



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ**  
**FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO ATUÁRIAS E**  
**CONTABILIDADE**

**JOÃO PAULO RIOS E SILVA**

**UMA ANÁLISE DA DINÂMICA DOS AGREGADOS MONETÁRIOS NA**  
**ECONOMIA BRASILEIRA**

**Fortaleza**

**2015**

JOÃO PAULO RIOS E SILVA

**UMA ANÁLISE DA DINÂMICA DOS AGREGADOS MONETÁRIOS NA  
ECONOMIA BRASILEIRA**

Trabalho de monografia elaborado pelo acadêmico **João Paulo Rios e Silva** como exigência do curso de graduação em **Ciências Econômicas** da **Universidade Federal do Ceará** sob a orientação do professor **Andrei Simonassi**.

**Fortaleza**

**201**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Biblioteca da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade

---

S581a Silva, João Paulo Rios e.  
Uma análise da dinâmica dos agregados monetários na economia brasileira / João  
Paulo Rios e Silva. - 2015.  
25 f.: il.

Monografia (graduação) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia,  
Administração, Atuária e Contabilidade, Curso de Ciências Econômicas, Fortaleza,  
2015.

Orientação: Prof. Dr. Andrei Gomes Simonassi.

1. Moeda. 2. Banco Central do Brasil. I. Título

## **AGRADECIMENTOS**

- A Deus, pela superação de todas as adversidades na execução de minhas atividades.
- A Universidade Federal do Ceará, ao corpo docente e seus servidores, que me proporcionaram grande aprendizagem acadêmica e experiência profissional.
- Ao meu orientador, Andrei Simonassi, pelo suporte fundamental para a realização deste trabalho.
- Aos meus pais, por me ensinarem a valorizar o estudo e o conhecimento, mas acima de tudo pelo amor e carinho que sempre demonstraram por mim em toda minha vida.

## **RESUMO**

O trabalho busca analisar o comportamento dos agregados monetários entre Janeiro/1999 e Dezembro/2014, após o estabelecimento do câmbio flutuante na economia brasileira, bem como o arranjo institucional da autoridade monetária, procurando expor o real papel do Banco Central nas diferentes políticas macroeconômicas neste lapso temporal. A análise é estimulada pelos intensos debates ocorridos recentemente a respeito da autonomia do Banco Central na elaboração de suas políticas. Para isso, foram utilizados os dados dos agregados monetários retirados no sítio do Bacen, e, utilizando um modelo auto-regressivo com valor limite endógeno, analisou-se a tendência explosiva dos agregados em determinados períodos, buscando compreender as causas na conjuntura econômica de cada período bem como as mudanças institucionais a partir desta dinâmica. Foram identificadas mudanças no regime de liquidez em todos os agregados monetários, contudo, o agregado monetário de maior liquidez apresentou uma influência mais nítida sobre o comportamento do PIB. O comportamento do Banco Central do Brasil diante de diferentes cenários também muda, evidenciando perda de autonomia ao longo do tempo.

Palavras-chave: Agregados monetários. Valor limite. Independência do Banco Central.

## **ABSTRACT**

The paper focus on the analysis of the monetary aggregates behavior between January/1999 and December/2014, after the establishment of the floating Exchange in the brazilian economy, as well as the institutional arrangement of the monetary authority, seeking to expose the real role of the Central Bank in the different macroeconomic policies in this time lapse. The analysis is stimulated by intense debates that happened recently about the autonomy of Central Bank in developing his policies. For this, the data of monetary aggregates removed at the site of Bacen were used, and, applying the threshold autoregressive model, we analyzed the explosive tendency of the aggregates in this period of time, in order to understand the effects of the institutional changes in this dynamic. A change in the liquidity regime has been identified in all the monetary aggregates, however, the most liquidity aggregate seems to have a clearer influence on the GDP. The behaviour of the Central Bank of Brazil also changes among different sceneries, showing a lost of autonomy along the time.

