada na modelagem de séries de tempo, optou-se pela seguinte rotina para as estimações das medidas de interesse:

Figura 6: Descrição da estratégia metodológica

Fonte: elaboração própria.

3.1.3 Verificação de Presença de Raiz Unitária

Em dados de séries temporais torna-se fundamental analisar a característica das séries quanto à presença ou não de raiz unitária, sendo esta uma característica dos processos que evoluem ao longo do tempo e que podem causar problemas significativos na inferência estatística se não for tratado de maneira adequada. O conceito de raiz unitária foi imputado inicialmente por Granger e Newbold (1974), caracterizando séries com raiz unitária por sua não estacionariedade, enquanto uma série sem a presença de raiz unitária denomina-se estacionária. Esta determinação mostra-se essencial principalmente no que tange à relação da série com outras variáveis em um contexto de regressão, em que séries caracterizadas como estacionárias podem ser estimadas por métodos advindos da econometria clássica, como feito pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários, enquanto séries não estacionárias não podem se valer dos pressupostos de estimação da econometria clássica. No entanto, para a determinação da estacionariedade das séries devem ser realizados testes específicos capazes de detectar a presença de raiz unitária. O Quadro 1 apresenta alguns dos testes mais utilizados para a verificação de raiz unitária em séries temporais:

Quadro 1: Testes para verificação de presença de raiz unitária⁴

TESTE	Modelo	Hipóteses
Dickey-Fuller Aumentado	$\Delta y_t = \mu + \beta t + \Phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + e_t$	$H_0: \Phi = 0$ (há raiz unitária) $H_1: \Phi < 0$ (não há raiz unitária)
Phillips-Perron (PP)	$\Delta y_t = \mu + \Phi y_{t-1} + e_t$	$H_0: \Phi = 0$ (há raiz unitária) $H_1: \Phi < 0$ (não há raiz unitária)

Fonte: elaboração própria.

Cabe ressaltar que para todos os testes apresentados no quadro acima a hipótese nula denominada H_0 é coerente com a existência de raiz unitária. Desta forma, se H_0 não é rejeitada, há evidências de presença de raiz unitária. Alternativamente, se H_0 é rejeitada corrobora-se a hipótese alternativa denominada H_1 de não existência de raiz unitária, indicando estacionariedade da série.

⁴ Quadro baseado em Bueno (2011).

Em se tratando das séries macroeconômicas selecionadas para este estudo, os testes para a verificação de presença de raiz unitária apresentaram valores críticos que não permitiram a rejeição da hipótese nula (H_0) para nenhuma das séries, indicando presença de raiz unitária nas séries de inflação, taxa de câmbio, risco país, taxa de juro nominal e taxa de juro externa a 5% de significância, ou seja, estas apresentaram caráter não estacionário no período de julho de 2003 a maio de 2010, como mostrado no Quadro 2.

Quadro 2: Resultados dos testes de raiz unitária

VARIÁVEIS	Valor Tabelado ADF (5%)	Valor Calculado	Valor Tabelado PP (5%)	Valor Calculado	Raiz Unitária
Inflação	-2.91	-2.68	-13.55	-10.44	SIM
			-2.90	-2.30	
Câmbio	-2.91	-2.04	-13.55	-2.77	SIM
			-2.90	-1.32	
Risco País	-2.91	-2.19	-13.55	-7.73	SIM
			-2.90	-2.72	
Juro Nominal	-2.91	-1.35	-13.55	-5.79	SIM
			-2.90	-2.71	
Juro Externo	-2.91	-2.89	-13.55	-0.94	SIM
			-2.90	-0.56	

Fonte: elaboração própria.

3.1.4 Verificação de quebras estruturais

Os testes de verificação de quebras estruturais são amplamente utilizados em econometria de séries temporais por serem capazes de reconhecer determinadas características inerentes às séries em que os testes de raiz unitária são limitados, como por exemplo, a identificação de períodos em que a série apresenta modificação de patamar, o que faz com que o teste de raiz unitária identifique como uma mudança de média (levando à confirmação de raiz unitária) enquanto o teste de quebras estruturais incorpora tal modificação como algo temporário, caracterizando a série como estacionária com quebra.

No contexto deste estudo o teste selecionado foi o proposto por Zivot e Andrews (1992), em que a hipótese nula H_0 é dada por:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \zeta_t \quad (28)$$

Ou seja, a hipótese nula do teste é a existência de raiz unitária, enquanto a hipótese alternativa (H_1) é de estacionariedade com quebra, em que esta quebra ser identificada na tendência, no intercepto ou em ambos.

Contrário aos testes de raiz unitária apresentados, o teste de quebra estrutural para as séries apresentaram resultados significativos a 5%, mostrando que as séries em questão apresentam quebra estrutural, o que permite a conclusão de que estas não possuem raiz unitária propriamente dita, mas que são séries temporais estacionárias com presença de quebra estrutural ao longo do período amostral, como mostrado no Quadro 3:

Quadro 3: Resultado dos testes de quebra estrutural

VARIÁVEIS	Valor Tabelado Zivot-Andrews (5%)	Valor Calculado	Quebra Estrutural
Inflação	-4.80	-5.29	SIM
Câmbio	-4.80	-5.49	SIM
Risco País	-4.80	-4.89	SIM
Juro Nominal	-4.80	-5.18	SIM
Juro Externo	-4.80	-5.09	SIM

Fonte: elaboração própria.

Este resultado da estacionariedade com quebra das séries referentes aos controles macroeconômicos mostra-se fundamental para a sequência do estudo, no sentido que a partir dele o ajuste das variâncias condicionais utilizando a modelagem de séries de tempo pode ser realizado sobre as séries em nível, ou seja, modifica substancialmente a forma de tratamento destas, inexistindo a necessidade da diferenciação das séries para a estimação das variâncias condicionais, tornando a análise sobre as estimativas mais intuitivas e de explicação mais simples, diferente do caso de séries não estacionárias (em que a análise seria feita sobre a variância das taxas das respectivas variáveis).

Assim, nas seções subsequentes o procedimento de estimação das variâncias condicionais continua a ser explicado, primeiro mostrando a importância do ajuste da estrutura de correlação a partir do modelo ARMA, seguido da verificação de presença de efeito ARCH e, por fim, estimação da variância condicional pelos modelos da família ARCH.

3.1.5 Modelos ARMA (p,q)

Dada a característica estacionária da série temporal, utiliza-se o modelo ARMA (p,q) com o objetivo de representar sua estrutura de correlação ao longo do tempo, onde p representa a ordem autorregressiva e q representa a ordem de médias móveis. Com isto, a modelagem ARMA (p,q) pode ser representada como:

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \dots + \theta_1 v_{t-1} + \dots + \theta_q v_{t-q} \quad (29)$$

Após o melhor ajuste com o modelo ARMA (p,q) espera-se que os coeficientes da parte autorregressiva e médias móveis sejam significativos, e que não exista autocorrelação serial nos resíduos. Para este estudo Y_t é a representação da inflação acumulada em 12 meses, taxa de câmbio, risco país, taxa de juros nominal e taxa de juros externa e, de acordo com Miles (2008), se assumirmos que os agentes têm expectativas racionais, os resíduos v_t que representam os erros de previsão tem média zero.

3.1.5.1 Teste LM

De acordo com a melhor especificação encontrada pelo modelo ARMA (p,q) deve-se na sequência testar a existência de efeito ARCH nas séries econômicas pois, segundo Bueno (2011), o teste ARCH-LM serve para identificar sinais de heterocedasticidade condicional. Para implementá-lo, a seguinte equação deve ser estimada:

$$\hat{v}_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \hat{v}_{t-1}^2 + \beta_2 \hat{v}_{t-2}^2 + \cdots + \beta_q \hat{v}_{t-s}^2 + u_t \quad (30)$$

As hipóteses nula (H_0) e alternativa (H_1) são dadas respectivamente por:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_q = 0 \quad (31)$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0, \text{ ou } \beta_2 \neq 0, \text{ ou } \dots \text{ ou } \beta_q \neq 0 \quad (32)$$

E sua estatística é dada por:

$$TR^2 \rightarrow \chi_q^2 \quad (33)$$

Em que R^2 representa o coeficiente de determinação da equação estimada. A regressão terá pouco poder explicativo se os coeficientes forem em conjunto próximos de zero, de forma que o R^2 será baixo. Portanto, se a hipótese nula não é rejeitada, não há presença de modelos ARCH. Caso a hipótese nula seja rejeitada em favor da alternativa tem-se a confirmação de efeito ARCH, mas, no entanto, não há determinação do tipo de modelo desta família que deve ser usado. Tal como a regra de decisão padrão em inferência estatística, rejeita-se a hipótese nula H_0 se o valor calculado exceder o valor tabelado.

De acordo com os resultados encontrados via teste ARCH-LM, conclui-se que inflação, taxa de câmbio, risco país, taxa de juros nominal e taxa de juros externa apresentaram efeito ARCH, ou seja, houve comprovação de heterocedasticidade nas séries, justificando o ajuste de suas variâncias condicionais pelos modelos da família ARCH.

3.1.6 Modelos da Família ARCH

3.1.6.1 ARCH

A partir do artigo de Engle (1982) foi introduzida a modelagem da heteroscedasticidade condicional autorregressiva (ARCH) e, desde então, modelagens alternativas e/ou complementares foram introduzidas e vêm sendo utilizadas com o objetivo de captar de diferentes formas os efeitos da volatilidade nas séries. Caso seja evidenciada a presença de efeito ARCH na série, os modelos desta família podem ser utilizados para modelar a variância condicional. O ARCH (m), onde m representa a ordem do modelo, pode ser representado por:

$$\epsilon_t = \sqrt{h_t}v_t \quad v_t \sim \text{iid}(0,1) \quad v_t \text{ é homocedástico, representa inovação (ruído branco)}$$

$$h_t = \sigma_t^2 = E[\epsilon_t^2 | I_{t-1}] = \mu + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 \quad \epsilon_t | I_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (34)$$

Para o modelo ARCH, h_t representa a variância condicional dada toda informação disponível até o período anterior I_{t-1} e, de acordo com Bueno (2012), restrições devem ser impostas para garantir que a variância condicional seja positiva e fracamente estacionária. As restrições são dadas por: $\mu > 0$; $\alpha_i > 0$ para todo $i = 1 \dots p$ e $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$, ou seja, as raízes do polinômio característico devem estar fora do círculo unitário.

3.1.6.2 GARCH

Devido ao número elevado de parâmetros necessários para ajustar o modelo ARCH(m), Bollerslev (1986) sugeriu a modelagem conhecida como GARCH

(Heteroscedasticidade Condicional Autorregressivo Generalizado), que seria uma alternativa parcimoniosa, incluindo na equação da variância condicional proposta pelo modelo ARCH as defasagens da própria variância condicional. A equação geradora do GARCH é dada por:

$$h_t = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (35)$$

Em que h_t representa a variância condicional, q representa a ordem do componente ARCH e p representa a ordem do componente GARCH. Uma observação importante para a modelagem geral do GARCH é que as variáveis cujos coeficientes são β_j não descrevem um termo “autorregressivo” e as variáveis cujos coeficientes são α_i não representam um termo “médias móveis” (HAMILTON, 1994).

