

UNIVERSIDADE FEDERAL FLUMINENSE  
FACULDADE DE ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**Kiel Enrique Arroyo Labán**

**Estimando a ordem de integração das expectativas de inflação no Brasil**

**Niterói  
2017**

KIEL ENRIQUE ARROYO LABÁN

**Estimando a ordem de integração das expectativas de inflação no Brasil**

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal Fluminense, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Júlio Cesar Albuquerque Bastos

**Niterói  
2017**

KIEL ENRIQUE ARROYO LABÁN

**Estimando a ordem de integração das expectativas de inflação no Brasil**

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal Fluminense, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

**Banca Examinadora:**

---

Prof. Dr. Júlio Cesar Albuquerque Bastos (orientador)  
Universidade Federal Fluminense

---

Prof. Dr. Gabriel Caldas Montes  
Universidade Federal Fluminense

---

Prof. Dr. Rodolfo Tomas da Fonseca Nicolay  
Universidade Candido Mendes

**Niterói  
2017**

## Resumo

Este estudo é uma contribuição para a literatura sobre credibilidade. Após o Plano Real, o Brasil adotou o regime de metas de inflação (final de 1999), a fim de proteger os ganhos alcançados com a estabilidade de preços. Desse início até 2011 foi construída uma reputação do Banco Central do Brasil (BCB) em manter a inflação baixa e estável. Isso levou a uma maior credibilidade do regime de metas de inflação no período. No entanto, mudanças recentes na condução da política monetária, em um segundo período, acabaram por reduzir a credibilidade do BCB. Esse estudo contribui com a literatura, uma vez que fornece evidências empíricas para o comportamento da memória de longo prazo das expectativas de inflação, que tem estrita relação com a credibilidade do regime de metas de inflação. Os achados evidenciam que apesar do declínio na credibilidade da política monetária do primeiro para o segundo período, a memória de longo prazo das séries de expectativas de inflação no primeiro período são maiores do que as do segundo período, sugerindo que variáveis que afetam expectativas de inflação estariam contribuindo de forma positiva no caso adverso de queda na credibilidade. Pode-se pensar que, mesmo de forma apenas intuitiva, a principal variável que estaria fazendo essa contribuição seria a reputação do BCB construída no primeiro período.

**Palavras chave:** credibilidade, expectativas de inflação, memória de longo prazo

## **Abstract**

This study is a contribution to the literature on credibility. After the Real Plan, Brazil adopted the inflation targeting regime (end of 1999), in order to protect the gains achieved with price stability. From that beginning until 2011, a reputation was built by the Central Bank of Brazil (BCB) to keep inflation low and stable. This led to a greater credibility of the regime of inflation targets in the period. However, recent changes in the conduct of monetary policy, in a second period, have reduced BCB's credibility. This study contributes to the literature as it provides empirical evidence for the long-term memory behavior of inflation expectations, which is closely related to the credibility of the inflation targeting regime. The findings show that despite the decline in the credibility of monetary policy from the first to the second period, the long-term memory of the series of inflation expectations in the first period is higher than in the second period, suggesting that variables that affect inflation expectations would be contributing positively in the adverse case of a fall in credibility. One might think that, even intuitively, the main variable that would be making this contribution would be the BCB's reputation built in the first period.

**Key words:** credibility, inflation expectations, long-term memory

## SUMÁRIO

1. Introdução.....	01
2. Revisão da literatura.....	05
2.1 Regime de Metas de Inflação.....	05
2.2 Expectativas de Inflação obtidas da Curva de Juros.....	06
2.3 Memória de longo prazo.....	08
3. Evidências empíricas para o Brasil.....	12
3.1 Metodologia e descrição dos dados.....	12
3.2 Estimações das memórias de longo prazo das expectativas de inflação.....	13
4. Conclusão.....	22
Referências.....	23
Apêndice 1.....	27
Apêndice 2.....	30

## Lista de Figuras

Figura 1. Selic e Desvios das expectativas de inflação 12M em relação à meta.....	03
Figura 2. Expectativas de inflação – pesquisa do BCB .....	13
Figura 3. Expectativas de inflação – curva de juros .....	14
Figura 4. Evolução do índice de credibilidade.....	17
Figure 5. Credibilidade conforme cada presidente do BCB.....	18

## Lista de Tabelas

Tabela 1. Parâmetro $d$ .....	09
Tabela 2. Estatísticas Descritivas para Expectativas de Inflação obtidas da pesquisa do BCB para diferentes horizontes de tempo.....	15
Tabela 3. Estatísticas Descritivas para Expectativas de Inflação obtidas da Curva de Juros para diferentes horizontes de tempo.....	15
Tabela 4. Parâmetros Fracionalmente Integrados ( $d$ ) para Expectativas de Inflação obtidas da Pesquisa do BCB para diferentes horizontes de tempo.....	19
Tabela 5. Parâmetros Fracionalmente Integrados ( $d$ ) para Expectativas de Inflação obtidas da Curva de Juros para diferentes horizontes de tempo.....	20
Tabela 6. Estatísticas Descritivas para Expectativas de Inflação obtidas da pesquisa do BCB para diferentes horizontes de tempo (Desde o início da administração Início de Henrique Meirelles).....	30
Tabela 7. Parâmetros Fracionalmente Integrados ( $d$ ) para Expectativas de Inflação obtidas da Pesquisa do BCB para diferentes horizontes de tempo (Desde o início da administração Início de Henrique Meirelles) .....	31



## 1. Introdução

Segundo Blinder (2000), credibilidade é uma variável muito importante em países que adotam um regime de metas de inflação. No âmbito do debate regras versus discricção, credibilidade é importante no sentido de que os agentes econômicos devem crer nos anúncios e ações da autoridade monetária, reduzindo desta forma o viés inflacionário. Existem muitas definições de credibilidade, como por exemplo a definição dada por Cukierman e Meltzer (1986), “... *the absolute value of the difference between the policymaker's plans and the public's beliefs about those plans*”. Dessa forma, quanto maior for a diferença entre o planejado pelo *policymaker* e o que acreditam os agentes econômicos sobre esse planejamento, menor será a credibilidade da autoridade monetária.

Uma questão relevante é que na literatura sobre o problema de inconsistência temporal da política monetária, credibilidade é importante, entre outras coisas, para administrar expectativas (Blinder, 2000). Agénor e Taylor (1992), por exemplo, mostram que credibilidade da política monetária está relacionada com expectativas de inflação. Credibilidade, então, tem papel importante em um regime de metas de inflação, dada sua estreita relação com expectativas de inflação, uma vez que caberia à autoridade monetária guiar essas expectativas para a meta. De acordo com de Mendonça (2007):

*“As the most important step in controlling inflation is to control inflationary expectations, one main task of the CBB has been to build credibility as a monetary authority committed to price stability”.* (de Mendonça, 2007)

Então, em um ambiente sob metas de inflação, guiar expectativas de inflação é crucial para a eficiência da política monetária (Woodford, 2015 e Blinder *et al.*, 2008).

Nesse contexto, o Brasil é uma importante economia em desenvolvimento que adotou o regime de metas de inflação em 1999, e que vem construindo uma credibilidade dado que a sua autoridade monetária vem perseguido o cumprimento das metas estabelecidas. Segundo Agénor e Pereira da Silva (2013), a experiência brasileira com metas de inflação é visto como um caso de sucesso entre países em desenvolvimento. A adoção dessa tecnologia de compromisso no Brasil foi uma estratégia do BCB que, após o Plano Real, resolve adotar um regime de metas para inflação com o objetivo de proteger os ganhos alcançados com a estabilidade de preços, mudando de uma âncora cambial para outra, no caso, metas de inflação. O sucesso do BCB em controlar a inflação e, com isso, construir uma credibilidade, foi discutido inicialmente por Minella *et al.* (2003) e mais tarde por Aragón e Medeiros (2015). O interesse em estudar o caso de sucesso do Brasil emerge no sentido de que, de acordo com Cortes e Paiva (2017), *policymakers* em países em desenvolvimento podem necessitar de um relativo maior esforço do que países em economias avançadas para construir credibilidade. A necessidade de um maior esforço para construir credibilidade é devida principalmente a instituições mais fracas dos países em desenvolvimento, que favorecem a percepção de que regras podem ser quebradas por interferência política (Calvo e Mishkin, 2003; Fraga *et al.*, 2004; Mishkin, 2004; Mishkin, 2008).

Apesar das dificuldades em construir uma credibilidade de uma autoridade monetária comprometida em manter baixo e estável o nível de preços, no caso de países em desenvolvimento, Montes e Bastos (2014) mostram que após a introdução do regime de metas de inflação no Brasil, o BCB foi capaz de construir uma maior credibilidade até 2011. Isso foi devido particularmente por uma maior reputação do BCB comprometido em um grande esforço para guiar as expectativas de inflação para a meta. Segundo Blinder (2000), a reputação da autoridade monetária é construída com base nos resultados alcançados pela política monetária por vários anos. Dessa forma, uma autoridade monetária que procura construir uma reputação de ser uma instituição responsável, comprometida na busca por estabilidade de preços, pode guiar expectativas de inflação para mais próximo da meta anunciada.

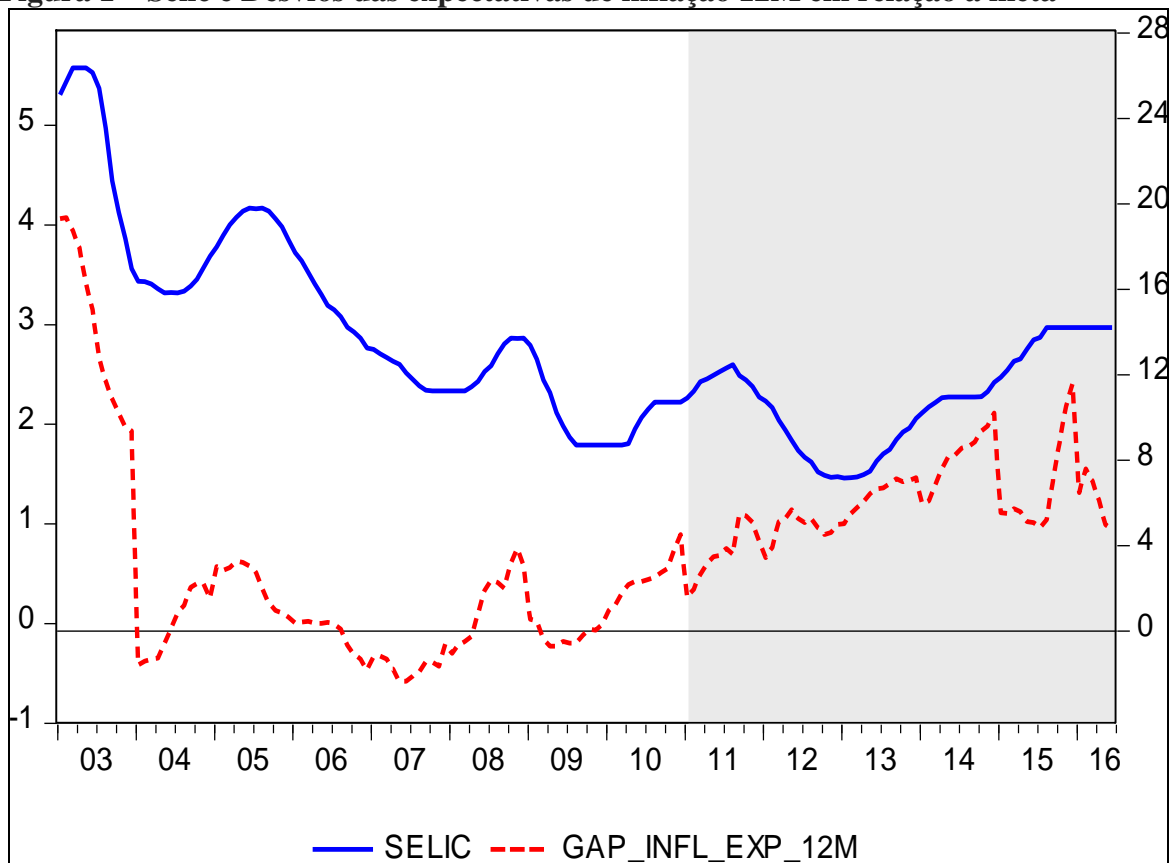
Contudo, recentes mudanças na condução da política monetária no Brasil acabaram por reduzir a credibilidade do regime de metas de inflação. Cortes e Paiva (2017), por exemplo, discutem a desconstrução da credibilidade do BCB comparando dois períodos: antes e depois do governo de Dilma Rousseff. O período de análise envolve duas administrações à frente do BCB: Henrique Meirelles, de 2003 até 2011, e Alexandre Tombini, de 2011 até 2016. Os autores argumentam que o BCB: “... *switched towards an excessively loose monetary policy regime during the starting year of the first Rousseff administration (2011-2014) and remained in this excessively dovish regime throughout most of that period.*” As estatísticas preliminares de Cortes e Paiva (2017) sugerem que “... *the dovish bias of monetary policy during Rousseff’s first term contributed to a deterioration in inflation expectations and dynamics, which have become more sensitive to inflationary shocks.*”