Keywords: Monetary aggregates. Endogenous threshold. Central Bank independence

## SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	06
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	07
3. ASPECTOS METODOLÓGICOS.....	11
3.1 Base de Dados.....	11
3.2 O Modelo econométrico.....	12
3.3 Dinâmica dos Agregados Monetários.....	13
3.4 Hipótese de Raiz Unitária em Modelos não lineares.....	14
4. RESULTADOS.....	15
5. CONCLUSÕES.....	24
6. REFERÊNCIAS.....	25

## 1 INTRODUÇÃO

Um dos principais temas envolvendo as eleições presidenciais de 2014 foi a independência do Banco Central frente às decisões de política monetária. Quando a autoridade monetária reflete os interesses políticos de um determinado grupo ou partido, é muito provável que esta se distancie das metas e objetivos de longo prazo aos quais deveria cumprir. No caso do Bacen, sua autonomia é de fundamental importância na execução de políticas anti-inflacionárias concretas, e em vez disso, caso haja alguma pressão por parte do Governo, haverá uma maior oportunidade deste manipular os mecanismos de controle inflacionário para incentivar o crescimento do produto no curto prazo, além de também contribuir para o aumento da dívida pública.

Friedman(1962) abordou o tema da independência do Banco Central e suas possíveis consequências. Surpreendentemente, ele propôs um modelo de autoridade monetária atrelada a autoridade fiscal. Para ele, um modelo independente de Banco Central poderia gerar um desarranjo entre a política fiscal e a política monetária, dessa forma, unindo-se os dois *policymakers* seria uma melhor forma de coordenar as políticas macroeconômicas. Além disso, ressalta que mesmo que existisse um Banco Central independente, esta independência se daria apenas em um cenário que não houvesse conflito entre a autoridade monetária e a fiscal.

O debate a respeito da independência do Banco Central antecede à formalização da Teoria dos Ciclos Políticos, proposta por Nordhaus(1975), que destaca que os agentes econômicos tendem a tomar decisões que visem o bem estar no curto prazo, decisões muitas vezes prejudiciais às futuras gerações, evidenciando que a taxa de investimento social permanece a um nível abaixo do ótimo, sendo plausível portanto a ideia de que os governos preferem adotar medidas que preservem o nível presente de consumo. Nordhaus(1975) propõe como uma das soluções para a redução dos efeitos do chamado “viés democrático” conceder a um grupo de indivíduos a confiança da elaboração da política monetária, sem que estes sejam afetados pelos anseios dos partidos políticos ( em outras palavras, uma autoridade monetária com certa autonomia), contudo, ponderando que os custos e benefícios de uma autoridade monetária independente seriam muito difíceis de se mensurar.

Desde a formalização da Teoria dos Ciclos Políticos, diversos autores vem relacionando o comportamento de diferentes mecanismos de política macroeconômica ao calendário

eleitoral, utilizando para isso diversos modelos econométricos. Neste artigo, será investigado estritamente o comportamento dos agregados monetário do período seguinte à estabilização do câmbio em 1999 até dezembro de 2014, com o intuito de descobrir possíveis justificativas para a tendência explosiva dos agregados monetários. Fialho(1997), por meio de um modelo de séries temporais, identifica a existência de um ciclo político no Brasil durante o período 1953-1995, principalmente nos meios de pagamento de maior liquidez (M1).

Partindo desse pressuposto, seria conveniente uma análise detalhada a respeito do comportamento dos meios de pagamento nos últimos quinze anos no Brasil, visando descobrir se há evidências que corroborem ou refutem a tese da autonomia dada ao Bacen no exercício da estabilização de preços e do câmbio. A segunda seção apresentará uma revisão da literatura a respeito dos aspectos institucionais do Banco Central e questões relativas à independência da autoridade monetária; na terceira seção serão descritos aspectos metodológicos; a quarta seção está reservada a análise dos resultados e na quinta seção as conclusões.