De acordo com Bollerslev *et al.* (1994), a especificação mais robusta verificada nas aplicações é a do modelo GARCH (1,1):

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (36)$$

As condições para a variância do processo ser positiva e fracamente estacionária são $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 > 0$, $\beta_1 > 0$ e $\alpha_1 + \beta_1 < 1$. A persistência de choques na volatilidade da série de retornos é medida pela soma de α_1 e β_1 . Quanto mais próxima de um for a soma, maior o tempo que um choque na série levará para dissipar-se.

3.2 Resultados

Para iniciar esta seção de resultados apresenta-se inicialmente o Quadro 4 com os resultados dos ajustes encontrados para os controles macroeconômicos a partir de suas

variâncias condicionais, que serão utilizadas para testar empiricamente as relações teóricas encontradas neste capítulo. Assim:

Quadro 4: Ajustes dos controles macroeconômicas

CONTROLES MACRO	ESTACIONÁRIA	ARMA (p,q)	AJUSTE VARIÂNCIA
Inflação	SIM	(2,0)	ARCH
Câmbio	SIM	(2,0)	ARCH
Risco País	SIM	(1,0)	GARCH
Juro Nominal	SIM	(1,0)	ARCH
Juro Externo	SIM	(2,0)	GARCH

Fonte: elaboração própria.

A relação final encontrada para a incerteza inflacionária dos indivíduos a partir do arcabouço teórico utilizado pode ser retomada pela equação (22), que pode ser descrita por:

$$U_{ith} = \lambda \cdot \sigma_{\varepsilon}^2 \quad (37)$$

Cabe lembrar que, dada esta estrutura, a incerteza inflacionária dos agentes é afetada apenas por choques de oferta, e que por este desenvolvimento as atitudes do banco central, tal como sua transparência, não são capazes de influenciar a incerteza dos agentes econômicos, ou seja, o estabelecimento de diferentes formas para melhorar a comunicação entre banco central e público, como metas explícitas para inflação e relatórios conjunturais periódicos, em nada modifica a incerteza inflacionária dos agentes.

Empiricamente, a partir do modelo de regressão Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para o período de julho de 2003 a maio de 2010, os resultados obtidos para as regressões entre incerteza inflacionária individual e variabilidade dos choques de oferta, aproximados aqui pela variância condicional dos controles macroeconômicos podem ser observados pela Tabela 1 disposta a seguir:

Tabela 1: Regressão entre incerteza inflacionária individual e controles macroeconômicos

Instituições	σ_{π}^2	σ_i^2	$\sigma_{i^*}^2$	Observações	R ²
4	0,0859***	0,267***	0,947***	83	0,297
20	0,110***	0,340***	1,220***	83	0,296
24	0,116***	0,357***	1,282***	83	0,296
28	0,0770***	0,241***	0,848***	83	0,297
31	0,137***	0,420***	1,518***	83	0,295
37	0,189***	0,573***	2,095***	83	0,293
40	0,0837***	0,261***	0,923***	83	0,297
41	0,0865***	0,269***	0,953***	83	0,297
45	0,142***	0,434***	1,573***	83	0,295
67	0,0650***	0,205***	0,714***	83	0,296
68	0,0753***	0,236***	0,830***	83	0,297
72	0,0884***	0,275***	0,975***	83	0,297
78	0,0789***	0,247***	0,870***	83	0,297
87	0,123***	0,378***	1,363***	83	0,296
91	0,114***	0,351***	1,262***	83	0,296
98	0,227***	0,685***	2,517***	83	0,292
101	0,189***	0,572***	2,092***	83	0,293
102	0,144***	0,439***	1,592***	83	0,295
110	0,0582***	0,185***	0,638***	83	0,295
114	0,247***	0,746***	2,743***	83	0,292
115	0,130***	0,399***	1,441***	83	0,296
117	0,107***	0,330***	1,183***	83	0,296

*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Fonte: elaboração própria.

Como descrito, os resultados da regressão para os coeficientes dos controles macroeconômicos indicaram relação positiva entre estas variáveis e a incerteza inflacionária dos agentes em todas as situações, com todas as estimações significativas a 1%, mostrando a relevância destas variáveis na explicação da incerteza dos agentes em relação ao comportamento da inflação futura. Cabe ressaltar que para estas regressões os controles macroeconômicos referentes à variabilidade da taxa de câmbio e do risco país foram omitidos por não apresentaram significância estatística, além da baixa contribuição dada para a explicação do modelo observado pelo R² ajustado, que pouco aumentou com a inclusão destas duas variáveis.

Contudo, apesar da significância estatística garantida a todos os níveis e os sinais das variáveis explicativas de acordo com o esperado pelo modelo teórico, os resultados sugerem que uma parcela substancial da variabilidade observada na incerteza individual não é explicada pela variação observada nos controles macroeconômicos, havendo, portanto, a possibilidade de que outros fatores possam ser incorporados, pois como o modelo teórico

sugere, caso os agentes não enfrentem problemas de comunicação com o banco central os choques macroeconômicos deveriam ser a origem da incerteza inflacionária individual. Desta forma, existe espaço para explorarmos o problema considerando um novo arcabouço teórico representado pela curva de Phillips novo-keynesiana, que permite a inserção da discussão sobre transparência no âmbito da incerteza inflacionária dos agentes. Cabe ressaltar que esta modificação do arcabouço teórico para a curva de Phillips novo-keynesiana faz com que as expectativas dos agentes sofram mudanças substanciais, respondendo a esta nova estrutura teórica em lugar da curva de oferta de Lucas apresentada a priori.

Com isto, em função das limitações dos resultados fornecidos pelo baixo grau de explicabilidade do modelo e as considerações acerca da proposta de uma estrutura contendo uma restrição também para os agentes para que estes participem explicitamente do jogo, espera-se que a incerteza dos indivíduos acerca do direcionamento e das ações praticadas pelo banco central fique evidente, para que os determinantes da incerteza inflacionária dos indivíduos sejam mais bem caracterizados.

4. INCERTEZA INFLACIONÁRIA E TRANSPARÊNCIA

Para esta estrutura, baseada no trabalho de de Mendonça e Simão Filho (2007), a descrição do problema conta com a função perda do banco central e função perda dos agentes, em que os últimos são afetados pelas variáveis econômicas envolvidas e pelas ações da autoridade monetária referentes à inflação e ao hiato do produto. No entanto, cabe ressaltar que no trabalho citado os autores não investigaram a relação da transparência com a incerteza inflacionária dos indivíduos, ou seja, a proposta teórica desta dissertação contribui para que tal relação seja avaliada de maneira direta, diferente dos estudos acadêmicos a que se tem conhecimento.

Desta forma, a função perda dos agentes é determinada como:

$$L = E_t^{cb} \sum_{n=0}^{\infty} \beta^n [\lambda y_{t+n}^2 + \pi_{t+n}^2] \quad (1)$$

Em que:

y = é o desvio do produto em relação a seu valor de estado estacionário;

π = é o desvio da inflação em relação a seu valor de estado estacionário, em que o valor da inflação no estado estacionário é zero;

Em seguida definem-se as variáveis referentes ao banco central e suas previsões anunciadas para os agentes:

$$e_t^0 = e_t^{cb} + w_t \quad (2)$$

Em que: e_t^0 é o anúncio do banco central sobre os choques previstos; e_t^{cb} é a previsão da autoridade monetária acerca dos choques e, por fim, w_t é uma possível fonte de assimetria informacional entre banco central e agentes econômicos, que em ambientes econômicos de

transparência política total espera-se que tenha valor zero e, assim, a previsão dos choques que o banco efetivamente anuncie seja de fato o resultado da previsão realizada ($e_t^0 = e_t^{cb}$).

Por fim, a função perda do banco central é dada por:

$$L^{cb} = \frac{1}{2} E_t^{cb} \sum_{n=0}^{\infty} \beta^n [\lambda(y_{t+n} - u_{t+n})^2 + \pi_{t+n}^2 + \tau(\pi_{t+n} - \pi_{t+n}^T)^2] \quad (3)$$

Em que a variável u_{t+n} representa os choques políticos em que o banco central está sujeito, dada a possibilidade de interferência governamental no ambiente econômico.

Na sequência, o choque anunciado pelo banco é introduzido em sua própria função perda, por esta ser uma fonte de desequilíbrios que pode ocasionar o afastamento da inflação em relação à meta estabelecida. Desta maneira tem-se que:

$$L^{cb} = \frac{1}{2} E_t^{cb} \sum_{n=0}^{\infty} \beta^n [\lambda(y_{t+n} - u_{t+n})^2 + \pi_{t+n}^2 + \tau(\pi_{t+n} - e_{t+n}^0)^2] \quad (4)$$

$$L^{cb} = \frac{1}{2} E_t^{cb} \sum_{n=0}^{\infty} \beta^n [\lambda(y_{t+n} - u_{t+n})^2 + \pi_{t+n}^2 + \tau\pi_{t+n}^2 - 2\tau\pi_{t+n}e_{t+n}^0 + (e_{t+n}^0)^2] \quad (5)$$

Resolvendo a progressão geometria de razão β :

$$L^{cb} = \frac{1}{2} \frac{1}{1-\beta} E_t^{cb} [\lambda(y_t - u_t)^2 + \pi_t^2 + \tau\pi_t^2 - 2\tau\pi_t e_t^0 + (e_t^0)^2] \quad (6)$$

Ignorando os termos independentes de política:⁵

⁵ O último termo da equação (6) é ignorado na minimização da função perda do banco central por este ser um componente exógeno ao modelo, ou seja, não está sujeito às decisões do banco.

$$L^{cb} = \frac{1}{2} \frac{1}{1-\beta} E_t^{cb} [\lambda(y_t - u_t)^2 + \pi_t^2 + \tau\pi_t^2 - 2\tau\pi_t e_t^0] \quad (7)$$

Derivando a função perda do banco central em relação ao hiato do produto:

$$\frac{\partial L^{cb}}{\partial y_t} = 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial L^{cb}}{\partial y_t} = \left[\lambda(y_t - u_t) + \frac{\partial \pi_t}{\partial y_t} (1 + \tau)\pi_t - \frac{\partial \pi_t}{\partial y_t} \tau e_t^0 \right] = 0 \quad (9)$$

Com base nos pressupostos da curva de Phillips novo-Keynesiana encontrados em Walsh (2003), $\frac{\partial \pi_t}{\partial y_t} = \delta$. Assim:

$$\frac{\partial L^{cb}}{\partial y_t} = [\lambda(y_t - u_t) + \delta(1 + \tau)\pi_t - \delta\tau e_t^0] = 0 \quad (10)$$

O ajuste do resultado da condição de primeira ordem para o hiato do produto ótimo do banco central é dado por:

$$\lambda(y_t - u_t) + \delta(1 + \tau)\pi_t - \delta\tau e_t^0 = 0 \quad (11)$$

A partir da curva de Phillips definida como $\pi_t = \delta y_t + E_t \pi_{t+1} + e_t^{cb}$, e utilizando o procedimento adotado por Walsh (2003) em que $E_t \pi_{t+1} = 0$, o problema de otimização pode ser resolvido para apenas um período.