De fato, como pode ser visto na Figura 1, no início da administração da Presidente Dilma Rousseff, o BCB, inesperadamente, iniciou um ciclo agressivo de flexibilização monetária, apesar das expectativas de inflação para 12 meses estarem persistentemente acima da meta (aumento dos desvios entre expectativas de inflação para 12 meses e a meta de inflação anunciada pela autoridade monetária – indicado por “gap\_infl\_exp\_12m” na figura 1).

De acordo com Cortes e Paiva (2017):

*By the end of 2012 and beginning of 2013, some segments of the specialized economic media and market analysts had already consolidated the perception that the interventionist style of President Rousseff was behind the change in behavior of the BCB. (Cortes e Paiva, 2017)*

**Figura 1 – Selic e Desvios das expectativas de inflação 12M em relação à meta**



Fonte: Elaboração do autor

Considerando, então, que houve um primeiro período de construção de uma reputação do BCB em manter a inflação baixa e estável, levando a bons índices de credibilidade por meio de expectativas de inflação mais próximas da meta, e que em um segundo período há uma queda dessa credibilidade, emerge uma pergunta: será que a reputação construída no primeiro período ainda não estaria impactando as expectativas de inflação no segundo período? Mesmo que as expectativas de inflação estivessem mais afastadas da meta no segundo período, mas por conta da reputação construída no período anterior, será que essas expectativas teriam uma memória de longo prazo menor, ou seja, perdurassem por um período de tempo menor frente aos choques na condução da política monetária no segundo período em relação ao primeiro?

O presente estudo analisa essa questão com a seguinte hipótese: como a reputação do BCB, ao menos parcialmente, impacta, em termos de memória de longo prazo, as expectativas de inflação, e, por conseguinte a credibilidade cabe verificar se a memória de longo prazo no segundo período é menor do que no primeiro período, o que estaria evidenciando a tese de que a construção de uma reputação da autoridade monetária em manter a inflação baixa e estável ainda estaria presente nas expectativas de inflação no segundo período, mesmo sob mudanças na condução da política monetária, que levaram ao aumento dessas expectativas e conseqüentemente da queda da credibilidade. O objetivo então do trabalho é analisar o impacto implícito da reputação do BCB na memória de longo

prazo das expectativas de inflação, e isso é feito para horizontes de tempo de 12, 24, 36 e 48 meses. Uma vez que expectativa de inflação é uma importante variável que reflete a credibilidade do banco central em um regime de metas de inflação, verificar o comportamento da memória de longo prazo desta variável é uma forma de extrair o quanto que a reputação da autoridade monetária está impactando o comportamento da credibilidade dadas as ações de políticas monetárias que estão sendo implementadas.

O estudo contribui para literatura uma vez que é o primeiro a verificar como a reputação da autoridade monetária no Brasil, construída em um primeiro período de relativo sucesso na manutenção de uma inflação baixa e estável, poderia estar impactando expectativas de inflação em dois cenários distintos de atuação da autoridade monetária, mesmo que de forma intuitiva.

Os achados sugerem que a reputação do BCB atuou de forma positiva, uma vez que no primeiro período, caracterizado por menores expectativas de inflação e, portanto, maior credibilidade, produziu, pelo menos em parte, uma maior memória de longo prazo nas séries do que no segundo período, caracterizado por maiores expectativas de inflação e, portanto, menor credibilidade.

Além dessa introdução, o presente estudo está organizado como segue: no capítulo 2 é feita uma revisão da literatura para regime de metas de inflação; expectativas de inflação obtidas da curva de juros; e memória de longo prazo. No capítulo 3 são apresentadas as evidências empíricas para o Brasil. Por último é apresentada a conclusão da dissertação.

## 2. Revisão da literatura

### 2.1 Regime de Metas de Inflação

A questão central sobre a credibilidade decorre do desdobramento do debate regras versus discricção, com base no artigo seminal de Kydland e Prescott (1977). Neste contexto, os problemas de inconsistência dinâmica (Barro e Gordon, 1983), bem como o conhecimento imperfeito de bancos centrais e agentes privados devem ser considerados (Svensson, 2003). Dado estes problemas, a credibilidade do banco central desempenha um papel importante na condução da política monetária (Cukierman e Meltzer, 1986 e Blinder, 2000).

De acordo com Bernanke *et al.* (1999), a decisão de adotar uma meta de inflação baseia-se em três argumentos: (i) o que a política monetária pode e não pode fazer; (ii) os benefícios da baixa inflação; e (iii) a necessidade de uma âncora nominal. Em relação ao que a política monetária pode ou não pode fazer, o problema que surge é relacionado ao tempo que leva entre as ações e os efeitos da política monetária. Além disso, muitos economistas hoje acreditam na ausência de *trade-off* entre a inflação e o desemprego, e que as políticas ativas podem estar inclinadas a um comportamento oportunista, o que leva a uma maior inflação, mas não oferece um produto maior – a problema de credibilidade política. Em relação aos benefícios da baixa inflação, o consenso é de que isso é necessário para que uma economia funcione eficientemente e promova o crescimento econômico. Finalmente, a necessidade de uma âncora nominal está diretamente relacionada às expectativas dos agentes econômicos.

De acordo com Blinder (2000), a credibilidade da política do banco central em determinada condução é importante para a estabilidade macroeconômica e em um ambiente sob meta de inflação, orientar as expectativas de inflação é fundamental para a eficácia da política monetária (Woodford, 2001 e Blinder *et al.*, 2008). Além disso, Geraats (2002) e Nogueira Jr. e Leon-Ledesma (2011) afirmam que as expectativas de inflação são mais voláteis quando os agentes econômicos têm dificuldades em entender os objetivos da política monetária. Ou seja, as variáveis que impactariam para ancorar as expectativas da meta de inflação dos agentes econômicos, acabam não funcionando satisfatoriamente em certos períodos de instabilidade, causando mudanças (choques), estas têm uma memória mais curta na série.

Se houver alta credibilidade, os agentes econômicos cada vez mais formam suas expectativas *forward-looking*, com base na meta para inflação estabelecida. Nesse sentido, choques em variáveis que afetam as expectativas dos agentes econômicos impactam a série de expectativas de inflação por um período de tempo mais longo. Em outras palavras, os agentes econômicos, dotados de expectativas racionais em um ambiente de banco central altamente credível, formarão suas expectativas de inflação levando em consideração

variáveis como reputação, transparência, responsabilidade, compromisso, anúncio da taxa de juros, entre outras. Quanto mais forte essas variáveis impactam a série de expectativas de inflação, choques de credibilidade perduram por um tempo mais longo na série temporal (então terá uma memória longa maior).

## 2.2 Expectativas de Inflação obtidas da Curva de Juros

Recentes literaturas têm ligado informações provenientes de variáveis financeiras a dinâmicas macroeconômicas. Por exemplo, Adrian *et al.* (2010) relaciona os valores de ativos no balanço patrimonial de instituições financeiras com dinâmicas macroeconômicas, especificamente o crescimento da economia e algumas medidas de inflação nos Estados Unidos. Diebold *et al.* (2006), por sua vez, geraram variáveis latentes da curva de rendimento (em efeito, nível, inclinação e curvatura) e as relacionaram com variáveis macroeconômicas, como crescimento, inflação e política monetária.

Estudos sobre extração de expectativas de inflação são escassos. Hördahl e Tristani (2007) propõem uma modelagem para extrair o prêmio de inflação para diferentes prazos de vencimento da curva de rendimentos. Eles propõem que a taxa de juros nominal seja igual à taxa de juros real mais as expectativas de inflação, além do prêmio de risco mais um termo de convexidade (das variáveis latentes da curva de rendimento)<sup>1</sup>. Com esta modelagem, eles estabelecem que a dinâmica das taxas de juros apenas atende às expectativas de inflação de longo prazo dos agentes e sua volatilidade variável no tempo (mais uma componente de caixa). Eles não vinculam a curva de rendimentos com alguma variável de atividade econômica, como o crescimento do consumo, por exemplo. Muitos estudos estabelecem uma relação entre variáveis de crescimento e curva de rendimento, como Diebold *et al.* (2006).

Gürkaynak e Wright (2012) propõem uma série de conceitos-chave e fatos estilizados sobre a curva de rendimentos. Estabelecem relações matemáticas entre o preço de uma obrigação e seu rendimento. Estabelecem a relação entre rendimentos de diferentes maturidades. Eles também introduzem o conceito de fator de desconto estocástico, conceito básico para modelagem financeira. Finalmente, visam testar a "Hipótese de Expectativas", relação entre rendimentos reais e nominais de títulos. Propõem que esta suposição não seja cumprida pela existência de variação do tempo em premissas de risco. Acontece que, quando as variáveis financeiras sofrem mais choques adversos em tempos de maior incerteza, o risco que incorpora é maior, de modo que o risco esteja mudando ao longo do tempo. Esse risco variável no tempo pode representar o risco de inflação, liquidez ou outra variável que está vinculada ao desempenho do valor financeiro. Finalmente, propõem um

---

<sup>1</sup> Provavelmente, este último termo leva em consideração o grau de liquidez que possui o instrumento financeiro avaliado.

modelo que explica o rendimento das obrigações em relação à inflação real e ao hiato do produto.

O artigo de Doh (2013) propõe uma representação espaço-estado para obter a inflação esperada da curva de rendimento. Essa representação é particularmente superior ao acima, por dois motivos: primeiro, ele vincula uma curva de rendimento com variáveis de inflação e variáveis de crescimento, seguindo a proposta de Diebold *et al.* (2006). Em segundo lugar, incorpora uma representação que contém o risco variável no tempo, pro meio da incorporação de volatilidades não condicionais da inflação de longo prazo (expectativas de inflação) e da taxa de crescimento do consumo.