## **2 REVISÃO DA LITERATURA**

A grande função de um banco central independente é a estabilização do nível de preços, sendo um pilar fundamental para a garantia do funcionamento do sistema financeiro nacional, sem desempenhar função de financiador do déficit público. No Brasil, a ideia amplamente difundida a respeito da autonomia do Banco Central é bastante relativa, uma vez que este ainda é subordinado ao Conselho Monetário Nacional. O Conselho Monetário Nacional é composto pelo Ministro da Fazenda, Ministro do Planejamento, Orçamento e Gestão e o Presidente do Banco Central, e tem como funções<sup>1</sup>, dentre outras, “adaptar o volume dos meios de pagamentos às necessidades reais da economia”, cabendo ao Bacen a execução da emissão de tais meios conforme planejado previamente pelo Conselho. Fica claro portanto, que o Presidente do Banco Central e todas as decisões que conduzem a política monetária estão atreladas ao Conselho, que, muito embora tenha como integrante o presidente do Banco Central, conta ainda com dois agentes políticos responsáveis pelo equilíbrio fiscal e orçamentário do governo, o que expõe a fragilidade do conceito de autonomia do Bacen.

Apesar de a independência do Banco Central atualmente ser defendida pelas grandes instituições financeiras internacionais como o FMI e o BIS, o tema é bastante explorado

---

<sup>1</sup> Conforme em <<http://www.bcb.gov.br/Pre/composicao/CMN.asp>>



academicamente. Kydland e Prescott (1977), afirmam que uma autoridade monetária com comportamento discricionário pode levar a uma tomada não-ótima de decisão em relação a política monetária, o que poderia levar a instabilidade econômica, justificando que a autoridade estaria influenciada a tomar a melhor decisão no presente momento, mas que no longo prazo o ideal seria o cumprimento de regras, como proposto por Friedman(1968).Este comportamento traz mais confiança e estabilidade para os demais agentes econômicos, que podem traçar sua tomada de decisão pressupondo o cumprimento de tais regras.

Barro e Gordon (1983) retomam Kydland e Prescott ao afirmar que uma autoridade monetária com comportamento discricionário pode aumentar a liquidez da economia com o objetivo de atingir um aumento na taxa de crescimento do produto além do seu nível natural. Entretanto, de acordo com a ideia das expectativas racionais de Muth(1961), os agentes seriam capazes de perceber o intuito das ações do banco central no aumento repentino da emissão de meios de pagamento e passariam a antecipar e se adaptar a essas políticas. A persistência de tal viés inflacionário também estaria mais profundamente ligado a reputação do novo governo em relação ao combate da inflação, que foi incompetente ao cumprir os compromissos firmados com a sociedade do que com a questão de uma independência do banco central *per si*.

A questão fundamental desta sessão até o presente momento é explanar que, apesar dos problemas de credibilidade na condução da política monetária, a questão fundamental da influência de outros agentes da conjuntura política sobre a política monetária ainda permanece bastante obscura nas análises anteriores. No começo dos anos 80, a escola novo-keynesiana dá uma nova abordagem a teoria até então amplamente aceita das expectativas racionais. Para esta escola, os agentes não poderiam adaptar-se de maneira tão eficiente aos choques inflacionários em razão da existência de uma certa rigidez de preços e salários. Assim, se fazia necessária uma nova abordagem macroeconômica a partir de fundamentos microeconômicos que explicassem a atuação dos agentes em virtude de novos choques monetários.

Nesse sentido, alguns autores passaram a justificar a ideia de um banco central independente com o objetivo de agir de maneira mais eficiente na estabilização de preços e o equilíbrio da economia a curto prazo, e para tanto, um comportamento mais autônomo da autoridade monetária poderia ser incentivado na medida em que esta se comprometesse com a garantia da estabilidade das variáveis macroeconômicas reais. À partir de então, assume-se que

os mecanismos monetários tem influência sob o lado real da economia. Os governos agirão com o intuito de preservar os baixos índices de desemprego e o déficit fiscal, utilizando como financiador do déficit a política monetária, o que confirma a ideia de um viés inflacionário. É justamente com o intuito de solucionar o problema do viés inflacionário que Rogoff (1985) propõe a adoção de um banco central independente com um presidente conservador, cuja a aversão à inflação seria maior do que a da sociedade. O primeiro modelo de independência está atrelado a liberdade do banco central para estabelecer seus próprios objetivos e utilizar os instrumentos adequados para o cumprimento destas metas. Nesse momento é que o conceito de autonomia do Bacen atualmente entra em confronto com tal modelo, uma vez que este encontra-se subordinado a um conselho que une a autoridade monetária a autoridade fiscal.