Cabe ressaltar que esta simplificação baseada no procedimento de Walsh (2003) em que $E_t \pi_{t+1} = 0$ possui implicações teóricas importantes, pois é sustentada pelo

reconhecimento do controle da política monetária por parte do banco central e, por consequência, da manutenção da inflação dentro dos limites estabelecidos pelas metas. Desta forma, para o caso brasileiro esta simplificação invalida a utilização deste arcabouço teórico para o período próximo às eleições presidenciais de 2002, período este em que a incerteza em relação à futura condução de política se mostrou muito elevada, fazendo com que as metas de inflação não fossem alcançadas em diversos meses subsequentes, meses estes que compreenderam de outubro de 2002 a junho de 2003.

Esclarecidos os desdobramentos ocasionados pela suposição simplificadora utilizada no estudo, a sequência do desenvolvimento teórico é dada pela substituição da curva de Phillips na derivada do hiato do produto.⁶ Tem-se assim:

$$y_t = \frac{\lambda}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \cdot u_t - \frac{\delta}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \cdot e_t^{cb} + \frac{\delta\tau}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \cdot w_t \quad (12)$$

Substituindo a equação do hiato no produto na curva de Phillips tem-se a equação para a inflação dada por:

$$\pi_t = \delta \left[\frac{\lambda}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \cdot u_t - \frac{\delta}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \cdot e_t^{cb} + \frac{\delta\tau}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \cdot w_t \right] + e_t \quad (13)$$

$$\pi_t = \frac{\delta\lambda}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \cdot u_t - \frac{\delta^2}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \cdot e_t^{cb} + \frac{\delta^2\tau}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \cdot w_t + e_t \quad (14)$$

$$\pi_t = \frac{\delta\lambda}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \cdot u_t + \left(1 - \frac{\delta^2}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \right) \cdot e_t^{cb} + \frac{\delta^2\tau}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \cdot w_t \quad (15)$$

⁶ O desenvolvimento matemático é apresentado no Apêndice 2.

Em seguida, calcula-se o nível ótimo de credibilidade do banco central como resultado da substituição das equações do hiato do produto e da inflação na função perda dos agentes.

Assim:

$$L = \frac{1}{2} E_t^{cb} \sum_{n=0}^{\infty} \beta^n \lambda \left\{ \frac{\lambda}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \cdot u_t - \frac{\delta}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \cdot e_t^{cb} + \frac{\delta^2}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \cdot w_t \right\}^2 + \left\{ \frac{\lambda}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \cdot u_t + \left(1 - \frac{\delta^2}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \right) \cdot e_t^{cb} + \frac{\delta^2 \tau}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \cdot w_t \right\}^2 \quad (16)$$

Dado que a variância de uma constante (c) multiplicada por uma variável aleatória (z) é dada por $Var(cz) = E(cz)^2 + [E(cz)]^2$ e devido ao fato que a esperança matemática de e_t^{cb} , u_t e w_t são nulas, a variância $[Var(cz)]$ é simplificada apenas para o primeiro termo da equação, assim: $Var(cz) = E(cz)^2$. Como $Var(cz) = c^2 Var(z)$, tem-se o resultado final da manipulação algébrica. A partir da aplicação destes conceitos na função perda dos agentes com as equações para o hiato do produto e inflação:

$$L = \frac{1}{2} E_t^{cb} \sum_{n=0}^{\infty} \beta^n \left\{ \lambda \left[\frac{\lambda}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \right]^2 \cdot \sigma_u^2 - \lambda \left[\frac{\delta}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \right]^2 \cdot \sigma_{e^{cb}}^2 + \lambda \left[\frac{\delta^2}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \right]^2 \cdot \sigma_w^2 + \left[\frac{\lambda}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \right]^2 \cdot \sigma_u^2 + \left[1 - \frac{\delta^2}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \right]^2 \cdot \sigma_{e^{cb}}^2 + \left[\frac{\delta^2 \tau}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \right]^2 \cdot \sigma_w^2 \right\} \quad (17)$$

Reescrevendo a função perda *forward-looking* dos agentes e considerando β a razão da progressão geométrica, a partir da minimização da função perda do banco central dada pela equação (17) em relação à punição por desvios da inflação em relação a meta, tem-se a determinação de τ :

$$\tau = \frac{(\lambda + \delta^2) \lambda^2 \sigma_u^2 + \lambda \delta (1 + \delta) \sigma_{e^{cb}}^2}{[(\lambda + \delta^2)^2 \sigma_w^2 - \delta^4 \sigma_{e^{cb}}^2]} \quad (18)$$

O desenvolvimento matemático realizado na passagem da equação (17) para a equação (18) encontra-se no Apêndice 2. Assim, com base na equação que fornece o peso ótimo em relação à punição do banco central, a função perda do banco deve ser minimizada em relação à σ_w^2 . Este processo permite a derivação no nível ótimo de opacidade que minimiza a função perda do banco central assegurando que ainda assim os agentes acreditem no comprometimento do banqueiro central. Para tanto, a equação da punição (equação 18) deve ser substituída na função perda social do banco, e em seguida deriva-se esta equação em relação à variabilidade da opacidade (σ_w^2). Matematicamente:

$$L^{cb} = \frac{1}{2} E_t^{cb} \sum_{n=0}^{\infty} \beta^n \left[\lambda (y_{t+n} - u_{t+n})^2 + \left(1 + \frac{(\lambda + \delta^2) \lambda^2 \sigma_u^2 + \lambda \delta (1 + \delta) \sigma_{e^{cb}}^2}{[(\lambda + \delta^2)^2 \sigma_w^2 - \delta^4 \sigma_{e^{cb}}^2]} \right) \pi_{t+n}^2 - 2 \frac{(\lambda + \delta^2) \lambda^2 \sigma_u^2 + \lambda \delta (1 + \delta) \sigma_{e^{cb}}^2}{[(\lambda + \delta^2)^2 \sigma_w^2 - \delta^4 \sigma_{e^{cb}}^2]} \pi_{t+n} e_{t+n}^0 \right] \quad (19)$$

Após o desenvolvimento matemático também descrito no Apêndice 2, tem-se a determinação da opacidade ótima que pode ser realizada pelo banqueiro central dada pela equação:

$$w_t = \frac{\pi_{t+n}}{2} - e_t^{cb} \quad (20)$$

A partir da equação (20) conclui-se que a opacidade ótima do banco central dado o arcabouço teórico utilizado deve ser maior que zero ($w_t > 0$), ou seja, $\frac{\pi_{t+n}}{2} > e_t^{cb}$.

No entanto, retomando o aspecto central deste estudo, que se concentra na relação entre transparência do banco central e incerteza inflacionária dos agentes, a inflação é descrita por $\pi_t = 2w_t + 2e_t^{cb}$. Com esta definição, o erro de previsão pode ser representado como:

$$\text{erro de previsão} = \pi_{t+1} - E_t \pi_{t+1} \quad (21)$$

No entanto, como $E_t \pi_{t+1} = 0$,

$$\text{erro de previsão} = 2w_t + 2e_t^{cb} \quad (22)$$

Por fim, retomando Lahiri e Sheng (2010) em que a incerteza inflacionária pode ser aproximada pela variância do erro de previsão, tem-se que:

$$U_{ith} = \text{Var}(\text{erro de previsão}) \quad (23)$$

$$U_{ith} = \text{Var}(\text{erro de previsão}) = \text{Var}(2w_t + 2e_t^{cb}) \quad (24)$$

$$U_{ith} = \text{Var}(2w_t) + \text{Var}(2e_t^{cb}) \quad (25)$$

Sabendo que $\text{Var}(cX) = c^2 \text{Var}(X)$:

$$U_{ith} = 4\text{Var}(w_t) + 4\text{Var}(e_t^{cb}) \quad (26)$$

$$U_{ith} = 4\sigma_w^2 + 4\sigma_{e^{cb}}^2 \quad (27)$$

Portanto, a partir da nova estrutura teórica utilizada contendo uma restrição para os agentes e utilizando os pressupostos novo-Keynesianos para a formação das expectativas destes, quanto maior a variabilidade da transparência e quanto maior a volatilidade dos choques econômicos, maior será a variância do erro de previsão dos agentes, que neste contexto equivale à incerteza inflacionária individual descrita no capítulo anterior.

4.1 Base de Dados

De acordo com a relação teórica apresentada, propõe-se nesta seção a descrição da variável referente à variância da transparência política do banco central, para que a proposta teórica apresentada pela equação (27) seja estimada.

4.1.1 Estimação da Variância da Transparência Política do Banco Central

Com o intuito de estimar uma medida de transparência política do banco central, utilizou-se modelagem semelhante à proposta por de Mendonça e Galveas (2013) para a construção do índice de transparência *forward-looking*, que conta com a participação das expectativas dos agentes medidas pela pesquisa Focus, com as metas de inflação anunciadas pelo banco central e, por fim, com o intervalo aceitável para a inflação que também é divulgado pelo banco central, denominado banda. A forma utilizada para esta estimação pode ser representada por:

$$TIFL_t = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } E_t(\pi_{t+12}) = INF_{t+12}^* \\ 1 - \frac{[E_t(INF_{t+12}) - INF_{t+12}^*]}{INF_{i+1}^{meta} - INF_{i+1}^*} & \text{se } INF_i^{inf-meta} < E_t(INF_{t+12}) < INF_i^{sup-meta} \\ 0 & \text{se } E_t(INF_{t+12}) \geq INF_i^{sup-meta} \text{ ou } E_t(INF_{t+12}) \leq INF_i^{inf-meta} \end{array} \right\}$$

Onde:

$E_t(INF_{t+12})$ é a expectativa dos agentes no tempo t acerca da inflação em t+12;

INF_{t+12}^* é a meta de inflação ponderada dos próximos 12 meses;

INF_{i+1}^{banda} é o limite do intervalo de tolerância inflação definida para o próximo ano;

$INF_i^{inf-banda}$ é a parte inferior da banda inflacionária, denominada piso da meta;

$INF_i^{sup-banda}$ é a parte superior da banda inflacionária, denominada teto da meta;

INF_{i+1}^* é a meta de inflação para o próximo ano;

Desta maneira, se a expectativa de inflação dos agentes convergir com a meta de inflação divulgada pelo banco central, o índice aproxima-se da unidade, indicando que o banco central está cumprindo o objetivo de ancorar as expectativas dos agentes. Se o valor do índice estiver dentro da banda divulgada pelo banco central, este estará entre zero e um, em que valores próximos a zero indicam elevada falta de transparência do banco central e valores próximos à unidade representam maior transparência do mesmo. Por fim, se o índice apresentar valor zero significa que as expectativas dos agentes ficaram fora da banda anunciada pelo banco central e, desta forma, o objetivo de ancorar as expectativas dos agentes não foi alcançado, além de indicar falta de credibilidade dos formuladores de política.