A metodologia seguida por Fernandez-Villaverde e Rubio-Ramírez (2007) de uma estrutura modelo não linear propõe erros de aproximação de segunda ordem na solução do modelo para serem incorporados na função de verossimilhança tendo efeitos de primeira ordem sobre ela. Quando uma estrutura bayesiana é desenvolvida para modelar alguma realidade econômica por meio de um filtro de Kalman, ambos os parâmetros e as variáveis de estado incorporam a função de verossimilhança para estimar o melhor ajuste aos valores observados.

No entanto, esta estimativa abrange apenas erros de aproximação de primeira ordem que resolvem o modelo. Fernandez-Villaverde e Rubio-Ramirez (2007) também propuseram equações que contam os segundos momentos da série de estados que entram na função de verossimilhança. Assim, o modelo estimará ambas as variáveis latentes em sua forma linear como sua volatilidade incondicional (variando no tempo) na sua forma não linear.

Goliński e Zaffaroni (2016) discutem a persistência de variáveis financeiras e como essa característica pode ser modelada em um modelo econométrico. Eles optam por um espaço de estados, além de modelar o prêmio de risco inerente a todas as taxas de juros sobre os títulos, incorporando a persistência. Eles usam modelos Affine para atingir seus objetivos.

Vicente e Graminho (2014) apresentam um modelo econômico simples para decompor a expectativa de inflação implícita da curva de rendimento dos títulos do Tesouro brasileiro, seguindo fatores fundamentais: expectativa de inflação, um termo de convexidade e liquidez e prêmios de risco de inflação<sup>2</sup>. Dados os propósitos deste estudo, utiliza-se esse método para obtenção das expectativas de inflação da curva de juros.

Embora os mercados de títulos soberanos no Brasil sejam relativamente líquidos, existem diferenças no grau de liquidez devido ao vencimento de cada título.

Enquanto há literatura afirmando que os vínculos com menor maturação tendem a ser mais líquidos (Fleming, 2001), após a crise do *subprime* essa suposição poderia ter sido

---

<sup>2</sup> Para obter o prêmio de risco da inflação é usada a metodologia proposta por Ciccarelli e García (2009), Söderlind (2011) e Wright (2011) baseados em uma moderna equação de Fisher.

quebrada. O fenômeno Flying-to-Quality causado após a ruptura na formação de preços de títulos financeiros levou a capitais para instrumentos já posicionados no mercado. No caso dos Estados Unidos, os títulos federais de 3 meses e 5 anos eram os mais exigentes. No caso de países emergentes, como o Brasil, os valores retidos são aqueles que já estão consolidados em seus mercados locais, que tiveram maior maturidade, já que a maior profundidade de seu mercado de dívida soberana é relativamente recente (Vicente e Graminho, 2014).

Por esta razão, ao obter a inflação esperada extraída da curva de rendimentos, esta questão foi levada em consideração. Assim, a correção foi gerada da seguinte forma:

$$(1) \quad i - r = \pi^e + \text{prêmio de risco de inflação} - \text{prêmio de risco de liquidez} + \text{convexidade}$$

Assim, a diferença entre títulos soberanos nominais e títulos reais soberanos representa a inflação implícita. Este último deve ser corrigido pelo prêmio de risco de inflação e pela convexidade da curva, além do próprio prêmio de liquidez, para obter a inflação esperada.

Como observa Vicente e Graminho (2014), o prêmio de risco de inflação e a curva de convexidade são elementos insignificantes no cálculo da inflação esperada da curva de juros, pelo menos para o Brasil.

#### Estimação

Neste trabalho, foi utilizado o conjunto de dados fornecido pela ANBIMA (Associação Nacional Brasileira de Instituições de Mercado Financeiro). Foram obtidos desta instituição os títulos soberanos nominais para 12, 24, 36 e 48 meses do Brasil. Os títulos soberanos indexados (reais) também foram obtidos nas mesmas maturidades. Os dados fornecidos estão em uma frequência diária e a amostra é de 28 de janeiro de 2005 a 13 de junho de 2016, tanto para os títulos soberanos indexados quanto para os títulos soberanos nominais. A escolha das maturidades foi estabelecida para coincidir com a série de expectativa de inflação gerada pelos levantamentos BCB.

### 2.3 Memória de Longo Prazo

Seguindo Granger e Joyeux (1980) e Tabak (2007), um processo ARFIMA é uma representação univariada de um processo estocástico, que compreende uma porção autorregressiva, uma média móvel e uma raiz fracionada em sua estrutura estocástica. Este processo  $I(d)$  pode ser definido da seguinte forma:

$$(2) \quad (1 - \phi(L))(1 - L)^d x_t = (1 - \theta(L))u_t$$



onde  $u_t$  é assumido ser  $I(0)$  para qualquer valor de  $d$  e  $L$  é um operador de *lag*. Nesse processo estocástico, o valor de  $d$  não é necessariamente um número inteiro, podendo ser um valor fracionado. Se  $d$  tem um valor maior do que zero, o processo tem memória longa. Mais ainda,  $x_t$  pode ser um ruído branco ou qualquer outra especificação possível.

Esse processo fracionário para modelar séries temporais difere de duas situações extremas: não é uma série de memória curta ( $d = 0$ ) e nem é uma série de memória permanente ( $d = 1$ ). Quando se tem uma série de memórias permanentes, qualquer choque que receba sua influência permanecerá no tempo, nunca desaparecerá. No caso á fracionário, a série que recebe um choque não converge rapidamente para o sua média condicional, então, o efeito desse choque demora em desaparecer da memória da série e, por esse motivo, diz-se que tem uma longa memória. A leitura do parâmetro  $d$  pode ser resumida na Tabela 1 (Marques, 2007):

**Tabela 1 – Parâmetro  $d$**

ordem	Significado
se $d = 0$	Processo estacionário
se $d > 0$	Processo persistente
se $d < 0$	Processo anti-persistente
se $ d  < 1$	Processo de longa memória (e convergente)
se $ d  > 1$	Processo de longa memória (e divergente)
se $d > -1/2$	Processo Invertível
se $d < 1/2$	Processo assintoticamente estacionário
se $0 < d < 1/2$	Longa memória, estacionário e processo invertível
se $1/2 < d < 1$	Longa memória, processo não estacionário, mas reversível à média

Fonte: Elaboração do autor

Nota: A descrição dos casos está no Apêndice 1.

## Metodologia ARFIMA

Há vários métodos para se estimar a ordem de integração fracionada (e, portanto, se tem memória longa) de uma série temporal. Os testes mais conhecidos são os de Geweke e Porter-Hudak (1983), Robinson (1995), Tanaka (1999) e da análise *wavelet* (Jansen, 1999). Neste artigo são utilizados apenas o primeiro e o último.

### Teste Geweke e Porter-Hudak (GPH)

Geweke e Porter-Hudak (1983) propuseram um estimador semi-paramétrico para a ordem fracionária de  $d$  em um domínio de frequência. Para o desenvolvimento teórico do teste, os autores consideram o processo  $(1 - B)^d X_t = Z_t$ , onde  $Z_t \sim I(0)$ . Esse processo pode ser representado no domínio de frequência por:

$$(3) \quad f_x(\omega) = |1 - \exp(-i\omega)|^{2d} f_z(\omega)$$

onde  $f_x(\omega)$  and  $f_z(\omega)$  são densidades espectrais dos processos  $X_t$  e  $Z_t$ , respectivamente. Tomando o logaritmo da expressão acima e por algumas operações algébricas pode-se obter a seguinte expressão:

$$(4) \quad \log\{I_x(\omega_j)\} = \log\{f_z(0)\} - d \log\left\{4\text{sen}^2\left(\frac{\omega_j}{2}\right)\right\} + \log\left\{\frac{f_u(\omega_j)}{f_z(0)}\right\}$$

onde  $f_u(\omega)$  é a densidade espectral de um processo de ruído branco na frequência  $\omega$ . O contraste semi-paramétrico proposto por Geweke e Porter-Hudak (1983) baseia-se na inferência sobre o parâmetro de diferenciação fracionada de sua estimativa por mínimos quadrados comuns no modelo de regressão para o logaritmo do periodograma de  $X_t$ , que é dado pela seguinte expressão:

$$(5) \quad \log\{I_x(\omega_j)\} = \beta_0 + \beta_1 \log\left\{4\text{sen}^2\left(\frac{\omega_j}{2}\right)\right\} + v_j$$

onde  $I_x(\omega_j)$  é o  $j$ -th  $x$ -eixo do periodograma de  $X_t$ ,  $\omega_j = 2\pi j/T$  é a  $j$ -th frequência de Fourier e  $v_j = \log\left\{\frac{f_u(\omega_j)}{f_z(0)}\right\}$  é o termo de erro na regressão, o qual é assumido ser iid com média zero e variância constante  $\pi/6$ ,  $\forall j = 1, \dots, m$ , onde  $m = \lceil T^{1/2} \rceil$  é o maior número inteiro que é menor ou igual a  $T^{1/2}$ . Comparando as expressões (4) e (5) pode-se facilmente determinar a diferenciação fracionária de ordem  $d$  em (4) que corresponde ao negativo do coeficiente de regressão  $\beta_1$  em (5); o contraste  $I(0)$  versus  $I(d)$  ocorre por meio de uma prova para se determinar o significado do coeficiente  $\hat{\beta}_1$  em (5), e assim fazer inferências sobre o parâmetro  $d$ .

Os autores argumentam que para  $-1/2 < d < 0$  e assumindo algumas condições adicionais, a estatística crítica converge para uma distribuição normal padrão:

$$\frac{\hat{d}_{GPH} - d}{\sqrt{\text{var}(\hat{d})}} \rightarrow N(0,1)$$

onde  $\sqrt{\text{var}(\hat{d})} = \frac{\pi^2}{6} (\sum_{j=1}^m R_j - \bar{R})^{-1}$  with  $R_j = \log(4\text{sen}^2(\omega_j/2))$ .

O estimador GPH é simples de usar e robusto para não-normalidade; no entanto, apresenta problemas de viés e eficiência na presença de componentes de curto prazo com raízes perto do círculo unitário do processo  $X_t$ .

## Teste Wavelets

Jensen (1999) sugere uma alternativa, um estimador *wavelets*, que tem um erro quadrático médio menor do que o estimador GPH para amostras pequenas e amostras grandes e valores diferentes do estimador  $d$ . A função  $f(x)$  pode ser expressa como:

$$(6) \quad f(x) = a + \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{2^j-1} w_{j,k} \psi(2^j x - k)$$

onde o índice  $j$  é o índice escalar, que comprime a função  $\psi(x)$  e o índice  $k$  é o índice de mudança, que move a função  $\psi(x)$ , e  $w_{j,k}$  são os coeficientes dos *wavelets*. Esses coeficientes ( $w_{j,k}$ ) representam a quantidade de informação perdida (ou ganha) se a série  $x_t$  são amostrados menos (ou mais) vezes. Os coeficientes dos *wavelets* são distribuídos como  $N(0, \sigma^2 2^{-2jd})$ .

O método Haar *wavelet* é um dos mais simples exemplos para  $\psi(x)$  na expressão (6), o qual é dado por:

$$H(x) = \begin{cases} 1 & 0 \leq x \leq 1/2 \\ -1 & 1/2 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

A principal vantagem das *wavelets* são suas propriedades e a simplicidade do procedimento computacional para o coeficiente. A *wavelet* Daubechies (Daubechies, 1988) possui propriedades mais desejáveis, como a localização da frequência melhorada e a capacidade de representar os sinais contínuos mais parcimoniosos.