Após a formalização deste novo conceito de Alesina e Summers (1993) propõem uma análise mais detalhada a respeito do comportamento independente dos bancos centrais e seus efeitos em variáveis reais, como crescimento e desemprego. Os resultados são que, mesmo promovendo a estabilidade de preços, a questão da independência não possui nenhum impacto mensurável nestas variáveis. Em verdade o artigo mostra que é possível evitar a dinâmica inflacionária permanente mesmo fora de um regime de regras embasadas em um modelo de autoridade monetária independente. A partir de então, um novo modelo é difundido entre a academia, desta vez tratando apenas da independência operacional do banco central, já que torna-se cada vez mais unânime que o objetivo primordial é a estabilidade dos preços.

Neste contexto, Taylor (1993) tenta elaborar uma regra para a estabilização de preços e no curto prazo. Ainda que no longo prazo o BC seja incapaz de afetar as variáveis reais, é reconhecido o efeito da estabilização de preços no curto prazo nestas variáveis. A busca pela estabilidade de preços evita a perda de credibilidade da autoridade monetária, mas segundo Mendonça(2002), na prática, é comum as intervenções do Banco Central em relação ao emprego e ao produto.

Dessa forma, ainda segundo Taylor(1993):

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t)$$

Em que:

$i$ : taxa básica de juros nominais

$r^*$ : taxa real de juros

$\pi$ : taxa média da inflação nos últimos quatro anos

$\pi^*$ : meta da taxa de inflação

y: hiato do produto  $[100(\text{PIB real} - \text{PIB potencial})/\text{PIB potencial}]$

Portanto, temos que a regra de Taylor possui uma maior flexibilidade em que a taxa de juros se daria em função das variações do produto e de desvios em relação a meta de inflação, o que a diferencia das regras rígidas propostas por Friedman(1968). Tendo a autoridade monetária a devida independência para utilizar-se livremente dos instrumentos de política monetária para o combate da inflação, restam saber os vínculos institucionais pelos quais um banco central independente se propõe a cumprir com os objetivos previamente articulados. Walsh(1995) propõe um sistema de contratos entre o BC e o governo, de maneira que desvios da meta de inflação impliquem em penalidades ao executor da política monetária. Desta forma a sociedade se beneficiaria mesmo que governos e bancos centrais possuam qualquer forma de distinção entre preferências políticas. Este é o segundo modelo de banco central independente, e atualmente é um dos modelos tidos como referência entre várias autoridades monetárias (com algumas modificações), como as de Alemanha e Nova Zelândia.

No Brasil, o Banco Central foi instituído com a reforma bancária, por meio da lei 4595 de 31/12 de 1964. Com isso, todos os órgãos anteriores responsáveis pela execução da política monetária e cambial foram extintos e suas atividades unificadas em uma só instituição. O objetivo principal da reforma foi a concessão de uma maior autonomia às instituições financeiras em relação ao Governo Federal. Além do Banco Central, também foi instituído o Conselho Monetário Nacional, inicialmente composto por seis membros com mandatos fixos e três membros demissíveis pelo Presidente da República. Os membros fixos do Conselho nomeavam os membros da diretoria do Banco Central. Com o Ato Institucional nº5, estabelecido pelo Governo Militar, os membros da diretoria do Banco Central passaram a ser indicados e demissíveis pelo Presidente da República. Esta estrutura permanece até os dias atuais, alterando-se apenas o número de diretorias, cabendo ao presidente do Banco Central a atribuição das atividades de cada diretoria. Atualmente, o Banco Central não atua definindo suas próprias metas, como é observado em outros sistemas. No entanto, tem autonomia para executar as devidas políticas para que se alcance as metas estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional.