No entanto, como o modelo teórico proposto resultou na variância da transparência como variável relevante para explicar a medida de incerteza individual, calculou-se a partir do índice estimado, sua variância condicional. Importante destacar que, para ajustar a estrutura de correlação existente no índice optou-se pelo ajuste via método Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com o índice explicado por uma constante, uma variável *dummy* (que representou a modificação de patamar no índice ocorrida no mês de junho de 2005, de acordo com o teste de quebra estrutural realizado) mais um componente GARCH, que estabelece a variabilidade condicional no tempo. A estimação realizada pode ser representada por:

$$ITFL_w = c + dum + \alpha_G \quad (28)$$

Onde:

$ITFL_w$ - representa o índice de transparência *forward-looking*;

c - representa a constante da regressão;

dum - representa a variável *dummy* que evidencia a mudança de patamar ocorrida no índice, com valores zero para os meses anteriores a junho de 2005, e valores um para os meses subsequentes a esta data;

α_G - representa o componente GARCH incluído na estimação e que fornece variável desejada, definida como a variância condicional do índice de transparência política do banco central, denominada no estudo por “ σ_w^2 ”.

Com todas as variáveis pertencentes ao modelo previamente estimadas, pode-se avaliar a proposta teórica de forma empírica, com a ressalva que a incerteza inflacionária individual é a mesma apresenta no capítulo anterior, assim como os choques de oferta da economia, que foram aproximados neste estudo por controles macroeconômicos, dada a ausência de uma medida robusta para tais choques.

4.2 Resultados

Os resultados empíricos são apresentados em duas seções. Enquanto a primeira descreve as estimações das regressões simples entre incerteza individual definida no capítulo anterior e variância condicional da transparência política do banco central, a segunda apresenta os resultados para as regressões múltiplas, que além da variável de transparência como variável explicativa conta com as variâncias condicionais dos controles macroeconômicos (inflação, taxa de câmbio, risco país, taxa de juros nominal e taxa de juros externa), incluídas no modelo visando maior robustez, tanto no aumento do poder de explicação quanto pela frequente utilização destes controles encontrados na literatura, dada a ausência da medida para os choques de oferta. Cabe ressaltar que em ambas as seções as estimações são feitas via método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

4.2.1 Regressão Simples – Incerteza Individual contra Variância da Transparência

A proposta desta estimação inicial é avaliar o impacto da medida de transparência sobre a incerteza dos agentes, que visa observar o sinal dos parâmetros e a explicabilidade do modelo dada pelo grau de ajuste da regressão. Desta forma, o modelo estimado via Mínimos Quadrados Ordinários pode ser escrito por:

$$U_{ith} = \sigma_w^2 \quad (29)$$

Onde:

U_{ith} é a incerteza inflacionária dos agentes (componente comum + idiossincrático);

σ_w^2 é a variância condicional da transparência política do banco central.

Tabela 2: Resultados regressão simples

Instituições	σ_w^2	Erro Padrão	Observações	R ²
4	10,10***	(1,039)	83	0,535
20	12,99***	(1,328)	83	0,538
24	13,65***	(1,394)	83	0,538
28	9,05***	(0,936)	83	0,532
31	16,14***	(1,647)	83	0,539
37	22,24***	(2,268)	83	0,539
40	9,85***	(1,014)	83	0,534
41	10,17***	(1,046)	83	0,535
45	16,72***	(1,706)	83	0,539
67	7,64***	(0,798)	83	0,527
68	8,86***	(0,917)	83	0,532
72	10,39***	(1,068)	83	0,535
78	9,28***	(0,959)	83	0,533
87	14,50***	(1,480)	83	0,539
91	13,43***	(1,372)	83	0,538
98	26,70***	(2,724)	83	0,539
101	22,21***	(2,264)	83	0,539
102	16,92***	(1,726)	83	0,539
110	6,84***	(0,722)	83	0,522
114	29,09***	(2,969)	83	0,539
115	15,32***	(1,563)	83	0,539
117	12,60***	(1,289)	83	0,538

*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Fonte: elaboração própria.

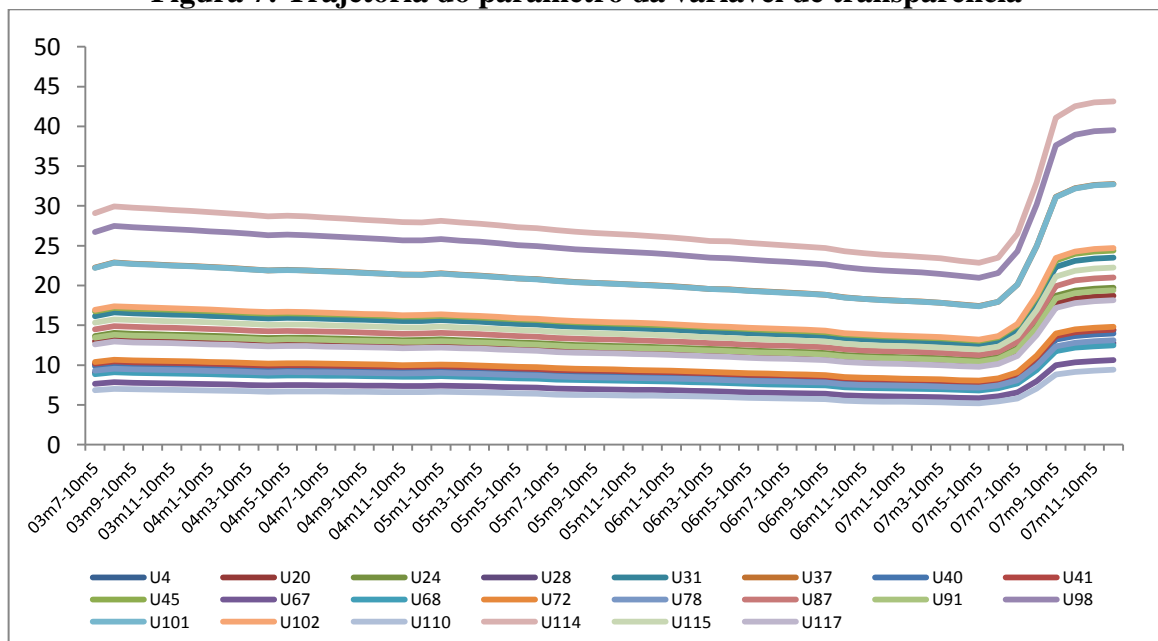
Os resultados encontrados para as estimações individuais entre incerteza inflacionária e variância da transparência política do banco central estão apresentados na Tabela 2 para as 22 instituições com amostra referente ao período de julho de 2003 a maio de 2010, totalizando 83 observações para cada regressão simples realizada. Para tanto, utilizou-se o método dos Mínimos Quadrados Ordinários, que indicou relação positiva entre as variáveis com o parâmetro da variável de interesse significativo a 1% para todas as regressões propostas, mostrando que a variação da transparência política do banco central no período de análise fez com que a incerteza dos indivíduos pertencentes à pesquisa Focus aumentasse, concluindo-se assim que as oscilações percebidas pelos agentes na transparência política do banco central fazem com que estes elevem sua incerteza em relação à inflação futura. Outra questão a se destacar nestas estimações foi o grau de ajuste adquirido, que de maneira geral situou-se em torno do valor 0,53, indício que a variável referente à transparência do banco central é assaz importante na explicação da incerteza inflacionária dos indivíduos avaliados.

De maneira particular, os coeficientes referentes à variabilidade da transparência apresentaram valores bastante distintos entre os agentes, mostrando a importância das estimações individuais das incertezas inflacionárias, dada à idiosincrasia dos agentes, ou seja, dada a medida de incerteza individual pôde-se avaliar separadamente a relevância da variabilidade da transparência dada a percepção de cada indivíduo para sua tomada de decisão. Para salientar esta discrepância entre coeficientes toma-se como exemplo a magnitude dos coeficientes das instituições 110 e 114 que, respectivamente, apresentaram os valores 6,94 e 29,09, mostrando que para o indivíduo 110 a variabilidade da transparência foi significativa em relação ao aumento de sua incerteza, porém com valor de coeficiente relativamente baixo se comparado à instituição 144, cuja variabilidade da transparência do banco central percebida pelo agente afetou muito sua incerteza em relação ao comportamento da inflação futura, o que pode eventualmente levar à decisões de consumo e investimento diferentes das que seriam realizadas em caso de transparência mais estável.

Outro aspecto relevante foram as estimações recursivas realizadas para as regressões simples, em que a forma funcional ($U_{ith} = \sigma_w^2$) foi mantida e estimada para diferentes tamanhos amostrais, para que a avaliação da significância da variável independente sobre a variável dependente ocorresse de forma completa, ou seja, independente do tamanho amostral. Desta forma, foram realizadas 54 estimações com a mesma forma funcional para cada um dos 22 indivíduos participantes da pesquisa Focus que foram selecionados para o estudo. Semelhante às da Tabela 2 apresentada acima, as estimações iniciaram com a amostra

completa, que compreende de julho de 2003 a maio de 2010 (83 observações). Em seguida retirou-se o mês inicial (julho de 2003), fazendo com que a estimação fosse realizada de agosto de 2003 a maio de 2010 (totalizando 82 observações), e daí por diante até a última estimação, com amostra compreendendo de dezembro de 2007 a maio de 2010, em que atingiu o menor valor amostral em que as propriedades do estimador de Mínimos Quadrados Ordinários são garantidas, ou seja, 30 observações. Importante ressaltar que a opção de “encurtar” o tamanho amostral em seu início se fez visando maior robustez para os resultados, que se mostram estáveis independentemente do período amostral. Com esta recursão realizada garante-se que, independente do ajuste alcançado com amostra completa, este se mantém ao longo de toda a amostra e para todos os níveis de significância, reforçando a relação positiva entre as variáveis para as 22 instituições selecionados para o estudo, o que confirma a importância da variação da transparência política do banco central sobre a incerteza inflacionária dos agentes, independente do tamanho amostral e do período de análise. A Figura 7 mostra o comportamento dos parâmetros de transparência para os diferentes indivíduos dada a estimação recursiva.

Figura 7: Trajetória do parâmetro da variável de transparência



Fonte: elaboração própria.

4.2.2 Regressão Múltipla

Com o objetivo promover maior robustez aos resultados encontrados pela regressão simples para a influência de variabilidade da transparência sobre a incerteza individual, propôs-se esta seção com novas estimações, cuja forma funcional aplicada na seção anterior fosse ampliada, em que além da variabilidade da transparência política do banco central como variável explicativa usa as variâncias condicionais dos controles macroeconômicos como proxies para os choques de oferta, sendo estes: inflação, taxa de câmbio, risco país, taxa de juros nominal e taxa de juros externa. Com esta ampliação, as estimações se aproximam das formas funcionais encontradas com frequência na literatura econômica e se consegue maior proximidade com a relação teórica proposta neste estudo, com os controles macroeconômicos atuando como medidas aproximadas dos choques de oferta que afetam os agentes em suas tomadas de decisão.