O estimador *wavelet* Jensen (1999) usa uma função de autocovariância dos coeficientes *wavelets* para estimar o parâmetro de diferenças fracionárias. Defina  $R(j)$  para ser a variância do coeficiente *wavelet* para o escalar  $j$  ( $R(j) = \sigma^2 2^{-2jd}$ ). Tomando a transformação logarítmica de  $R(j)$ , obtém-se a seguinte relação:

$$(7) \quad \ln(R_j) = \ln \sigma^2 - d \ln 2^{2j}$$

Onde o parâmetro de diferenças fracionárias,  $d$ , pode ser estimado por meio de OLS.

### 3. Evidências empíricas para o Brasil

#### 3.1 Metodologia e descrição dos dados

Para obter as variáveis expectativas de inflação não observáveis, é utilizada a pesquisa feita pelo BCB. Para medir as expectativas de inflação, o BCB coleta informações por meio de pesquisas diárias publicadas em seu site ([www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)). Essas pesquisas medem as expectativas de inflação futura para um ano à frente, dois anos à frente, três anos à frente e quatro anos à frente. No entanto, existem alguns estudos que mostram a divergência entre as expectativas de inflação medidas pelo BCB em relação às outras medidas possíveis (Mankiw *et al.*, 2003 e Capistrán e Timmermann, 2009). Outros estudos, como o de Montes e Curi (2017), mostram a divergência entre as séries de expectativas de inflação do BCB e as expectativas de inflação obtidas a partir da estrutura à termo da taxa de juros. Isso é justificável porque o principal instrumento utilizado pelo banco central no esforço de fazer as expectativas de inflação convergirem para a meta é a taxa de juros (Freedman e Ötoker-Robe, 2010). De acordo com Blinder (2000): “... *central banks cite the level of country's long-term interest rates—which presumably reflect inflationary expectations—as a measure of the credibility of monetary policy*”. Por esta razão, utiliza-se neste trabalho as expectativas de inflação obtidas pela pesquisa do BCB e as expectativas de inflação obtidas pela curva de juros dos títulos do Tesouro do Brasil, cujos dados são fornecidos pela ANBIMA (Associação Nacional Brasileira de Instituições de Mercado Financeiro). Para se obterem as expectativas de inflação da curva de juros, foi utilizada a metodologia de Vicente e Graminho (2014), a qual subtrai da taxa DIXPré (código PRE) a taxa DIXIPCA (código DIC).

As séries de expectativas de inflação no Brasil para horizontes de tempo de 12, 24, 36 e 48 meses, tanto as obtidas da pesquisa do BCB quanto da curva de juros, iniciam em 28 de janeiro de 2005 e terminam em 13 de junho de 2016, dados diários.

A justificativa para o período de estudo leva em conta dois momentos distintos diante dos efeitos específicos de governado na economia brasileira em termos de compromisso: o primeiro com Henrique Meirelles como presidente da CBB, entre 1º de janeiro de 2003 e 1º de janeiro de 2011, e o segundo com Alexandre Tombini como presidente da CBB, entre 1º de janeiro de 2011 e 13 de junho de 2016<sup>3</sup>.

O método escolhido para estimação do parâmetro de ordem fracionalmente integrado ( $d$ ) é a metodologia ARFIMA. Para tal, os métodos para obtenção do parâmetro  $d$  nas diversas séries de expectativas de inflação, seguem os trabalhos de Granger e Joyeux (1980), Daubechies (1988), Jensen (1999), Tkacz (2001) e Tabak (2007), utilizando os métodos GPH, e *weavelets* Haar e Daubechies.

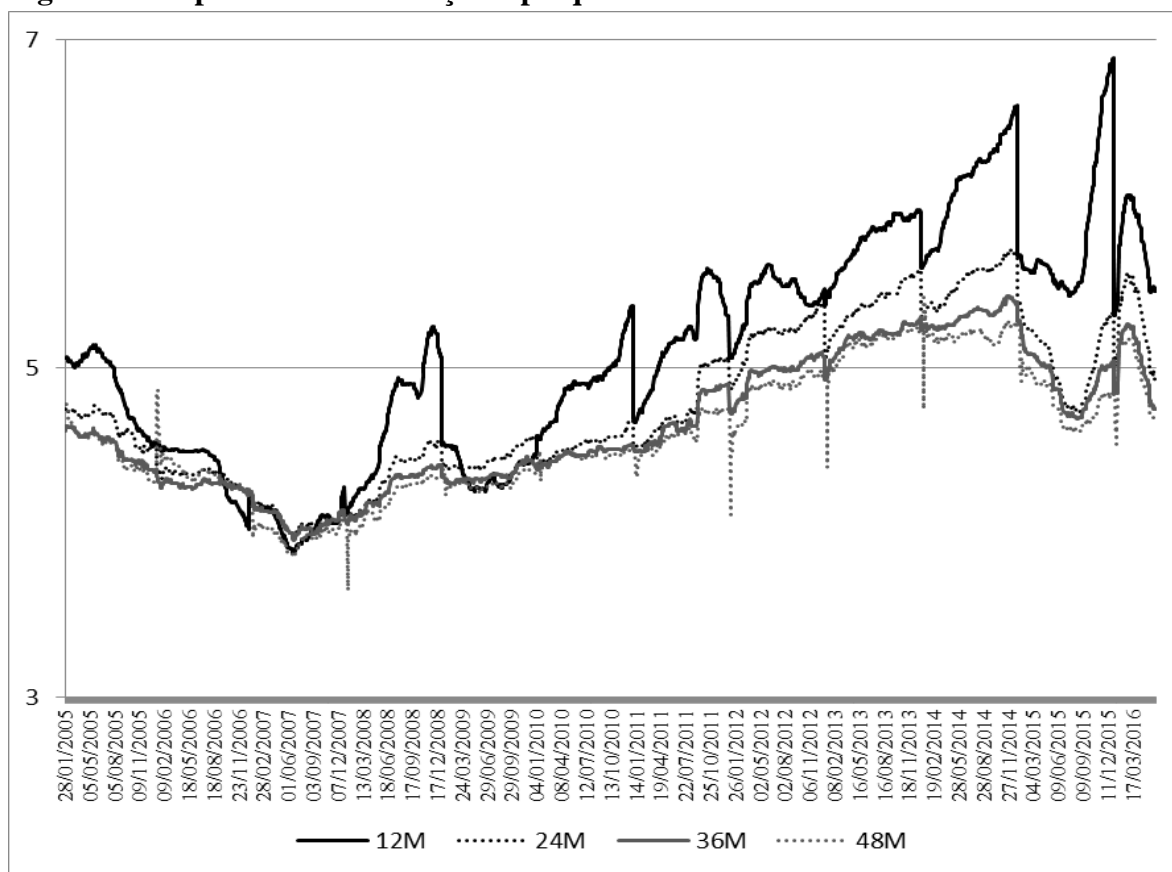
---

<sup>3</sup> Embora a disponibilidade de dados para as expectativas de inflação obtidas a partir da pesquisa do BCB contemple o início da administração Meirelles, ou seja, 1 de janeiro de 2003, os dados disponíveis para expectativas de inflação por meio da curva de juros só começam em 28 de dezembro de 2003. Por conta disso, foi decidido comparar ambos os resultados no mesmo período que é de 28 de janeiro de 2005 até 13 de junho de 2016. No entanto, o Apêndice 2 apresenta os resultados do estudo para as expectativas de inflação por meio do levantamento no BCB com dados disponíveis a partir de 1 de janeiro de 2003.

### 3.2 Estimações

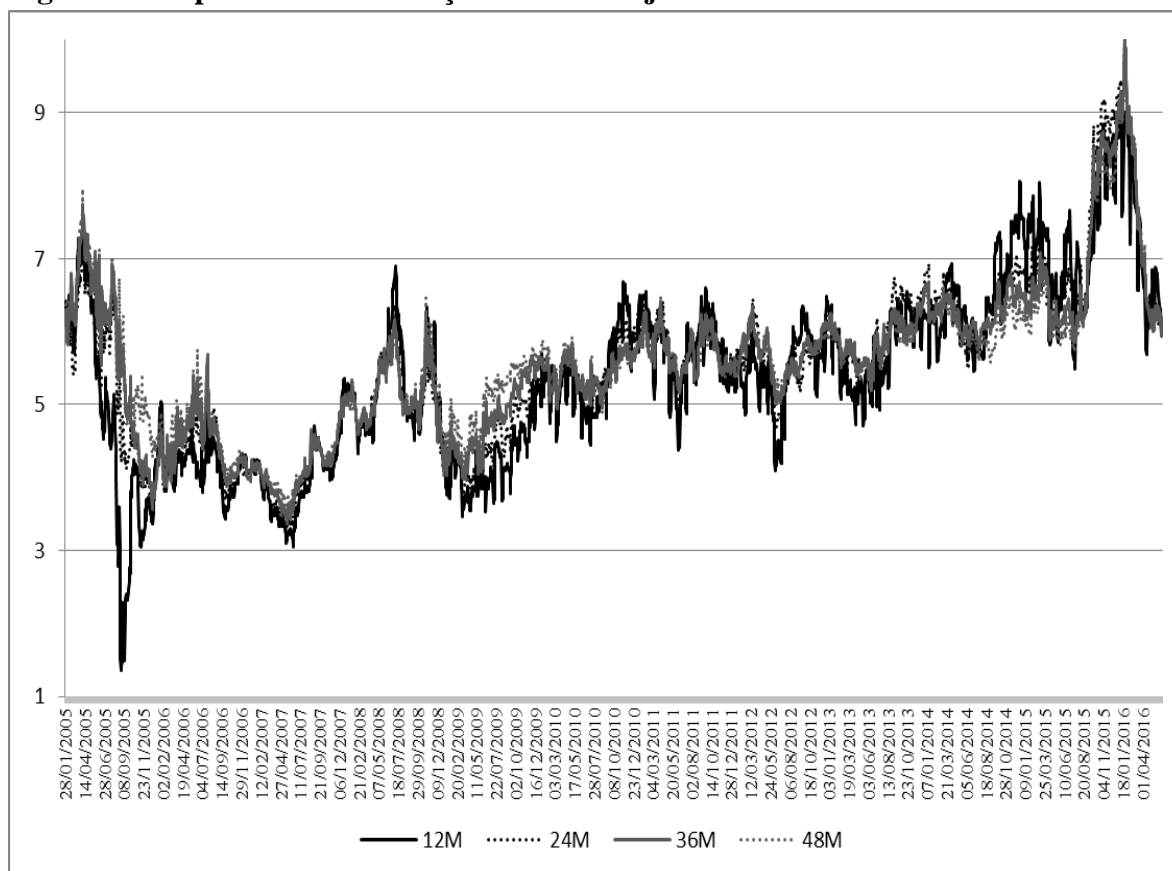
As Figuras 2 e 3 apresentam as dinâmicas das séries em estudo. Na figura 6, é interessante notar que, em quase toda a tendência ascendente das expectativas de inflação, as expectativas de inflação para o horizonte de 12 meses têm um comportamento descolado em relação às demais, bem como as expectativas de 24 meses a partir de meados de julho de 2011. Na figura 7, diferentemente das expectativas de inflação obtidas a partir da pesquisa do BCB, as expectativas de inflação que foram as obtidas da curva de juros, para diferentes horizontes de tempo, estão muito próximas umas das outras, com exceção em 2005 e 2009. Para os dois casos, as expectativas de inflação para o horizonte de 12 meses é a mais volátil ao longo do tempo, tanto para as obtidas pela pesquisa do BCB quanto pelas obtidas da curva de juros. É possível observar a comparação nas figuras 2 e 3 de que as expectativas de inflação obtidas a partir da pesquisa do BCB variam de aproximadamente 4% a 7% durante todo o período do estudo, enquanto que as obtidas a partir da curva de rendimentos variam de aproximadamente 1% a 10%. Esta diferença entre as expectativas de inflação obtidas da pesquisa do BCB e da curva de juros foi objeto de estudo em Montes e Curi (2017).