À partir do ano de 1999, entra em vigor o sistema de câmbio flutuante no país, tornando a política monetária a política ativa, ou seja, a taxa de juros e volume de moeda passariam a ser

controlados pelo Bacen. No regime de câmbio fixo, a política monetária era passiva, uma vez que o equilíbrio do câmbio em um determinado patamar, implicaria na compra ou venda de reservas nacionais, aumentando ou reduzindo a liquidez da economia como consequência. Já no regime de câmbio flutuante, o mercado é o responsável pelo valor deste, e o Banco Central volta-se à estabilização do nível de preços conforme o regime de metas inflacionárias, ou pela expansão( contração) dos agregados monetários via depósitos compulsórios, redescontos de liquidez ou operações em *open market*. Observa-se nos últimos 10 anos que a meta inflacionária permaneceu a mesma (4,5% a.a.), mesmo com a recente escalada da inflação. Além disso, verifica-se mais recentemente as constantes intervenções do Bacen na venda de swaps cambiais, tentando conter uma forte desvalorização do câmbio. Essas ações no passado provocaram expectativas inflacionárias muito acima do esperado pelas projeções anteriores, e tendo em vista a conjuntura recessiva do país, torna-se inviável uma redução na taxa Selic para estimular o setor produtivo e retomar os níveis de crescimento observados nos anos de 2006 a 2010. Este comportamento é oposto ao observado nos primeiros anos da chamada “Nova Matriz Econômica”, que tinha como uma de suas bandeiras a redução dos juros, uma política anticíclica para um país em crescimento.

Desta forma, o artigo propõe uma análise dos agregados monetários em função dos diferentes aspectos conjunturais do país após a determinação do regime de câmbio flutuante. Tal análise é uma chave fundamental para entender a relação do Banco Central com outras instituições governamentais, além de demonstrar a real autonomia administrativa da autoridade monetária brasileira.

### **3. ASPECTOS METODOLÓGICOS**

#### **3.1 Base de Dados**

Os dados<sup>2</sup> utilizados nesta pesquisa são as séries temporais dos meios de pagamento(M1,M2,M3 e M4) e do PIB , encontrados no sítio do Bacen. O intervalo dos dados coletados é de janeiro de 1999 a dezembro de 2014. Tal intervalo foi escolhido em virtude do estabelecimento do regime flutuante do câmbio, o que confere ao Bacen a execução de uma política monetária ativa. As estimativas do valor limite para mudança no regime nos agregados monetários ponderados pelo PIB foram realizadas com base no modelo auto-regressivo com valor limite endógeno( *Threshold Autoregressive Model*) proposto inicialmente por Caner e

---

<sup>2</sup> Disponível em < <http://www.bcb.gov.br/?SERIEMEIOSPAG>>

Hansen (2001) e aplicado de maneira semelhante em Simonassi, Silva e Arraes (2012). O limiar representa o percentual de variação dos agregados monetários em relação ao produto para que no período seguinte identifique-se mudança de regime.

### 3.2 O modelo econométrico

O modelo é utilizado para identificar um certo grau de flexibilidade entre os parâmetros estimados, de maneira que depois de um limiar, identifica-se uma mudança no comportamento da série. O modelo é definido por:

$$\Delta y_t = \theta_1' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \theta_2' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Onde  $x_{t-1} = (y_{t-1} r_t' \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})'$ ,  $I_{(\cdot)}$ , é uma função indicador com  $I_{(x)} = 1$  se  $x \in A$  e  $I_{(x)} = 0$  se  $x \notin A$ , o erro  $\varepsilon_t$  seguirá a usual hipótese i.i.d.;  $Z_t = y_t - y_{t-m}$  para  $m \geq 1$ ;  $r_t$  é um vetor de componentes determinísticos incluindo a constante e possivelmente uma tendência linear.