A forma funcional da regressão múltipla pode ser descrita por:

$$U_{ith} = \sigma_{\pi}^2 + \sigma_{\xi}^2 + \sigma_{R}^2 + \sigma_i^2 + \sigma_{i^*}^2 + \sigma_w^2 \quad (30)$$

Onde:

U_{ith} é a incerteza individual (comum + idiossincrática);

σ_{π}^2 é a variância condicional da Inflação via ARCH;

σ_{ξ}^2 é a variância condicional do Câmbio via ARCH;

σ_{R}^2 é a variância condicional do Risco País via GARCH;

σ_i^2 é a variância condicional da Taxa de Juros Nominal via ARCH;

$\sigma_{i^*}^2$ é a variância condicional da Taxa de Juros Externo via GARCH;

σ_w^2 é a variância condicional da Transparência Política do banco central via GARCH;

Dada a relação teórica apresentada pela equação (27) observa-se que o modelo estimado via Mínimos Quadrados Ordinários aproxima-se do teórico, descrito por:

$$U_{ith} = 4\sigma_w^2 + 4\sigma_{e^{cb}}^2 \quad (27)$$

Tal como exposto durante as análises realizadas para as regressões simples, os resultados se mantiveram também para o contexto da regressão múltipla no que tange à variabilidade da transparência do banco central, ou seja, encontrou-se mais uma vez relação positiva entre esta medida e a incerteza inflacionária individual, como apresentado na Tabela 3 para os 22 indivíduos com amostra equivalente a 83 observações, com período de julho de 2003 a maio de 2010.

Tabela 3: Resultados regressão múltipla

Instituições	σ_{π}^2	σ_i^2	σ_i^{2*}	σ_w^2	Observações	R ²
4	0,0490**	0,192***	0,566**	8,614***	83	0,647
20	0,0629**	0,242***	0,730**	11,09***	83	0,649
24	0,0661**	0,254***	0,767**	11,65***	83	0,649
28	0,0439**	0,173***	0,506**	7,714***	83	0,645
31	0,0781**	0,298***	0,908**	13,79***	83	0,649
37	0,107**	0,406***	1,254**	19,01***	83	0,648
40	0,0478**	0,187***	0,551**	8,395***	83	0,646
41	0,0493**	0,193***	0,570**	8,671***	83	0,647
45	0,0809**	0,308***	0,941**	14,28***	83	0,649
67	0,0371**	0,148***	0,426**	6,501***	83	0,640
68	0,0430**	0,170***	0,496**	7,549***	83	0,644
72	0,0504**	0,197***	0,583**	8,863***	83	0,647
78	0,0451**	0,177***	0,520**	7,912***	83	0,645
87	0,0702**	0,269***	0,815**	12,38***	83	0,649
91	0,0650**	0,250***	0,754**	11,46***	83	0,649
98	0,129**	0,484***	1,507**	22,83***	83	0,647
101	0,107**	0,405***	1,252**	18,98***	83	0,648
102	0,0819**	0,312***	0,953**	14,45***	83	0,649
110	0,0333**	0,134***	0,381**	5,819***	83	0,635
114	0,140**	0,526***	1,642**	24,87***	83	0,646
115	0,0742**	0,284***	0,862**	13,08***	83	0,649
117	0,0610**	0,236***	0,708**	10,75***	83	0,649

*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1

Fonte: elaboração própria.

Cabe ressaltar que as variáveis referentes à variabilidade da taxa de câmbio e risco país não se mostraram significativas na explicação da incerteza dos indivíduos em relação à inflação neste contexto de regressão.

Os resultados encontrados para a variabilidade da inflação se mostraram positivos e significativos a 5% para todas as instituições analisadas, indicando que a variação da inflação provocou elevação da incerteza inflacionária dos agentes, o que confirma também para este contexto a hipótese Friedman-Ball, em que a inflação é responsável direta pelo aumento da incerteza dos agentes em relação à inflação futura. Em se tratando da magnitude dos parâmetros obtidos e sua relevância, pode-se concluir que estes tiveram importância moderada, pois se situaram na maior parte das estimações em valores inferiores a 0,10, sendo estes valores os menores dentre as variáveis utilizadas como controle nestas estimações.

Os resultados referentes à taxa de juros nominal apresentaram significância estatística a 1% para todos os indivíduos avaliados. Em relação aos sinais dos parâmetros desta variável, observa-se que para todos os indivíduos o sinal foi positivo, indício de que a variabilidade das taxas nominais de juros fez com que a incerteza dos agentes quanto à inflação fossem aumentadas, o que reforça o pensamento de que como as taxas nominais são com frequência utilizadas como instrumento de política monetária pelo banco central para controle da inflação, sua variabilidade indica a necessidade de atuação da autoridade monetária em relação ao controle da inflação, provocando assim o crescimento da incerteza dos agentes em relação ao comportamento inflacionário futuro. Em se tratando da magnitude dos parâmetros e sua importância relativa na alteração da incerteza dos agentes, percebe-se a partir dos resultados dispostos na Tabela 3 que esta variável foi assaz importante na determinação da incerteza, dados os valores de todos os parâmetros foi superior a 0,10 e, no caso específico da instituição 114 atingiu seu maior valor, sendo superior a 0,52. Desta forma, tem-se na variabilidade dos juros nominais a variável mais relevante na busca pela explicabilidade da incerteza inflacionária dos agentes dentre os controles macroeconômicos utilizados, pois além de ter elevados valores para seus parâmetros obteve a maior significância (1% em todas as estimações).

Encerrando as análises para os controles macroeconômicos utilizados nestas regressões têm-se os resultados para a variabilidade da taxa de juros externa, que para todas as estimações obteve sinal positivo, e mostra que a mudança na taxa de juros externa faz com que a incerteza inflacionária dos agentes seja alterada de maneira positiva, mostrando o

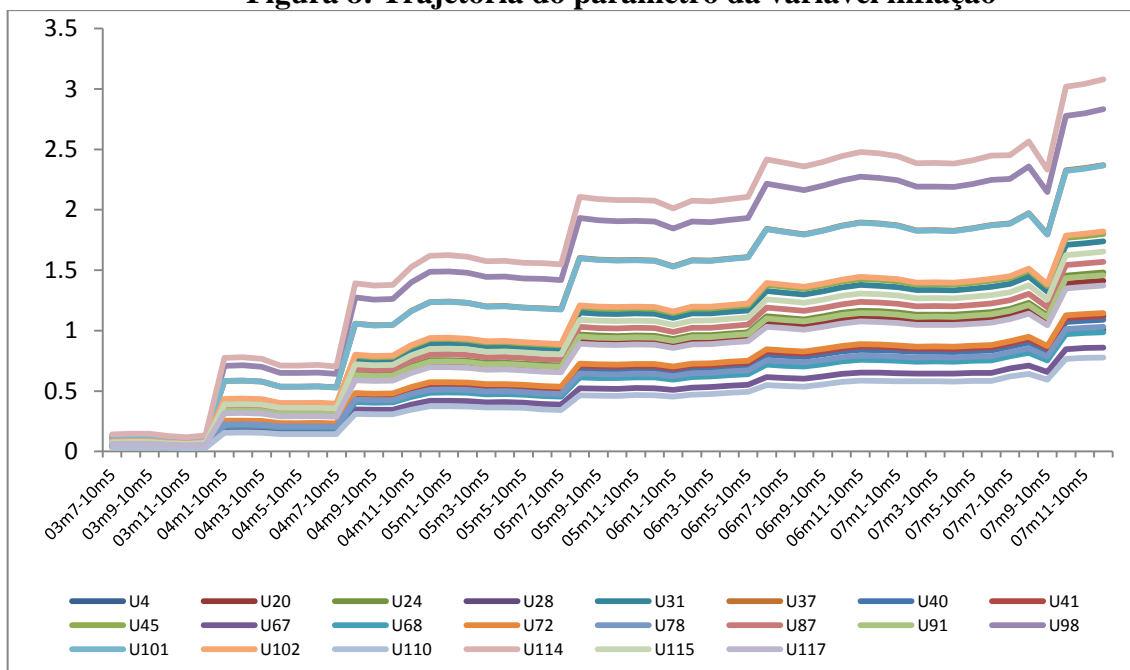
comportamento racional dos agentes em sua formação das expectativas que, dado o uso das informações disponíveis para sua tomada de decisão, se mostram incertos em relação à condução de política monetária brasileira dada uma alteração no cenário externo. Em relação à significância, todos os parâmetros se mostraram significativos a 5%. De acordo a magnitude dos parâmetros esta variável obteve os maiores valores dentre os controles macroeconômicos, situando-se em torno de 0,80. No entanto, observando estes resultados identifica-se uma variabilidade relevante entre os agentes, com a instituição 110 com o menor valor de parâmetro, com valor de 0,38, contrariamente à instituição 114 que obteve o maior valor dentre os parâmetros dessa variável, com valor de 1,64. Mais uma vez a partir dos resultados obtidos para as diferentes instituições pôde-se concluir acerca da importância da desagregação da incerteza a níveis individuais, tornando-nos capazes de avaliar o comportamento da incerteza inflacionária de cada agente, dada a variabilidade das variáveis explicativas utilizadas nas estimações.

Por fim, pelas aspirações deste estudo, que se concentraram tanto na relação teórica quanto na relação empírica entre a incerteza inflacionária dos indivíduos representados pelas instituições pertencentes à pesquisa Focus e a variabilidade da transparência do banco central medida através da variância condicional do índice de transparência política baseado essencialmente no trabalho de de Mendonça e Galveas (2013), os resultados obtidos para a variância da transparência política se mostraram como esperado, mantendo a essência obtida pela regressão simples descrita na seção anterior, mas com o advento da maior robustez e explicabilidade gerada pela inclusão dos controles macroeconômicos. De maneira específica, para todos os indivíduos analisados neste estudo o resultado para a variável de transparência foi positiva e significativa, indício da relação direta entre as oscilações da transparência política administrada pela autoridade monetária e o aumento da incerteza inflacionária dos agentes. Em relação à significância, esta se mostrou estável a 1% durante todas as estimações, tanto de amostra completa quanto para as de amostra reduzida realizadas por meio das estimações recursivas que mantiveram a forma funcional padrão. Quanto aos valores estimados, os parâmetros foram os maiores dentre todas as variáveis utilizadas no modelo, o que reforça sua importância relativa se comparado aos demais. Dentre estes elevados valores estimados para os parâmetros da variável de transparência destaca-se novamente a discrepância entre determinadas instituições, sendo a instituição 110 a que obteve o menor valor de parâmetro, com valor pouco superior a 5,80. No entanto, a instituição 114 apresentou o maior valor para este parâmetro no estudo, com valor superior a 24,80, mostrando que a

incerteza desta instituição oscilou muito dada a variabilidade da transparência política exercida pelo banco central. Este resultado corrobora a importância das estimações individuais realizadas neste estudo, em que a idiosincrasia aparece de forma explícita na incerteza de cada agente, fazendo com que as avaliações acerca das incertezas inflacionárias sejam realizadas de forma individual e, desta forma, permite a avaliação específica acerca da tomada de decisão de cada agente econômico.