**Figura 2 – Expectativas de inflação – pesquisa do BCB**



Fonte: Elaboração do autor.

**Figura 3 – Expectativas de inflação – curva de juros**



Fonte: Elaboração do autor.

As Tabelas 2 e 3 apresentam estatísticas descritivas para as expectativas de inflação, tanto das obtidas pela pesquisa do BCB, quanto das obtidas da curva de juros. Vale ressaltar que tanto a taxa média de inflação esperada como o desvio padrão são maiores no segundo período de análise do que no primeiro, e isso tanto para as expectativas de inflação obtidas da pesquisa do BCB quanto das obtidas da curva de juros, e para todos os horizontes de tempo. Isso evidencia que as medidas políticas adotadas no segundo período aumentaram as expectativas de inflação, além de aumentar a incerteza. Além disso, pode-se observar que o impacto do aumento na média e desvio padrão das expectativas de inflação é maior para as séries obtidas da curva de juros. Outra observação importante é que as expectativas médias de inflação obtidas pela pesquisa do BCB tendem a cair em horizontes de tempo maiores e que isso ocorre de forma mais rígida em relação as expectativas de inflação obtidas pela curva de juros.

**Tabela 2 – Estatísticas Descritivas para Expectativas de Inflação obtidas da pesquisa do BCB para diferentes horizontes de tempo**

	12m	24m	36m	48m
<b>Full Sample: January 28, 2005 to June 13, 2016 - 2.855 obs.</b>				
Mean	5.0889	4.7839	4.6598	4.6026
Median	5.0600	4.6700	4.5500	4.5300
Maximum	6.8900	5.7200	5.4400	5.4300
Minimum	3.8700	3.9700	3.9500	3.6500
Std. Dev.	0.6844	0.4724	0.4017	0.3821
Skewness	0.1974	0.2824	0.2569	0.1731
Kurtosis	2.1632	1.8391	1.8073	2.0139
JB	101.8405	198.2568	200.6301	129.9305
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>January 28, 2005 to January 01, 2011 - 1.486 obs.</b>				
Mean	4.5510	4.4022	4.3283	4.3020
Median	4.5000	4.4200	4.3300	4.3200
Maximum	5.3800	4.7700	4.6500	4.8700
Minimum	3.8700	3.9700	3.9500	3.6500
Std. Dev.	0.3674	0.1973	0.1633	0.1923
Skewness	0.1762	-0.3031	-0.3008	-0.4266
Kurtosis	1.9621	2.3342	2.4325	2.6740
JB	74.3888	50.1962	43.4918	51.6604
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>January 01, 2011 to June 13, 2016 - 1369 obs.</b>				
Mean	5.6729	5.1982	5.0197	4.9289
Median	5.6100	5.2300	5.0200	4.9200
Maximum	6.8900	5.7200	5.4400	5.4300
Minimum	4.6700	4.5200	4.4900	4.1100
Std. Dev.	0.4186	0.3054	0.2424	0.2444
Skewness	0.2992	-0.4797	-0.3848	-0.2816
Kurtosis	3.2658	2.3450	2.2013	1.9122
JB	24.4612	76.9767	70.1848	85.5941
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Source: Author's elaboration

**Tabela 3 – Estatísticas Descritivas para Expectativas de Inflação obtidas da Curva de Juros para diferentes horizontes de tempo**

	12m	24m	36m	48m
<b>Full Sample: January 28, 2005 to June 13, 2016 - 2.855 obs.</b>				
Mean	5.3828	5.5165	5.5549	5.5851
Median	5.3930	5.5260	5.5833	5.6165
Maximum	9.0661	9.9943	10.0707	9.7331
Minimum	1.3624	3.2298	3.3589	3.5417
Std. Dev.	1.2338	1.1437	1.0465	0.9527
Skewness	0.2456	0.7274	0.7552	0.8557
Kurtosis	3.1360	4.2077	4.6014	5.1066
JB	30.9151	425.3456	576.4866	876.3637
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>January 28, 2005 to January 01, 2011 - 1.486 obs.</b>				
Mean	4.6161	4.7913	4.9319	5.0663
Median	4.4921	4.7104	4.8848	5.0283
Maximum	7.3543	7.2990	7.7350	7.9523
Minimum	1.3624	3.2298	3.3589	3.5417
Std. Dev.	0.9425	0.7845	0.7941	0.7670
Skewness	0.2430	0.4864	0.6323	0.6051
Kurtosis	3.3838	2.6913	3.3314	3.5198
JB	23.7497	64.5048	105.8460	107.4168
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>January 01, 2011 to June 13, 2016 - 1369 obs.</b>				
Mean	6.2150	6.3036	6.2312	6.1482
Median	6.0811	6.1362	6.0620	5.9257
Maximum	9.0661	9.9943	10.0707	9.7331
Minimum	4.0906	4.6930	5.0048	5.0413
Std. Dev.	0.9383	0.9325	0.8491	0.8033
Skewness	0.8163	1.6549	2.0121	2.1688
Kurtosis	3.5907	5.8214	7.0298	7.4428
JB	171.9611	1079.0090	1850.0940	2199.1940
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Source: Author's elaboration

Além disso, vale ressaltar que Curi (2016) mostra evidências de que aumentos na taxa de juros Selic tem um impacto de reduzir a divergência nas expectativas de inflação. Considerando que no início da administração do presidente Dilma Rousseff, o BCB inesperadamente iniciou um ciclo agressivo de flexibilização monetária, apesar das expectativas de inflação estarem persistentemente acima da meta (figura 1), é de se esperar que, neste período, as divergências entre as expectativas de inflação obtidas pela pesquisa do BCB e as obtidas pela curva de juros tenham aumentado. E, se isso acontece, espera-se que as divergências entre as memórias de longo prazo obtidas pela pesquisa do BCB e as obtidas pela curva de juros também tenham aumentado. Isso pode ser visto comparando-se os resultados nas tabelas 2 e 3. As diferenças entre as expectativas de inflação obtidas pela pesquisa do BCB e as obtidas pela curva de juros aumentam na comparativa do primeiro para o segundo período.

Essas estatísticas evidenciam, por meio das séries de expectativas de inflação, os argumentos de que no primeiro período de estudo a credibilidade do regime de metas de inflação era superior ao do segundo período. Como forma de verificar isso, porém utilizando uma medida de credibilidade, procede-se a construção do índice proposto por de Mendonça (2007). O índice de credibilidade tem um valor igual a 1 quando a inflação esperada anual ( $E(\pi)$ ) é igual ao alvo e diminui de forma linear enquanto a expectativa inflacionária se desvia do alvo anunciado. Portanto, o índice de credibilidade mostra um valor entre 0 e 1 estritamente se a inflação esperada estiver situada entre os limites máximo e mínimo ( $\pi^*$ ) estabelecidos para cada ano e assume um valor igual a 0 quando a inflação esperada exceder um desses limites. O índice construído aqui usa a série de expectativas de inflação obtidas da pesquisa do BCB, a meta de inflação definida pela autoridade monetária e as bandas de tolerância. Então,

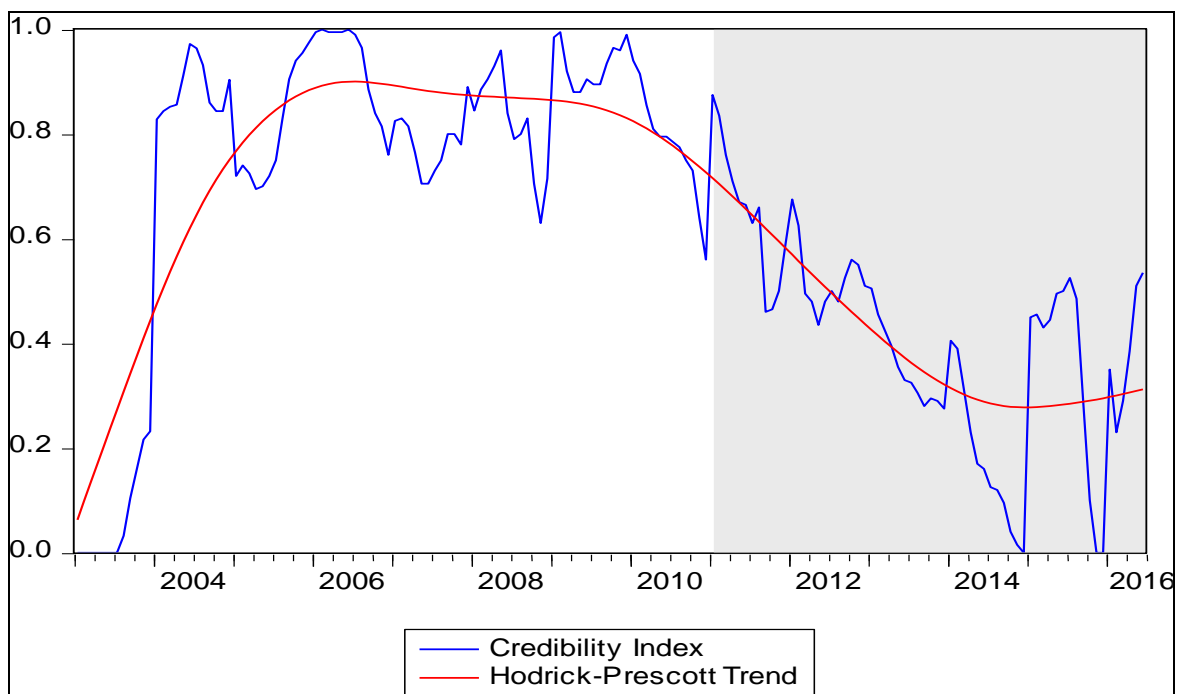
$$\text{índice de credibilidade} = \left[ \begin{array}{ll} 1 & \text{if } E(\pi) = \pi_t^m \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t^m} [E(\pi) - \pi_t^m] & \text{if } \pi_t^* \min < E(\pi) < \pi_t^* \max \\ 0 & \text{if } E(\pi) \geq \pi_t^* \max \text{ or } E(\pi) \leq \pi_t^* \min \end{array} \right]$$

De acordo com a Figura 4, o índice de credibilidade apresentou comportamento diferente em dois períodos: o primeiro caracterizado pela construção da credibilidade na administração de Henrique Meirelles como presidente do BCB, e o segundo em que essa credibilidade foi desconstruída com Alexandre Tombini como presidente do BCB. Dadas as flutuações no índice de credibilidade para ambas as administrações, foi inserida uma linha de tendência obtida por meio do filtro Hodrick-Prescott (linha vermelha) para a análise do comportamento. É possível observar que, embora a ocorrência de flutuações no índice de credibilidade durante a administração de Meirelles, a tendência está aumentando no início e



depois é estacionária, enquanto durante a administração de Tombini pode-se observar que a credibilidade foi desconstruída, com o início de uma tendência para ficar estacionária a partir de outubro de 2014.