O parâmetro  $\lambda$ , representa o valor limite, e, embora desconhecido encontra-se no intervalo  $\Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$ , onde  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  são escolhidos de maneira que  $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1$  e  $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2$ , desde que  $\pi_1$  e  $\pi_2$  sejam complementares, ou seja,  $\pi_1 = 1 - \pi_2$ . Com essa restrição, nenhum regime terá um tamanho de subamostra inferior à proporção  $\pi_1$  da amostra total. Caner e Hansen (2001) sugerem que  $\pi_1 = 0,15$ , o que significa que nenhum dos regime terá menos de 15% das observações.

Finalmente, define-se  $\theta_1 = (\rho_1, \beta_1, \alpha_1)'$  e  $\theta_2 = (\rho_2, \beta_2, \alpha_2)'$ , onde  $\rho_1$  e  $\rho_2$  são escalares,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  têm a mesma dimensão de  $r_t$  e  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são vetores de dimensão  $k$ . Assim,  $\rho_1$  e  $\rho_2$  são coeficientes de  $y_{t-1}$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são coeficientes dos componentes determinísticos e  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são os coeficientes de  $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$  nos regimes 1 e 2 respectivamente.

Para introduzir o Método dos Mínimos Quadrados na estimação (1) é sugerido por Caner e Hansen (2001) aplicar o algoritmo da concentração, o qual consiste na execução das seguintes operações:

1) Para cada  $\lambda \in A$ , a equação (1) é estimada por MMQ, conseqüentemente, para cada  $\lambda \in \Lambda$  tem-se:  $\Delta y_t = \theta_1'(\lambda) x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \theta_2'(\lambda) x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \hat{\varepsilon}_t(\lambda)$  (2)

com:

$$\hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\lambda)^2$$

2) Estimar o valor limite,  $\lambda$ , minimizando  $\sigma^2(\lambda)$ , ou seja:

$$\hat{\lambda} = \underset{\lambda \in \Lambda}{\operatorname{argmin}} \sigma^2(\lambda)$$

3) Estimar  $\theta_1$  e  $\theta_2$ , utilizando a estimativa de  $\lambda$  em (2),  $\hat{\lambda}$ , isto é:

$$\Delta y_t = \theta_1'(\hat{\lambda})' x_{t-1} I_{(z_{t-1} < \lambda)} + \theta_2'(\hat{\lambda})' x_{t-1} I_{(z_{t-1} \geq \lambda)} + \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda}) \quad (3.1)$$

com:

$$\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda}) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda})^2 \quad (3.2)$$

Estimar as equações (3.1) e (3.2) é de fundamental importância para este estudo, pois é através delas que serão inferidos os parâmetros da equação (1) através de estatísticas de teste  $t$  e *Wald* descritas a seguir.

### 3.3 Dinâmica dos Agregados Monetários

Identificar uma mudança na dinâmica da liquidez da economia implica testar se :

$$\hat{\theta}_1 = (\hat{\rho}_1, \hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1)' \neq \hat{\theta}_2 = (\hat{\rho}_2, \hat{\beta}_2, \hat{\alpha}_2)'$$

Vale ressaltar que a linearidade presente na equação (3.1) se identifica como usual regressão *Augmented Dickey Fuller* (ADF). Caso a dinâmica dos agregados monetários não seja linear, testar a estacionariedade do processo descrito por meio do teste tradicional de raiz unitária ADF pode trazer resultados imprecisos. Dessa forma, um teste mais consistente para investigar uma mudança no comportamento dos agregados monetários seria a seguinte estatística proposta por Caner e Hansen (2001):

$$W_T = W_T(\hat{\lambda}) = \sup_{\lambda \in \Lambda} W_T(\lambda) \quad (3.3)$$