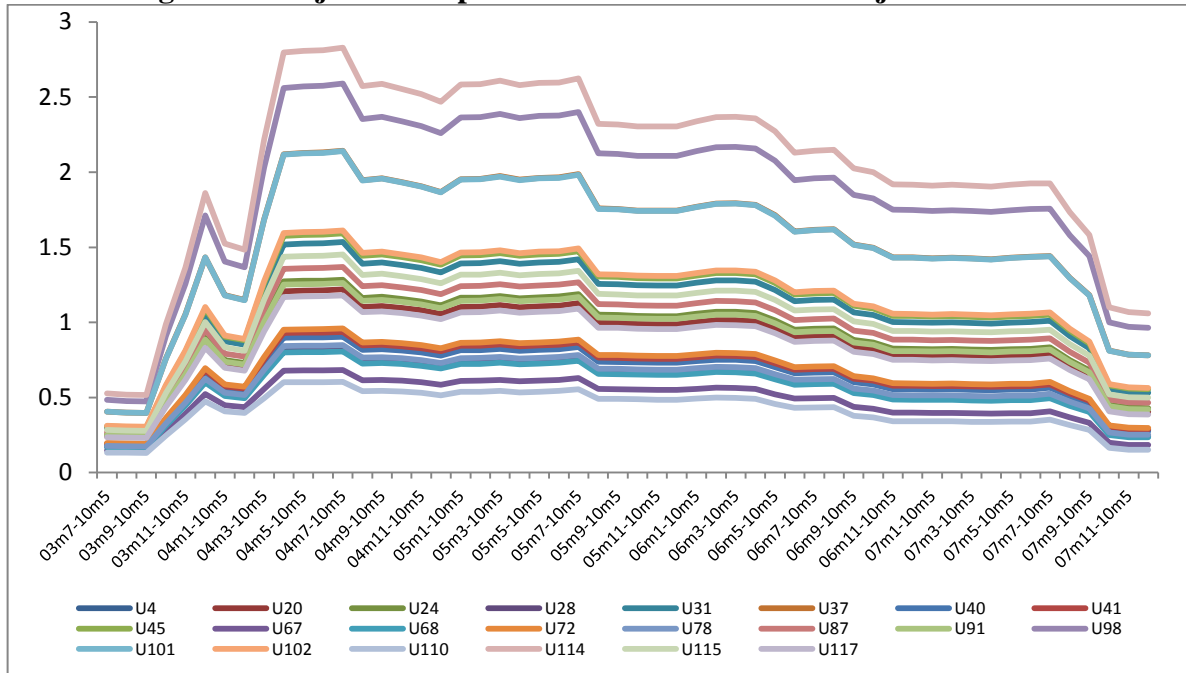
Tal como apresentado para o contexto regressão simples, fez-se também para as regressões múltiplas as estimações recursivas que visam avaliar o comportamento das variáveis utilizadas com diferentes tamanhos amostrais, sendo estas: inflação, taxa de juros nominal, taxa de juros externa e transparência política do banco central. As Figuras 8 a 11 apresentam a robustez das trajetórias das variáveis com diferentes tamanhos amostrais.

Figura 8: Trajetória do parâmetro da variável inflação



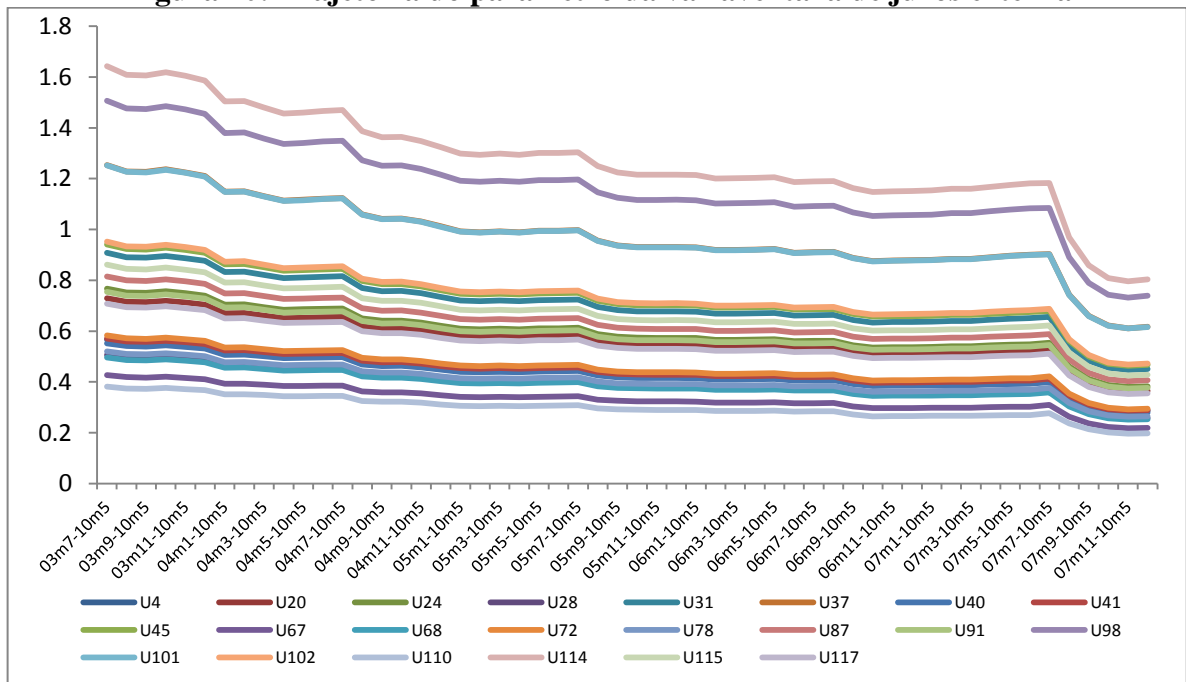
Fonte: elaboração própria.

Figura 9: Trajetória do parâmetro da variável taxa de juros nominal



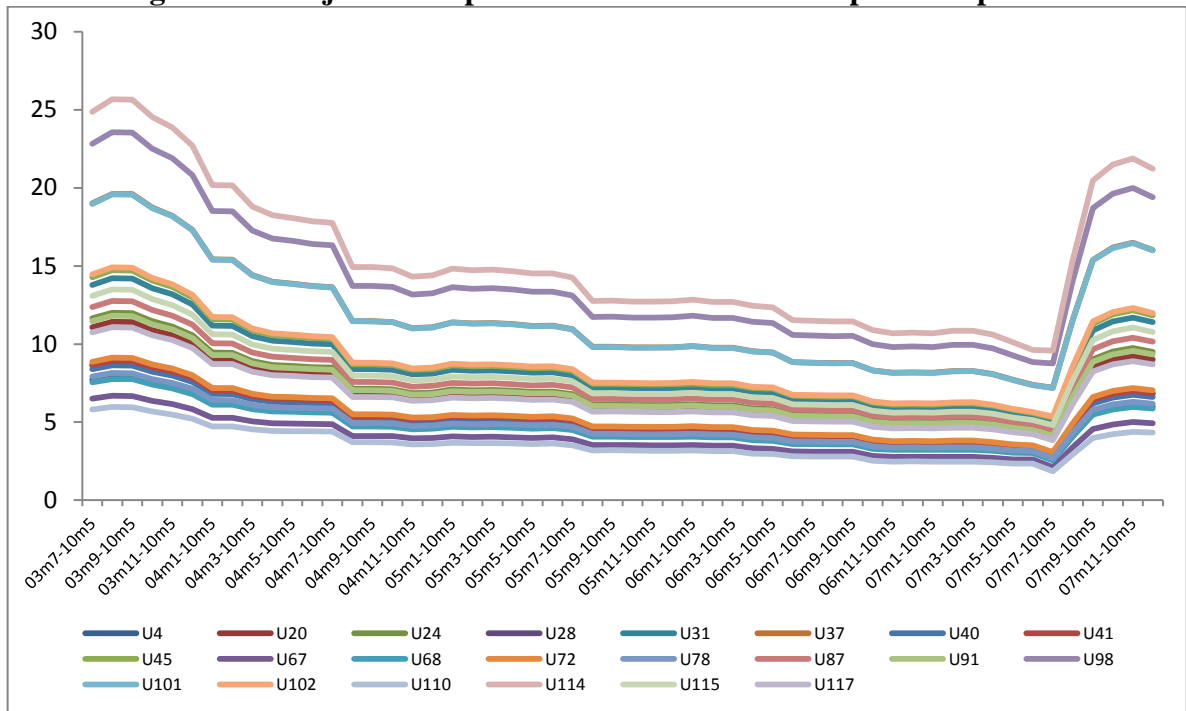
Fonte: elaboração própria.

Figura 10: Trajetória do parâmetro da variável taxa de juros externa



Fonte: elaboração própria.

Figura 11: Trajetória do parâmetro da variável transparência política



Fonte: elaboração própria.

5. CONCLUSÃO

De acordo com Friedman (1977) a importância da incerteza inflacionária incide sobre a formação das expectativas dos agentes e, por consequência, em suas alocações de consumo e investimento, podendo assim afetar o desempenho econômico. Com esta exposição, e em conjunto com o reconhecimento da importância da transparência do banco central a partir do texto de Geraats (2002), em que a autoridade monetária toma medidas buscando minimizar a assimetria informacional, as aspirações deste estudo se concentraram nas relações existentes entre estas variáveis, ou seja, na existência de impactos sobre a incerteza inflacionária dos agentes advindos de políticas de maior transparência por parte do banco central, que no caso brasileiro são observadas a partir da adoção do regime de metas de inflação ocorrido em junho de 1999.

Desta maneira, os objetivos deste estudo para o período de julho de 2003 a maio de 2010 concentraram-se: na relação teórica entre incerteza inflacionária e transparência do banco central; estimação da medida de incerteza individual via variabilidade dos erros de previsão seguindo Lahiri e Sheng (2010); transformação da medida de transparência do banco central baseada em de Mendonça e Galveas (2013) e, por fim, avaliação empírica se a maior transparência praticada pela autoridade monetária nos últimos anos teve impacto na incerteza dos indivíduos em relação à inflação.

Cabe ressaltar que na composição teórica duas abordagens distintas foram utilizadas, uma com o arcabouço baseado na função perda do banco central e que utiliza como restrição uma curva de oferta de Lucas, e a outra que além da função perda para o banco central contém uma função perda para os agentes, com os pressupostos da restrição novo-keynesiana utilizados para a formação das expectativas dos agentes. Os resultados encontrados no estudo para a primeira proposta teórica não mostraram relação existente entre incerteza e transparência, com a incerteza individual como função apenas de choques de oferta da economia. No entanto, devido à elevada parcela não explicada da incerteza dos agentes acreditou-se que havia espaço para uma nova discussão modificando o arcabouço teórico para que a formação das expectativas dos agentes fosse afetada pelo comportamento da autoridade monetária. Posto isto, nova estrutura dada pela curva de oferta novo-keynesiana como restrição foi utilizada. O resultado teórico evidenciou a transparência praticada pelo banco como fator relevante para afetar a incerteza inflacionária dos agentes e, por meio de avaliação

empírica via método dos Mínimos Quadrados Ordinários, foi mostrado que esta variável é assaz importante para a determinação da incerteza inflacionária dos indivíduos, com todos os coeficientes positivos e significativos para os diferentes indivíduos avaliados, e com elevados valores para os parâmetros das regressões, sendo estes os maiores dentre todos os encontrados para as variáveis explicativas do modelo.