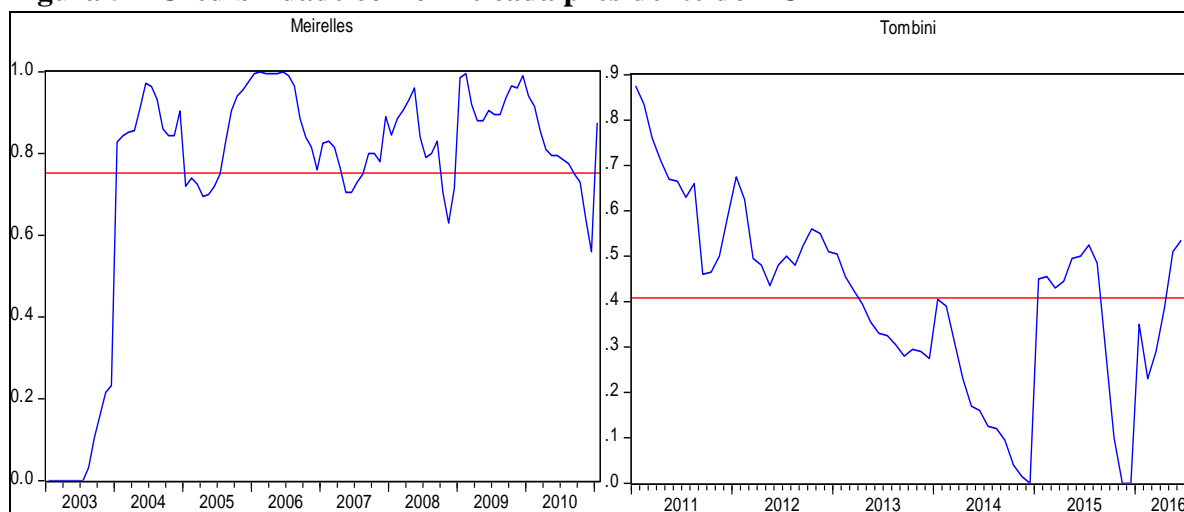
**Figura 4– Evolução do índice de credibilidade**



Fonte: Elaboração do autor

Para avaliar a diferença no comportamento do índice de credibilidade nas duas administrações, a Figura 3 mostra o valor médio do índice de credibilidade para cada período. O valor médio do índice de credibilidade durante a administração de Meirelles foi de 0,752, com desvio padrão de 0,278, enquanto que, durante a administração de Tombini, o valor médio da credibilidade foi de 0,408 e o desvio padrão 0,202.

**Figura 5 – Credibilidade conforme cada presidente do BCB**



Fonte: Elaboração do autor

Fica claro, então, que na administração do Tombini houve uma queda na credibilidade da política monetária no Brasil. Cortes de Paiva (2017) concluem que, no segundo semestre de 2011, a política monetária respondeu a uma tendência de *dovish* em relação à inflação. Eles estimaram, por meio do modelo *markov switching*, essa mudança na implementação da política monetária. Além disso, outros fatores, como questões fiscais, ajudam a entender o impacto desestabilizador sobre as expectativas de inflação.

Dadas essas considerações, estimam-se as memórias de longo prazo das séries de expectativas de inflação usando o modelo ARFIMA. A tabela 4 apresenta os resultados das estimativas para a ordem de integração fracionada das séries de pesquisas de expectativas de inflação da pesquisa do BCB. Seguindo Tabak (2007), os métodos de Haar e Daubechies são aplicados, como sugerido por Jensen (1999) e Tkacz (2001). Os métodos *wavelets* Haar e Daubechies aplicados usam dois parâmetros de suavização para garantir a robustez, chamados de Daubechies-4 e Daubechies-6 (Daubechies, 1988). A tabela 4 está dividida em três seções: a primeira destaca as estimativas para a amostra total das séries; a segunda mostra as estimativas para as séries de 28 de janeiro de 2005 a 01 de janeiro de 2011; e a terceira mostra as estimativas para as séries de 1 de janeiro de 2011 a 13 de junho de 2016.

Os resultados para a amostra total são maiores do que a unidade, com exceção no método GPH  $T^{0.6}$  para 12 e 48 meses. Ou seja, quando analisamos toda a amostra, para quase todos os horizontes temporais, as expectativas de inflação têm um longo processo de memória. Portanto, os choques nas expectativas de inflação persistem ao longo do tempo e provavelmente não retornam à média. Ao comparar os subperíodos, o achado mais importante é que a memória de longo prazo para horizontes de tempo de 12, 24 e 36 meses é maior no primeiro período do que no segundo período, com exceção dos métodos Haar e GPH  $T^{0.6}$  no período de 36 meses. Isso evidencia que no período de maior credibilidade da

política monetária, a memória de longo prazo das expectativas de inflação obtidas da pesquisa BCB é maior que no período de menor credibilidade.

No segundo período, na presença de baixa credibilidade, os choques que afetam as expectativas de inflação teriam uma menor memória de longo prazo. Ou seja, os choques durariam no tempo, mas não na persistência com que no primeiro período. Uma possível explicação seria a de que como no passado foi construída uma reputação de uma autoridade monetária no Brasil comprometida na entrega de uma inflação baixa e estável (Montes e Bastos, 2014), talvez essa reputação construída no passado impacte as expectativas de inflação no segundo período, amenizando os efeitos negativos advindos de choques nessas séries. Então, embora no segundo período a credibilidade tenha mostrado uma tendência descendente, pode ser que os agentes econômicos acreditem que um regime *dovish*, neste segundo período, não durará muito.

**Tabela 4 – Parâmetros Fracionalmente Integrados (*d*) para Expectativas de Inflação obtidas da Pesquisa do BCB para diferentes horizontes de tempo**

	GPH T <sup>0.5</sup>	GPH T <sup>0.6</sup>	Haar	Daubechies-4	Daubechies-6
Full Sample: January 28, 2005 to June 13, 2016 - 2.855 obs.					
12-months	1.0056 ( 0.1275)	0.9149 (0.0667)	1.2123 (0.0104)	1.4378 (0.0205)	1.4040 (0.0288)
24-months	1.2584 (0.1212)	1.1174 (0.0700)	1.1790 (0.0104)	1.5224 (0.0201)	1.4909 (0.0287)
36-months	1.2125 ( 0.0989)	1.1654 (0.0618)	1.1495 (0.0104)	1.4981 (0.0201)	1.4842 (0.0288)
48-months	1.0706 ( 0.0730)	0.9846 (0.0591)	1.1184 (0.0104)	1.5030 (0.0198)	1.4476 (0.0286)
January 28, 2005 to January 01, 2011 - 1.486 obs.					
12-months	1.2682 (0.0911)	1.1999 (0.0519)	1.2188 (0.0153)	1.5177 (0.0319)	1.4026 (0.0456)
24-months	1.2060 (0.1165)	1.1214 (0.0812)	1.0785 (0.0153)	1.6258 (0.0305)	1.6590 (0.0452)
36-months	1.2298 (0.1159)	1.1092 (0.0747)	1.0287 (0.0153)	1.7523 (0.0302)	1.6490 (0.0436)
48-months	0.9700 ( 0.1264)	0.91466 (0.089)	1.0097 (0.0153)	1.8366 (0.0309)	1.7175 (0.0446)
January 01, 2011 to June 13, 2016 - 1.369 obs.					
12-months	0.7645 (0.1179)	0.8397 (0.0748)	1.2255 (0.0161)	1.4605 (0.0337)	1.3765 (0.0486)
24-months	1.1212 (0.1224)	1.0669 (0.0779)	1.1813 (0.0161)	1.4952 (0.0327)	1.4929 (0.0459)
36-months	1.1317 (0.0952)	1.1799 (0.0809)	1.1361 (0.0161)	1.4457 (0.0336)	1.4918 (0.0486)
48-months	1.0645 (0.1109)	0.9206 (0.0732)	1.1136 (0.0161)	1.3887 (0.0326)	1.3452 (0.0477)

Source: Author's elaboration

Nota: todos os resultados são significantes ao nível de 1%.

Considerando as divergências na obtenção de séries de expectativas de inflação, foi feita uma nova estimativa da memória de longo prazo das expectativas de inflação, mas agora, usando a série obtida a partir da curva de juros.

**Tabela 5 – Parâmetros Fracionalmente Integrados (*d*) para Expectativas de Inflação obtidas da Curva de Juros para diferentes horizontes de tempo**

	GPH T <sup>0.5</sup>	GPH T <sup>0.6</sup>	Haar	Daubechies-4	Daubechies-6
Full Sample: January 28, 2005 to June 13, 2016 - 2.855 obs.					
12-months	0.8595 (0.1022)	1.0055 (0.0649)	0.8611 (0.0104)	0.8838 (0.0205)	0.9030 (0.0288)
24-months	0.9625 (0.1027)	1.0080 (0.0615)	0.9095 (0.0104)	0.9179 (0.0205)	0.9194 (0.0288)
36-months	1.0573 (0.1170)	1.0258 (0.0698)	0.9049 (0.0104)	0.8839 (0.0205)	0.8866 (0.0288)
48-months	1.0197 (0.0958)	1.0046 (0.0580)	0.8903 (0.0104)	0.8680 (0.0205)	0.8760 (0.0288)
January 28, 2005 to January 01, 2011 - 1.486 obs.					
12-months	0.86964 (0.1004)	<b>0.9726</b> (0.0686)	<b>0.9066</b> (0.0153)	<b>0.9541</b> (0.0319)	<b>0.9286</b> (0.0456)
24-months	0.9083 (0.1055)	0.9269 (0.0659)	<b>0.9056</b> (0.0153)	0.9243 (0.0319)	0.8978 (0.0456)
36-months	0.9714 (0.1165)	0.9108 (0.0736)	<b>0.8969</b> (0.0153)	0.8936 (0.0319)	0.8476 (0.0456)
48-months	0.8707 (0.1289)	0.8799 (0.0809)	<b>0.8889</b> (0.0153)	0.8837 (0.0319)	0.8707 (0.0456)
January 01, 2011 to June 13, 2016 - 1.369 obs.					
12-months	<b>0.9519</b> (0.1040)	0.8454 (0.0850)	0.8173 (0.0161)	0.8218 (0.0337)	0.8534 (0.0486)
24-months	<b>1.1203</b> (0.0994)	<b>1.1004</b> (0.0767)	0.8957 (0.0161)	<b>0.9454</b> (0.0337)	<b>0.9656</b> (0.0486)
36-months	<b>1.2270</b> (0.1016)	<b>1.0861</b> (0.0690)	0.8936 (0.0161)	<b>0.9462</b> (0.0337)	<b>0.9663</b> (0.0486)
48-months	<b>1.2797</b> (0.1101)	<b>1.1437</b> (0.0738)	0.8662 (0.0161)	<b>0.9446</b> (0.0337)	<b>0.9396</b> (0.0486)

Source: Author's elaboration

Nota: todos os resultados são significantes ao nível de 1%.

A tabela 5 apresenta as estimativas para as séries de expectativas de inflação extraídas da curva de juros. Comparando os resultados entre as tabelas 4 e 5, pode-se observar que todos os estimadores obtidos diminuem seus valores no período total e no primeiro período. No segundo período, os estimadores diminuíram de valores para o Haar, Daubechies-4 e Daubechies-6, no entanto aumentam para GPH T<sup>0.5</sup> e GPH T<sup>0.6</sup> com exceção para 36 meses. Ou seja, a ordem de integração fracionada das séries de expectativas de inflação obtidas pela pesquisa do BCB é maior na maioria dos casos maiores das obtidas pela curva de juros. Então, as séries de expectativas de inflação obtidas pela pesquisa do BCB tem na maioria dos caso, maior memória de longo prazo do que das obtidas pela curva de juros.

Diferentemente das expectativas de inflação obtidas a partir da pesquisa do BCB, apenas as expectativas de inflação de 12 meses, com exceção do GPH  $T^{0.5}$ , e para todo o estimador de Haar tem memória de longo prazo maior no primeiro período do que no segundo.