onde  $W_T(\lambda) = T \left( \frac{\sigma_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})} - 1 \right)$  e  $\sigma_0^2$  representa a variância do resíduo obtido ao se estimar a equação (1) impondo  $H_0: \theta_1 = \theta_2$ , com  $\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$  calculado conforme (3.2). De acordo com Davies(1987), Chan(1991), Andrews e Ploberger(1994) e Hansen(1996), a distribuição assintótica de  $W_T$  sob a presença de raiz unitária depende da estrutura dos dados, o que implica que os valores críticos não podem ser tabulados. Dessa forma, dois métodos de *bootstrap* são sugeridos para aproximar a distribuição assintótica de  $W_T$ : o primeiro é mais adequado para o caso estacionário,  $\rho < 0$ , enquanto o segundo é mais apropriado com raiz unitária,  $\rho = 0$ . Devido a ordem de integração ser desconhecida a priori, os valores críticos serão calculados por *bootstrap*, assumindo  $\rho = 0$  e  $\rho < 0$ , e seu valor mais conservador é aplicado na

estimação<sup>3</sup>. Este será o procedimento realizado para testar a hipótese nula de linearidade,  $H_0: \theta_1 = \theta_2$ .

### 3.4 Hipótese de raiz unitária em modelos não lineares

Caso seja confirmada a hipótese nula,  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$  os parâmetros  $\rho_1$  e  $\rho_2$  da equação (1) controlariam a estacionariedade do processo  $y_t$ , que possuirá ordem 1. Uma hipótese alternativa seria dada por  $H_1: \rho_1 < 0$  e  $\rho_2 < 0$ , pois denotaria a estacionariedade nos do processo  $y_t$ . Uma outra possibilidade mais útil para fins de política seria considerar a raiz unitária parcial, cuja especificação é dada por:

$$H_2: \begin{cases} \rho_1 < 0 \text{ e } \rho_2 = 0 \\ \text{ou} \\ \rho_1 = 0 \text{ e } \rho_2 < 0 \end{cases} \quad (3.4)$$

Se  $H_2$  for verdadeira, o processo  $y_t$  terá raiz unitária em dois regimes, mas será estacionário no outro. Três testes para identificar a estacionariedade do progresso das variáveis são realizados:

1) Uma estatística  $t$  para  $\rho_1$ ,  $t_1$ , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária,  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ , contra a alternativa de estacionariedade apenas no regime 1, isto é  $H_2: \rho_1 < 0$  e  $\rho_2 = 0$ .

2) Uma estatística  $t$  para  $\rho_2$ ,  $t_2$ , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária,  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ , contra a alternativa de estacionariedade apenas no regime 2, isto é  $H_2: \rho_1 = 0$  e  $\rho_2 < 0$

3) Uma estatística de Wald unicaudal,  $R_{1T} = t_1^2 I_{(\hat{\rho}_1 < 0)} + t_2^2 I_{(\hat{\rho}_2 < 0)}$ , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária,  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ , contra a alternativa  $H_2: \rho_1 < 0$  e  $\rho_2 < 0$ <sup>4</sup>

Essa discriminação é importante porque permite analisar se em algum momento houve mudança na dinâmica de cada agregado monetário, isto é, se houve mudança de um estado estacionário para não-estacionário e vice-versa, após atingir um valor limite  $\lambda$  o qual seria inaceitável em base econômica.

<sup>3</sup> Conforme Simonassi, Silva e Arraes(2012)

<sup>4</sup> Caner e Hansen (2001) tabularam para as estatísticas  $R_{1T}$ ,  $t_1$  e  $t_2$  valores críticos assintóticos e por bootstrap para melhorar a inferência em amostras pequenas.

#### 4. RESULTADOS

A princípio, foi realizada uma dessazonalização das variáveis, pois observou-se que nos últimos meses do ano há uma tendência explosiva nos agregados de maior liquidez, que pode ser justificada pelo aumento do consumo das festas de fim de ano e pelo décimo terceiro salário. Entretanto, ao se realizar este processo, verificou-se que não havia mudança de regime no modelo, isto é, ao se dessazonalizar as séries, possíveis efeitos de ciclos políticos, como as eleições por exemplo, não seriam captados.