Com a discussão proposta a partir dos modelos apresentados e resultados obtidos, acredita-se que o estudo tenha contribuído para a literatura especializada, tanto por trazer de forma explícita a relação teórica ainda não capturada entre incerteza inflacionária individual e transparência do banco central, quanto por meio do desenvolvimento empírico realizado. Outra questão a se destacar foi a inclusão de controles macroeconômicos para as estimações, fazendo com que a ausência da variável referente aos choques de oferta fosse minimizada, o que traz maior robustez às estimações e, por consequência, maior explicabilidade para o ajuste empírico. Contudo, há que se ressaltar algumas limitações do estudo, com atenção especial para as estimações, pois, por se tratar de um modelo de variâncias (variável dependente e variáveis explicativas) o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários pode não ser o método mais adequado para tais estimações, sendo este um ponto de continuidade da pesquisa.

6. REFERÊNCIAS

BAILLIE, R. T.; CHUNG, C. F. Analysing inflation by the fractionally integrated ARFIMA-GARCH model. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, p. 23-40, 1996.

BALL, L. Why does high inflation raise inflation uncertainty? **Journal of Monetary Economics**, v. 29, p. 371-288, 1992.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Notas técnicas do Banco Central do Brasil**, nº 36, junho, 2003.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Série do IPCA acumulado em 12 meses**. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores/consultarValoresSeries.do?method=consultarValores>. Acessado em 08/09/2013.

BERNANKE, B. S.; MISHKIN, F. S. Inflation targeting: a new framework for monetary policy? **Journal of Economic Perspectives**, v. 11, p. 97–116, 1997.

BERNANKE, B. S. The Fed's Road toward greater transparency. **Cato Journal**, b. 28, v. 2. p. 175-186, 2008.

BERTOLA, G. **Adjustment costs and dynamic factor demands**: investment and employment under uncertainty. Ph.D. Dissertation (Ch. 2), MIT, June, 1988.

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

BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; NELSON, D. B. ARCH models. In: ENGLE, R. F.; MACFADDEN, D. L. (Ed). **Handbook of Econometrics**. Amsterdam: North-Holland, v. 4, c. 49, p. 2959-3038, 1994.

BOMBERGER, W.A. Disagreement and uncertainty: a reply to rich and butler. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 28, p. 381-392, 1996.

BUENO, R. D. L. S. **Econometria de séries temporais**, 2.ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CABELLERO, R. On the sign of the investment-uncertainty relationship. **American Economic Review**, v. 81, p. 279–288, 1991.

CAPORALE, G.M.; ONORANTE, L.; PAESANI, P. Inflation and inflation uncertainty in the Euro Area. **Empirical Economic**, v. 43, p. 597-615, 2012.

COGLEY, T.; PRIMICERI, G.E.; SARGENT., T.J. Inflation-gap persistence in the US. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 2, p. 43-69, 2010.

DEMERTZIS, M., HUGHES HALLET, A. Central bank in theory and practice. **Journal of Macroeconomics**. v. 29, p. 760-789, 2007.

ELDER, J. Another perspective on the effects of inflation uncertainty. **J Money Credit Bank**, v. 36, p. 911–928, 2004.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2 ed. New York - USA: John Wiley, 2004.

ENGLE, R. F. Autorregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v. 50, p. 987-1007, 1982.

FOUNTAS, S.; KARANASOS, M.; KIM, J. Inflation uncertainty, output growth uncertainty and macroeconomic performance. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 68, p. 319–344, 2006.

FREITAS, P.; GOLDFAJN, I.; MINELLA A.; KFOURY, M. **Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges**. Banco Central do Brasil, 2002. (Trabalhos para Discussão 53)

FRIEDMAN, M. Nobel lecture: inflation and unemployment. **Journal of Political Economy**, v. 85, p. 451–472, 1977.

GERAATS, P. Central bank transparency. **The Economic Journal**, v. 112, p. 532-565, novembro, 2002.

GIORDANI, P.; SODERLIND, P. Inflation forecast uncertainty. **European Economic Review**, v. 47, p. 1037-1059, 2003.

GLOBAL-RATES. **Taxa de juros nominais definidas pelo Banco Central Americano**. Disponível em: <http://pt.global-rates.com/taxa-de-juros/bancos-centrais/banco-central-estados-unidos/juros-fed.aspx>. Acessado em 22/03/2014.

GRANGER, C.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics, Nottingham**, v. 2, p. 111-120, 1974.

GRIER, R.; GRIER, K. On the real effects of inflation and inflation uncertainty in Mexico. **Journal of Development Economics**, v. 80, p. 478–500, 2006.

GRIER, K.B.; PERRY, M.J. On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries. **Journal of International Money and Finance**, v.17, p. 671-689, 1998.

HAMILTON, J. **Time series analysis**. Princeton University Press, 1994.

HAYFORD, M. D. Inflation uncertainty, unemployment uncertainty and economic activity. **Journal of Macroeconomics**, v. 22, p. 315-329, 2000.

HONDA, Y. Some tests on the effects of inflation targeting in New Zealand, Canada and the UK. **Economics Letters**, v. 66, p. 1–6, 2000.

JOHNSON, D. The effect of inflation targeting on the behavior of expected inflation: Evidence from an 11 country panel. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, p. 1521–1538, 2002.

KONTONIKAS, A. Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH modeling. **Economic Modelling**, v. 21, p. 525-543, 2004.

LAHIRI, K.; SHENG, X. Measuring forecast uncertainty bi disagreement: the missing link. **Journal of Applied Econometrics**, v. 25, p. 514-538, 2010.

LUTKEPOHL, H. **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**, Berlin: Springer, 2005.

MENDONÇA, H. F. de; SIMÃO FILHO, J. Economic transparency and effectiveness of monetary policy. **Journal of Economic Studies** (Bradford), v. 34, p. 497-514, 2007.

MENDONÇA, H. F. de; GALVEAS, K. A. de S. Transparency and inflation: what is the effect on the Brazilian economy? **Economic Systems**, v. 37, p. 69-80, 2013.

MENDONÇA, H. F. de; INHUDES, A. Transparência do Banco Central: uma análise para o caso brasileiro. **Revista de Economia Política**, v.30, n.1 (117), p. 159-177, 2010.

MILES, W. Inflation targeting and monetary policy in Canada: What is the impact on inflation uncertainty? **North American Journal of Economics and Finance**, v. 19, p. 235-248, 2008.

MISHKIN, F. Inflation targeting in emerging market countries. **American Economic Review**, v. 90, p. 105–119, 2000.

NELSON, D. B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A New Approach. **Econometrica**, v. 59, p. 347-370, 1991.

PINDICK, R. S. Irreversible investment, capacity choice, and the value of the firm. **American Economic Review**, v. 78, p. 969-985, 1988.

RIZVI, S. K. A.; NAQVI, B. Asymmetric behavior of inflation uncertainty and Friedman-Ball hypothesis: evidence from Pakistan. **In 26th International Symposium on Money, Banking and Finance**, Orléans, France, 2009.

SWARAY, R. B. **Volatility of primary commodity prices**: some evidence from agricultural exports in Sub-Saharan Africa. University of York, 2002. (Discussion Papers in Economics v.2002/06)

van der CRUIJSEN, C.; DEMERTZIS, M. The impact of central bank transparency on inflation expectations. **European Journal of Political Economy**, v. 23, p. 51-66, 2007.

WALSH, C. Accountability, transparency, and inflation targeting. **Journal of money, Credit and Banking**, v. 35, n. 5, p. 829-849, 2003.

ZAKOIAN, J. M. Threshold heteroskedasticity models, **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 18, p. 931-955, 1994.

APÊNDICE 1

Retomando a Nota de Rodapé 2 para a determinação das equações (3), (4) e (5), matematicamente o Lagrangeano pode ser representado por:

$$L = \frac{1}{2}E_t[\pi^2 + b(y - k)^2] - \lambda(\pi - \pi^e + \varepsilon - y) \quad (\text{A1})$$

Derivando parcialmente em relação à inflação tem-se:

$$\frac{\partial L}{\partial \pi} = 0 \quad (\text{A2})$$

$$\frac{\partial L}{\partial \pi} = \left[\frac{1}{2}E_t(2\pi) - \lambda \right] = 0 \quad (\text{A3})$$

$$\lambda = \frac{1}{2}E_t(2\pi) \quad (\text{A4})$$

Sabendo que $E_t(cX) = cE_t(X)$, onde c é uma constante e X uma variável aleatória, tem-se:

$$\lambda = \frac{1}{2}2 \cdot E_t(\pi) \quad (\text{A5})$$

$$\lambda = E_t(\pi) \quad (\text{A6})$$

Em seguida, derivando parcialmente em relação ao produto tem-se:

$$\frac{\partial L}{\partial y} = 0 \quad (\text{A7})$$

$$\frac{\partial L}{\partial y} = \left[\frac{1}{2} E_t[2b(y - k)] + \lambda \right] = 0 \quad (\text{A8})$$

$$\lambda = -\frac{1}{2} E_t[2b(y - k)] \quad (\text{A9})$$

$$\lambda = -\frac{1}{2} E_t(2by) + \frac{1}{2} E_t(2bk) \quad (\text{A10})$$

$$\lambda = -\frac{1}{2} 2b \cdot E_t(y) + \frac{1}{2} 2b \cdot E_t(k) \quad (\text{A11})$$

$$\lambda = -b \cdot E_t(y) + b \cdot E_t(k) \quad (\text{A12})$$

$$\lambda = -b \cdot E_t(y) + bk \quad (\text{A13})$$

Igualando os parâmetros λ :

$$E_t(\pi) = -b \cdot E_t(y) + bk \quad (\text{A14})$$

Sabendo que $E_t(\pi) = \pi^e$, $E_t(\pi^e) = \pi^e$, $E_t(\varepsilon) = 0$ e substituindo $E_t(y) = E_t(\pi - \pi^e + \varepsilon)$:

$$\pi^e = -b \cdot E_t(\pi) + b \cdot E_t(\pi^e) - b \cdot E_t(\varepsilon) + bk \quad (\text{A15})$$

$$\pi^e = -b \cdot \pi^e + b \cdot \pi^e - b \cdot 0 + bk \quad (\text{A16})$$

Desta maneira, o valor a inflação esperada representado no texto pela equação (4) será dado por:

$$\pi^e = bk \quad (\text{A17})$$

Tal como enunciado, o segundo passo consiste em internalizar a restrição e derivar a função objetivo em relação à variável de interesse, sendo esta a inflação (π). Assim:

$$L = \frac{1}{2} E_t[\pi^2 + b(\pi - \pi^e + \varepsilon - k)^2] \quad (\text{A18})$$

$$\frac{\partial L}{\partial \pi} = 0 \quad (\text{A19})$$

$$\frac{\partial L}{\partial \pi} = \left[\frac{1}{2} (2\pi + 2b(\pi - \pi^e + \varepsilon - k)) \right] = 0 \quad (\text{A20})$$

$$\pi + b(\pi - \pi^e + \varepsilon - k) = 0 \quad (\text{A21})$$

$$\pi + b\pi - b\pi^e + b\varepsilon - bk = 0 \quad (\text{A22})$$

Substituindo $\pi^e = bk$:

$$\pi + b\pi - b^2k + b\varepsilon - bk = 0 \quad (\text{A23})$$

$$\pi + b\pi = b^2k - b\varepsilon + bk \quad (\text{A24})$$

$$\pi(1 + b) = bk(1 + b) - b\varepsilon \quad (\text{A25})$$

$$\pi = \frac{(1+b)}{(1+b)}bk - \frac{b}{(1+b)}\varepsilon \quad (\text{A26})$$

Assim, a inflação apresentada no texto pela equação (3) será representada por:

$$\pi = bk - \frac{b}{(1+b)}\varepsilon \quad (\text{A27})$$

Por último, e utilizando os resultados ótimos para inflação e inflação esperada, tem-se o hiato do produto:

$$y = \pi - \pi^e + \varepsilon \quad (\text{A28})$$

$$y = bk - \frac{b}{1+b}\varepsilon - bk + \varepsilon \quad (\text{A29})$$

$$y = -\frac{b}{1+b}\varepsilon + \varepsilon \quad (\text{A30})$$

$$y = \left(-\frac{b}{1+b} + 1\right) \cdot \varepsilon \quad (\text{A31})$$

$$y = \left(\frac{-b+1+b}{1+b} \right) \cdot \varepsilon \quad (\text{A32})$$

Simplificando os termos o hiato ótimo do produto definido no texto pela equação (5) é dado por:

$$y = \frac{1}{1+b} \varepsilon \quad (\text{A33})$$

APÊNDICE 2

Retomando o desenvolvimento indicado pela Nota de Rodapé 6 para obter a equação (12) referente ao hiato do produto tem-se:

$$\lambda y_t - \lambda u_t + \delta(1 + \tau)(\delta y_t + e_t^{cb}) - \delta \tau e_t^0 = 0 \quad (\text{A1})$$

$$\lambda y_t - \lambda u_t + (1 + \tau)(\delta^2 y_t + \delta e_t^{cb}) - \delta \tau e_t^0 = 0 \quad (\text{A2})$$

$$\lambda y_t - \lambda u_t + \delta^2 y_t + \delta e_t^{cb} + \tau(\delta^2 y_t + \delta e_t^{cb}) - \delta \tau e_t^0 = 0 \quad (\text{A3})$$

$$\lambda y_t - \lambda u_t + \delta^2 y_t + \delta e_t^{cb} + \delta^2 \tau y_t + \delta \tau e_t^{cb} - \delta \tau e_t^0 = 0 \quad (\text{A4})$$

$$\lambda y_t + \delta^2 y_t + \delta^2 \tau y_t = \lambda u_t - \delta e_t^{cb} - \delta \tau e_t^{cb} + \delta \tau e_t^0 \quad (\text{A5})$$

$$\text{Sabendo que } e_t^0 = e_t^{cb} + w_t \quad (\text{A6})$$

$$\lambda y_t + \delta^2 y_t + \delta^2 \tau y_t = \lambda u_t - \delta e_t^{cb} - \delta \tau e_t^{cb} + \delta \tau e_t^{cb} + \delta \tau w_t \quad (\text{A7})$$

$$[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]y_t = \lambda u_t - \delta e_t^{cb} - \delta \tau e_t^{cb} + \delta \tau e_t^{cb} + \delta \tau w_t \quad (\text{A8})$$

$$[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]y_t = \lambda u_t - \delta e_t^{cb} + \delta \tau w_t \quad (\text{A9})$$

O desenvolvimento realizado leva à equação do hiato do produto definida por:

$$y_t = \frac{\lambda}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \cdot u_t - \frac{\delta}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \cdot e_t^{cb} + \frac{\delta\tau}{[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]} \cdot w_t \quad (\text{A10})$$

Para obter a equação (18) definida do texto tem-se:

Reescrevendo a função perda *forward-looking* dos agentes e considerando β a razão da progressão geométrica, tem-se:

$$L = \frac{1}{2} \frac{1}{(1 - \beta)} \left\{ \lambda \left[\frac{\lambda}{\lambda + \delta^2(1 + \tau)} \right]^2 \cdot \sigma_u^2 - \lambda \left[\frac{\delta}{\lambda + \delta^2(1 + \tau)} \right]^2 \cdot \sigma_{e^{cb}}^2 + \lambda \left[\frac{\delta^2}{\lambda + \delta^2(1 + \tau)} \right]^2 \cdot \sigma_w^2 + \left[\frac{\lambda}{\lambda + \delta^2(1 + \tau)} \right]^2 \cdot \sigma_u^t + \left[1 - \frac{\delta^2}{\lambda + \delta^2(1 + \tau)} \right]^2 \cdot \sigma_{e^{cb}}^2 + \left[\frac{\delta^2\tau}{\lambda + \delta^2(1 + \tau)} \right]^2 \cdot \sigma_w^2 \right\} \quad (\text{A11})$$

Evidenciando os termos comuns:

$$L = \frac{1}{2} \frac{1}{(1 - \beta)} \left\{ (\lambda + \delta^2) \left[\frac{\lambda}{\lambda + \delta^2(1 + \tau)} \right]^2 \cdot \sigma_u^2 + (\lambda\delta^2 + \delta^4) \left[\frac{\tau}{\lambda + \delta^2(1 + \tau)} \right]^2 \cdot \sigma_w^2 + \lambda \left[\frac{\delta}{\lambda + \delta^2(1 + \tau)} \right]^2 \cdot \sigma_{e^{cb}}^2 + \left[1 - \frac{\delta^2}{\lambda + \delta^2(1 + \tau)} \right]^2 \cdot \sigma_{e^{cb}}^2 \right\} \quad (\text{A12})$$

Dado este resultado da função perda dos agentes, a derivada em relação ao parâmetro τ fornece a punição para o banco central para desvios da inflação em relação à meta estabelecida. Assim:

$$\frac{\partial L}{\partial \tau} = 0 \quad (\text{A13})$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial \tau} = \frac{1}{2} \frac{1}{(1-\beta)} \left\{ 2(\lambda + \delta^2) \left[\frac{\lambda}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \right] \left[-\frac{\lambda \delta^2}{[\lambda + \delta^2(1+\tau)]^2} \right] \sigma_u^2 + 2\lambda \left[-\frac{\delta^3}{[\lambda + \delta^2(1+\tau)]^3} \right] \sigma_{e^{cb}}^2 + \right. \\ \left. 2(\lambda \delta^2 + \delta^4) \left[\frac{\tau}{[\lambda + \delta^2(1+\tau)]} \right] \left[\frac{\lambda + \delta^2(1+\tau) - \tau \delta^2}{[\lambda + \delta^2(1+\tau)]^2} \right] \sigma_w^2 + 2 \left[1 - \frac{\delta^2}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \right] \left[\frac{\delta^4}{[\lambda + \delta^2(1+\tau)]^2} \right] \sigma_{e^{cb}}^2 \right\} \quad (A14) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial \tau} = \\ (\lambda + \delta^2) \left[\frac{\lambda}{\lambda + \delta^2(1+\tau)} \right] \left[-\frac{\lambda \delta^2}{[\lambda + \delta^2(1+\tau)]^2} \right] \sigma_u^2 + \lambda \left[-\frac{\delta^3}{[\lambda + \delta^2(1+\tau)]^3} \right] \sigma_{e^{cb}}^2 + \\ (\lambda \delta^2 + \delta^4) \left[\frac{\tau}{[\lambda + \delta^2(1+\tau)]} \right] \left[\frac{\lambda + \delta^2(1+\tau) - \tau \delta^2}{[\lambda + \delta^2(1+\tau)]^2} \right] \sigma_w^2 + \left[\frac{\delta^4}{[\lambda + \delta^2(1+\tau)]^2} - \frac{\delta^6}{[\lambda + \delta^2(1+\tau)]^3} \right] \sigma_{e^{cb}}^2 = 0 \quad (A15) \end{aligned}$$

Multiplicando ambos os lados por $[\lambda + \delta^2(1 + \tau)]^3$:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial \tau} = -(\lambda + \delta^2)\lambda^2\delta^2\sigma_u^2 - \delta^3\lambda\sigma_{e^{cb}}^2 + (\lambda\delta^2 + \delta^4)\tau[\lambda + \delta^2 + \delta^2\tau - \tau\delta^2]\sigma_w^2 + \{[\lambda + \\ \delta^2(1 + \tau)]\delta^4 - \delta^6\}\sigma_{e^{cb}}^2 = 0 \quad (A16) \end{aligned}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \tau} = -(\lambda + \delta^2)\lambda^2\delta^2\sigma_u^2 - \lambda\delta^3\sigma_{e^{cb}}^2 - [\lambda + \delta^2\tau]\delta^4\sigma_{e^{cb}}^2 + (\lambda + \delta^2)\delta^2\tau[\lambda + \delta^2]\sigma_w^2 = 0 \quad (A17)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \tau} = -(\lambda + \delta^2)\lambda^2\sigma_u^2 - \lambda\delta\sigma_{e^{cb}}^2 - \lambda\delta^2\sigma_{e^{cb}}^2 - \tau\delta^4\sigma_{e^{cb}}^2 + (\lambda + \delta^2)\tau[\lambda + \delta^2]\sigma_w^2 = 0 \quad (A18)$$

O texto é retomado neste ponto através da equação (18), que é a definição para τ .

Para obter a equação (20):

$$\frac{\partial L}{\partial \sigma_w^2} = 0 \quad (A19)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \sigma_w^2} = \frac{1}{2} \frac{1}{(1-\beta)} \left\{ \frac{[(\lambda+\delta^2)\lambda^2\sigma_u^2 + \lambda\delta(1+\delta)\sigma_{e^{cb}}^2](\lambda+\delta^2)^2}{[(\lambda+\delta^2)^2\sigma_w^2 - \delta^4\sigma_{e^{cb}}^2]^2} [-\pi_{t+n}^2 + 2\pi_{t+n}e_{t+n}^0] \right\} = 0 \quad (\text{A20})$$

$$\text{Dividindo ambos os lados por: } \frac{1}{2} \frac{[(\lambda+\delta^2)\lambda^2\sigma_u^2 + \lambda\delta(1+\delta)\sigma_{e^{cb}}^2](\lambda+\delta^2)^2}{1-\beta[(\lambda+\delta^2)^2\sigma_w^2 - \delta^4\sigma_{e^{cb}}^2]^2} \quad (\text{A21})$$

O resultado da manipulação realizada é dado por:

$$-\pi_{t+n}^2 + 2\pi_{t+n}e_{t+n}^0 = 0 \quad (\text{A22})$$

Substituindo e_t^0 por $(w_t + e_t^{cb})$ tem-se:

$$-\pi_{t+n}^2 + 2\pi_{t+n}(w_t + e_t^{cb}) = 0 \quad (\text{A23})$$

$$-\pi_{t+n}^2 + 2\pi_{t+n}w_t + 2\pi_{t+n}e_t^{cb} = 0 \quad (\text{A24})$$

$$2\pi_{t+n}w_t = \pi_{t+n}^2 - 2\pi_{t+n}e_t^{cb} \quad (\text{A25})$$

Isolando w_t o texto é retomado pela equação (20) dada por:

$$w_t = \frac{\pi_{t+n}^2}{2\pi_{t+n}} - \frac{2\pi_{t+n}e_t^{cb}}{2\pi_{t+n}} \quad (\text{A26})$$