Assim, a ideia de que uma maior reputação da autoridade monetária está presente nas expectativas de inflação para a curva de juros, porém apenas no primeiro horizonte temporal. Ou seja, pela curva de juros, horizontes de tempo maiores são menos sujeitos ao efeito de uma maior reputação da autoridade monetária produzindo uma maior memória de longo prazo nas expectativas de inflação.

#### 4. Conclusão

Como foi visto, as evidências mostram que houve uma diminuição na média do índice de credibilidade do primeiro período de análise, na administração do presidente do BCB, Henrique Meirelles, para o segundo período de análise, na administração de Alexandre Tombini. De acordo com Cortes e Paiva (2017), houve uma desconstrução da credibilidade da BCB ao comparar dois períodos: antes e depois do governo Dilma Rousseff, período semelhante ao do presente estudo. Com base nesses resultados, foram feitas estimativas de memória de longo prazo para todo o período e para os subperíodos.

Neste trabalho utilizou-se o modelo ARFIMA com o objetivo de estimar o parâmetro  $d$  fracionalmente integrado das séries de expectativas de inflação obtidas a partir da pesquisa do BCB e da curva de juros, para horizontes temporais de 12, 24, 36 e 48 meses. Ou seja, estimar a memória de longo prazo das séries de expectativas de inflação para o período total de estudo e os dois subperíodos. Os resultados empíricos sugerem que as expectativas de inflação no Brasil obtidas da pesquisa do BCB apresentam maior memória de longo prazo no primeiro período do que no segundo período.

Com este resultado, pode-se pensar que, no segundo período, na presença de uma queda na credibilidade média, os choques que afetam as expectativas de inflação teriam uma memória longa, porém menor do que a do primeiro período. Ou seja, os choques durariam no tempo, mas não na persistência com que eles fizeram no primeiro período. Uma possível explicação seria a influência nesse segundo período da construção de uma reputação da autoridade monetária comprometida em entregar uma inflação baixa e estável. Outras variáveis, que não a reputação, também poderiam estar atuando de forma que a memória de longo prazo no segundo período fosse menor. Esse estudo abre espaço para outros estudos que busquem identificar as principais variáveis as respectivas intensidades com que as expectativas de inflação são impactadas comparando-se os resultados entre o primeiro e segundo período.

Além das estimativas dos parâmetros fracionalmente integrados das séries de expectativa de inflação obtidas da pesquisa do BCB, estimam-se também os parâmetros para as séries de expectativas de inflação obtidas a partir da curva de juros. Os resultados empíricos obtidas da curva de juros reforçam os achados quando do uso das séries obtidas no BCB, porém apenas para o horizonte temporal de 12 meses. Uma possível causa para isso é o fato de que os agentes econômicos no mercado financeiro ancoram expectativas de inflação de longo prazo, colocando mais peso no risco.

## Referências

Adrian T., Pozsar Z., Ashcraft A, Boesky H. (2010) Shadow Banking. Federal Reserve Bank of New York Staff Reports No. 458.

Agénor, P. R., Pereira da Silva, L. A. (2013) Inflation Targeting and Financial Stability: A Perspective from the Developing World. Inter-American Development Bank and CEMLA.

Agénor, P. R., Taylor M. P. (1992) Testing for Credibility Effects. Staff Papers - International Monetary Fund 39 (3): 545–571. doi:10.2307/3867473.

Aragón, E. K. S. B., Medeiros, G. B. (2015) Monetary policy in Brazil: evidence of a reaction function with time-varying parameters and endogenous regressors. *Empirical Econ.* 48 (2), 557–575.

Barro, R. J., Gordon D. B. (1983) Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of monetary economics* 12.1: 101-121.

Bernanke, B. S., Laubach T., Mishkin F. S., Posen A. S. (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Blinder, A. (2000) Central-Bank Credibility: Why Do We Care? How Do We Build It? *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 90(5): 1421-1431.

Blinder, A., Ehrmann M., Fratzscher M., De Haan J., and Jansen D. J. (2008) Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence. *Journal of Economic Literature* 46 (4): 910–945. oi:10.1257/jel.46.4.910.

Calvo, G. A., Mishkin, F. S. (2003) The mirage of exchange rate regimes for emerging market countries. *J. Econ. Perspect.* 17 (4), 99–118.

Capistrán, C., Timmermann A. (2009) Disagreement and biases in inflation expectations. *Journal of Money, Credit and Banking* 41.2-3: 365-396.

Ciccarelli M., García, J. A. (2009) What drives euro area break-even inflation rates? *European Central Bank, ECB Working Paper Series 996*, January.

Cortes, G. S., Paiva, C. A. C. (2017) Deconstructing credibility: The breaking of monetary policy rules in Brazil. *Journal of International Money and Finance*, 74, 31-52.

Cukierman, A., Meltzer, A. H. (1986) A Theory of Ambiguity, Credibility and Inflation under Discretion and Asymmetric Information. *Econometrica* 54: 1099– 1128. doi:10.2307/1912324.

- Curi, A. (2016) Disagreement in expectations and credibility of the Brazilian inflation target regime. Niterói: PPGE/UFF, Faculdade de Economia, Universidade Federal Fluminense, 2016, Tese de Doutorado.
- Daubechies, I. (1988) Orthonormal bases of compactly supported wavelets. *Communications on pure and applied mathematics* 41.7: 909-996.
- de Mendonça, H. F. (2007) Towards Credibility from Inflation Targeting: The Brazilian Experience. *Applied Economics* 39 (20): 2599–2615. doi:10.1080/00036840600707324.
- Diebold, F. X., Rudebusch, G. D., Aruoba, B. (2006) The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach. *Journal of Econometrics*, 131, 309-338.
- Doh, T. (2013) Long-Run Risks In The Term Structure Of Interest Rates: Estimation. *Journal of Applied Econometrics* 28.3 (2013): 478-497.
- Fernández-Villaverde, J., Rubio-Ramírez J. F. (2007) Estimating macroeconomic models: A likelihood approach. *The Review of Economic Studies* 74.4 (2007): 1059-1087.
- Fleming, N.D. (2001). *Teaching and learning styles: VARK strategies*. Christchurch, New Zeland: N.D. Fleming.
- Fraga, A., Goldfajn, I., Minella, A. (2004) Inflation targeting in emerging market economies. *NBER Macroeconomics Annual 2003*, vol. 18. The MIT Press, pp. 365–416.
- Freedman, C., Ötker-Robe, I. (2010) Important Elements for Inflation Targeting for Emerging Economies (May 2010). *IMF Working Papers*, Vol., pp. 1-21, 2010. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1620247>
- Geraats, P. M. (2002) Central bank transparency. *The Economic Journal* 112.483.
- Geweke, J., Porter-Hudak S. (1983) The estimation and application of long memory time series models. *Journal of time series analysis* 4.4: 221-238.
- Goliński, A, Zaffaroni P. (2016) Long memory affine term structure models. *Journal of Econometrics* 191.1: 33-56.
- Granger, C. W. J., Joyeux, R. (1980) An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1: 15–29. doi:10.1111/j.1467-9892.1980.tb00297.x
- Gürkaynak, R. S., Wright J. H. (2012) Macroeconomics and the Term Structure. *Journal of Economic Literature*, 50(2): 331-67. DOI: 10.1257/jel.50.2.331
- Hördahl P., Tristani O. (2007) Inflation Risk Premia in the Term Structure of Interest Rates. *European Central Bank. Working Paper Series No 734*.



- Hosking, J. R. M. (1981) Fractional Differencing. *Biometrika*. Vol. 68, No. 1: 165-176.
- Jensen, M. J. (1999) An approximate wavelet MLE of short and long memory parameters. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 3.4: 239-253.
- Koop, G., Pesaran, M. H., Potter, S. M. (1996) Impulse response analysis in nonlinear multivariate models', *J. Econometrics* 74, 119–147.
- Kydland, F. E., Prescott E. (1977) Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of political economy* 85.3 (1977): 473-491.
- Lütkepohl, H. (1991) *Introduction to multiple time series analysis*, Springer-Verlag.
- Mankiw, N. G., Reis R., Wolfers J. (2003) Disagreement about inflation expectations. *NBER macroeconomics annual* 18: 209-248.
- Marques, G. O. L. C. (2007) Estruturas de memória de longa em variáveis econômicas: da análise de integração e co-integração fracionárias à análise de ondaletas. Tese Doutorado. Universidade de São Paulo.
- Minella, A., Freitas, P. S., Goldfajn, I., Muinhos, M. K. (2003) Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *J. Int. Money Finance* 22 (7), 1015–1040.
- Mishkin, F. S. (2004) Inflation targeting in emerging market economies: comment. *NBER Macroeconomics Annual* 2003, 18. National Bureau for Economic Research, pp. 403–413.
- Mishkin, F. S. (2008) Can inflation targeting work in emerging market countries? In: Reinhart, C.M., Végh, C., Velasco, A. (Eds.), *Money, Crises, and Transition: Essays in Honor of Guillermo A. Calvo*. MIT Press, pp. 71–94.
- Montes, G. C., Curi, A. (2017) Disagreement in expectations about public debt, monetary policy credibility and inflation risk premium. *Journal of Economics and Business* <http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconbus.2017.06.003>
- Montes, G. C., Bastos, J. C. A. (2014) “Effects of Reputation and Credibility on Monetary Policy: Theory and Evidence for Brazil.” *Journal of Economic Studies* 41 (3): 387–404. doi:10.1108/JES-11-2012-0158.
- Nogueira, R. P., León-Ledesma M. A. (2011) Does exchange rate pass-through respond to measures of macroeconomic instability? *Journal of Applied Economics* 14.1: 167-180.
- Robinson, P. M. (1995) Gaussian semiparametric estimation of long range dependence. *The Annals of statistics*: 1630-1661.

- Söderlind, P. (2011) Inflation risk premia and survey evidence on macroeconomic uncertainty. *International Journal of Central Banking*, 7 (2), 113-133.
- Svensson, L. (2003) What is wrong with Taylor rules? Using judgment in monetary policy through targeting rules. *Journal of Economic Literature* 41.2: 426-477.
- Tabak, B. M. (2007) Estimation the Fractional Order of Integration of Yields in the Brazilian Fixed Income Market. *Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA*, vol. 36, no. 3 (2007): 231–246
- Tanaka, K. (1999) The nonstationary fractional unit root. *Econometric theory* 15.04: 549-582.
- Tkacz, G. (2001) Estimating the Fractional Order of Integration of Interest Rates Using a Wavelet OLS Estimator, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 5, pp. 19–32.
- Vicente, J. V. M., Graminho F. M. (2015) Decompondo a Inflação Implícita. *Revista Brasileira de Economia* 69.2 (2015): 263-284.
- Woodford, M. (2001) Monetary Policy in the Information Economy. NBER Working Paper No. 8674.
- Woodford, M. (2005) Central Bank Communication and Policy Effectiveness. NBER Working Paper 11898.
- Wright, J. H. (2011) Term premia and inflation uncertainty: empirical evidence from an international panel dataset. *The American Economic Review*, 101 (4), 1514-34.

## Apêndice 1

### *Processo estacionário de covariância*

Um processo estocástico é estacionário em covariância se converge rapidamente para o seu meio estocástico de longo prazo. Econometricamente pode-se afirmar que o segundo momento da série (variação-covariância) permanece constante independentemente do tempo escolhido para a avaliação da função de autocovariância, apenas o atraso entre as observações será sensível. Diz-se que uma série com este recurso possui "memória curta".

### *Processo Persistente*

Um processo é persistente quando os choques observados nas séries temporais persistem por um período relativamente prolongado.

### *Processo Anti-persistente*

A ordem de integração é negativa.

### *Processo de Longa Memória (e convergente)*

Processo estocástico com memória longa, mas convergente.

### *Processo de Longa Memória (e divergente)*

Processo estocástico com memória longo, o qual a série de tempo é explosiva.

### *Processo Invertível*

Um processo estocástico é reversível ao ter uma representação de MA estacionária, esta série também pode ter uma representação AR infinita. Por sua vez, se possui uma representação AR estacionária, a série também pode ser representada por uma representação de MA infinita.

### *Processo Assintoticamente Estacionário*

Processo estacionário assintoticamente convergente.

Tem memória longa, não converge instantaneamente, mas faz isso de forma assintótica.

### *Longa memória, Processo Estacionário e Invertível*

As mesmas propriedades mencionadas na definição anterior e, além disso, reversíveis.

### *Longa Memória, Processo Não-Stationário, mas Reversível à Média*

A série tem memória longa e, por sua vez, retorna ao seu meio estocástico a longo prazo.

Hosking (1981) analisou o comportamento assintótico do caso mais simples da função de autocorrelação do processo ARFIMA (p, d, q): o caso em que não há dependência dinâmica

dentro da série  $\{X_t\}$ , ou seja, quando  $p = q = 0$ . O processo resultante conhecido como ruído branco ou ARFIMA parcialmente integrado  $(0, d, 0)$ , e é dado pela seguinte equação:

$$(1 - B)^d X_t = \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

onde  $\epsilon_t$  é uma sucessão de variáveis aleatórias não observáveis com média zero e variância aleatória  $\sigma_\alpha^2$ . No processo acima, Hosking (1981) mostrou que:

- If  $-1/2 < d$  o processo  $\{X_t\}$  é reversível
- If  $d < 1/2$  o processo  $\{X_t\}$  é estacionário

Portanto, se  $-1/2 < d < 1/2$ , o processo é estacionário e reversível. Agora, se o processo estiver estacionário e reversível, o processo admite a seguinte representação:  $AR(\infty)$ :

$$(1 - B)^d X_t = \sum_{k=0}^{\infty} \Pi_k Z_{t-k} = \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

Onde  $\Pi_k = \frac{\Gamma(k-d)}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)}$

Em adição, se  $X_t$  é estacionário, o processo tem uma representação  $MA(\infty)$  dada por:

$$X_t = \sum_{k=0}^{\infty} \Psi_k Z_{t-k} = (1 - B)^{-d} \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

onde  $\Psi_k = \frac{\Gamma(k+d)}{\Gamma(d)\Gamma(k+1)}$ .

Por aproximação  $[\Gamma(a+x)/\Gamma(b+x)] \approx x^{a-b}$ , como  $x \rightarrow \infty$ , Hosking (1981) encontrou que os coeficientes da representação Wold do processo ARFIMA  $(0, d, 0)$  convergem hiperbolicamente para zero. Ou seja, os coeficientes satisfazem a condição de estacionária  $(\sum_{k=0}^{\infty} \Psi_k^2 < \infty)$  mas não absolutamente somável  $(\sum_{k=0}^{\infty} |\Psi_k| = \infty)$ . Do acima, as seguintes expressões são derivadas para autocovariância e função de variância do processo ARFIMA  $(0, d, 0)$ , respectivamente:

$$\gamma(k) = \sigma_\alpha^2 \left( \frac{\Gamma(1-2d)\Gamma(k+d)}{\Gamma(d)\Gamma(1-d)\Gamma(k+1-d)} \right)$$

$$\gamma(0) = \sigma_\alpha^2 \left( \frac{\Gamma(1-2d)}{\Gamma(1-d)^2} \right)$$

Dividindo a primeira equação para o segundo, obtemos a função de autocorrelação do processo ARFIMA  $(0, d, 0)$ :

$$\rho(k) = \left( \frac{\Gamma(1-d)\Gamma(k+d)}{\Gamma(d)\Gamma(k+1-d)} \right)$$

Para  $k \rightarrow \infty$  pode-se usar a aproximação  $[\Gamma(a+x)/\Gamma(b+x)] \approx x^{a-b}$  e da equação imediatamente anterior obtemos a seguinte expressão:

$$\rho(k) = \left( \frac{\Gamma(1-d)}{\Gamma(d)} \right) \times k^{2d-1}$$

A partir da equação acima obtém as propriedades mais importantes do processo ARFIMA (0, d, 0). No primeiro lugar, se  $0 < d < 1/2$  densidade espectral é uma função decrescente de  $\lambda$ , ilimitada na origem e concentrada em baixas frequências; Em segundo lugar, as autocorrelações são todas positivas, uma decadência hiperbólica lentamente para acelerar a ordem aproximada  $k^{2d-1}$  não são absolutamente resumidas. Essas propriedades são exatamente o que caracteriza os modelos de memória longa, com o que se segue que na faixa  $0 < d < 1/2$  o processo ARFIMA (0, d, 0) é um processo estacionário como memória longa.

Pelo contrário, quando  $-1/2 < d < 0$ , a densidade espectral é zero na origem e é dominada por altas frequências, e as autocorrelações são todas negativas e absolutamente resumidas. Essas propriedades são precisamente aquelas que caracterizam os modelos de memória curtos, então pode-se concluir que na faixa  $-1/2 < d < 0$ , o processo ARFIMA (0, d, 0) é um processo de memória curto.

Apesar da falta de fórmulas explícitas para a análise do comportamento a longo prazo ARFIMA Procedimento geral (p, dq), o comportamento assintótico do valor absoluto das autocorrelações do procedimento geral parcial é semelhante ao obtido para o processo ARFIMA (0, d, 0), Devido a isso para observações muito distantes, os efeitos dos parâmetros ARMA são praticamente insignificantes.

Como conclusão, se o valor do parâmetro de diferenciação estiver entre  $-1/2 < d < 1/2$ ,  $\{X_t\}$  representa um processo parcialmente integrado ARFIMA (p, d, q), estacionário e inversível, que cumpre o seguinte: se  $-1/2 < d < 0$ ,  $\{X_t\}$  é um processo estacionário que exibe uma forte reversão de sua média e sua função de autocovariância diminui para zero assim que um ARMA (p, q). Nesse caso, o processo é chamado de anti persistente. Se  $0 < d < 1/2$ ,  $\{X_t\}$  é um processo estacionário com memória longa.

Agora, se o parâmetro de diferença fracionada for  $d \geq 1/2$ , o processo geralmente não é estacionário. No entanto, os processos fracionados integrados com  $1/2 < d < 1$  permitem modelar o comportamento das séries não estacionárias, mas eventualmente podem reverter para a média da série; No entanto, se  $d \geq 1$  pode modelar processos não estacionários sem reversão média.

## Apêndice 2

**Tabela 6 – Estatísticas Descritivas para Expectativas de Inflação obtidas da pesquisa do BCB para diferentes horizontes de tempo (Desde o início da administração Início de Henrique Meirelles)**

	12m	24m	36m	48m
<b>Full Sample: January 01, 2003 to June 13, 2016 - 3.372 obs.</b>				
Mean	5.2644	4.8610	4.6864	4.6006
Median	5.1800	4.7500	4.6200	4.5350
Maximum	8.1600	6.5800	5.7500	6.0000
Minimum	3.8700	3.9700	3.9500	3.6500
Std. Dev.	0.8456	0.5134	0.3996	0.3695
Skewness	0.8428	0.5207	0.2863	0.2586
Kurtosis	4.1000	2.8864	2.0432	2.2094
JB	571.8963	154.1934	174.6697	125.4045
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>January 01, 2003 to January 01, 2011 - 2.003 obs.</b>				
Mean	4.9852	4.6305	4.4586	4.3761
Median	4.7700	4.5100	4.4000	4.3700
Maximum	8.1600	6.5800	5.7500	6.0000
Minimum	3.8700	3.9700	3.9500	3.6500
Std. Dev.	0.9445	0.4992	0.3175	0.2550
Skewness	1.6838	1.7834	1.5546	0.9311
Kurtosis	5.6123	6.5432	6.2537	6.0838
JB	1516.0980	2109.6580	1690.3980	1083.1150
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>January 01, 2011 to June 13, 2016 - 1369 obs.</b>				
Mean	5.6729	5.1982	5.0197	4.9289
Median	5.6100	5.2300	5.0200	4.9200
Maximum	6.8900	5.7200	5.4400	5.4300
Minimum	4.6700	4.5200	4.4900	4.1100
Std. Dev.	0.4186	0.3054	0.2424	0.2449
Skewness	0.2992	-0.4797	-0.3848	-0.2816
Kurtosis	3.2658	2.3450	2.2013	1.9122
JB	24.4612	76.9767	70.1848	85.5941
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Source: Author's elaboration

**Tabela 7 – Parâmetros Fracionalmente Integrados (*d*) para Expectativas de Inflação obtidas da Pesquisa do BCB para diferentes horizontes de tempo (Desde o início da administração Início de Henrique Meirelles)**

	GPH T <sup>0.5</sup>	GPH T <sup>0.6</sup>	Haar	Daubechies-4	Daubechies-6
Full Sample: January 01, 2003 to June 13, 2016 - 3.372 obs.					
12-months	0.9150 (0.0654)	1.0119 (0.0551)	1.2368 (0.0094)	1.4091 (0.0184)	1.4123 (0.0256)
24-months	0.9240 (0.0748)	0.8933 (0.0408)	1.1924 (0.0094)	1.4645 (0.0184)	1.4348 (0.0256)
36-months	0.9126 (0.1053)	0.8084 (0.0537)	1.1581 (0.0094)	1.4396 (0.0184)	1.4197 (0.0256)
48-months	0.9753 (0.0841)	0.8824 (0.0548)	1.0994 (0.0094)	1.4373 (0.0183)	1.3649 (0.0254)
January 01, 2003 to January 01, 2011 - 2.003 obs.					
12-months	<b>1.1792</b> (0.0906)	<b>1.0824</b> (0.0501)	<b>1.2877</b> (0.0129)	<b>1.4725</b> (0.0258)	<b>1.4214</b> (0.0368)
24-months	1.0128 (0.0703)	0.9656 (0.0404)	1.1538 (0.0129)	<b>1.5109</b> (0.0253)	<b>1.5443</b> (0.0366)
36-months	0.9313 (0.0818)	0.9176 (0.0512)	1.0968 (0.0129)	<b>1.5975</b> (0.0251)	<b>1.5182</b> (0.0352)
48-months	0.9878 (0.0804)	0.8847 (0.0561)	1.0275 (0.0129)	<b>1.6671</b> (0.0258)	<b>1.5382</b> (0.0360)
January 01, 2011 to June 13, 2016 - 1.369 obs.					
12-months	0.7645 (0.1179)	0.8397 (0.0748)	1.2255 (0.0161)	1.4605 (0.0337)	1.3765 (0.0486)
24-months	<b>1.1212</b> (0.1224)	<b>1.0669</b> (0.0779)	<b>1.1813</b> (0.0161)	1.4952 (0.0327)	1.4929 (0.0459)
36-months	<b>1.1317</b> (0.0952)	<b>1.1799</b> (0.0809)	<b>1.1361</b> (0.0161)	1.4457 (0.0336)	1.4918 (0.0486)
48-months	<b>1.0645</b> (0.1109)	<b>0.9206</b> (0.0732)	<b>1.1136</b> (0.0161)	1.3887 (0.0326)	1.3452 (0.0477)

Source: Author's elaboration

Nota: todos os resultados são significantes ao nível de 1%.