Os dados das séries foram normalizados pelo mês de janeiro de 2014. Com isso, a estimação das variáveis demonstrou significância nos resultados. Todo o processo de estimação foi realizado por meio de programação no Gauss. As tabelas 1 e 2 apresentam os resultados dos testes de linearidade e igualdade dos coeficientes, assim como explicitam os resultados das estimações do modelo irrestrito<sup>5</sup> nos dois regimes, o limiar  $\lambda$  para os regimes, o número de observações de cada série, o número de defasagens ótimo<sup>6</sup> ( $m$ ) Para a variável  $Z_t = y_t - y_{t-m}$ , o número de defasagens ótimo  $k$ , na regressão ADF (Equação 1) e os valores críticos para os testes de linearidade.

**Tabela 1 – Resultados do modelo para M1**

	Estimativas, $\hat{m}=1, \hat{\lambda}=0,0056$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de <i>Wald</i>	<i>Bootstrap</i> <i>p</i> -valor
	Estimativa	$\sigma$	Estimativa	$\sigma$		
Intercepto	0,049*	0,039	0,200	0,046	6,15	0,170
$y_{t-1}$	-0,057*	0,058	-0,291	0,069	6,72	0,130
$\Delta y_{t-1}$	0,168*	0,163	-0,191*	0,164	2,42	0,220
$\Delta y_{t-2}$	0,185	0,091	-0,407	0,154	10,90	0,030
Observações	105		84			
Teste Conjunto de Linearidade ( <i>Wald</i> para Valor Limite)					25,5**	0,000
Número de Observações					189	

Fonte: Estimativas dos autores.

Notas: (\*) Não significativa a 10%; (\*\*) Valor Crítico a 10% = 14,6.

<sup>5</sup> O modelo restrito assume a presença de raiz uniária na equação (1)

<sup>6</sup> A escolha de “ $m$ ” é realizada a partir do valor que maximiza  $W_T$ . Mais detalhes sobre a estimação de “ $m$ ” em Caner e Hansen(2001)



**Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária para M1**

Testes	Estatística	<i>p-valor</i>	
		<i>Bootstrap</i>	Assintótico
$R_{1T}$	18,90	0,010	0,004
$t_1$	0,973	0,580	0,875
$t_2$	4,230	0,000	0,003

Fonte: Estimativas dos autores.

A Tabela 1 evidencia um valor limiar de 0,0056 p.p. Variações abaixo desse percentual são incluídas no regime 1, enquanto que as variações acima deste mesmo valor são inclusas no regime 2. Para a dinâmica do agregado M1, é perceptível a não linearidade, uma vez que rejeita-se a hipótese nula a 90% de confiança (valor- $p < 0,10$  no teste de Wald). O número ótimo de defasagens é igual a 1. Os coeficientes no interior da tabela são estimativas da equação ADF e, devido a diferenciação encontrada no teste de Wald de linearidade, não há necessidade de comparação entre as estimativas nos dois regimes, mesmo que sejam estatisticamente significantes. Destaca-se que, pelo teste de Wald para igualdade dos coeficientes, há divergência entre os coeficientes de defasagem e da segunda diferença nos dois regimes.

Rejeitada a hipótese nula de linearidade, prosseguiu-se a investigar a presença de raiz unitária na série do agregado M1. Foram reportados os valores- $p$  assintóticos e os derivados do método *bootstrap* para a raiz unitária global  $R_{1T}$  e para os regimes  $t_1$  e  $t_2$ , presentes na tabela 2. Apesar das 189 observações, a opção por uma frequência mensal torna o *bootstrap* um método necessário para garantir a robustez dos resultados obtidos. Conforme o teste  $R_{1T}$ , significativo a 1%, a dinâmica do crescimento do agregado M1 é globalmente estacionária, indicando que a hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada. No teste  $t_1$ , não se rejeita a hipótese nula, o que indica uma tendência não estacionária no regime 1, ao contrário do que ocorre em  $t_2$ , que se demonstra estacionário, caracterizando, com isso, períodos de convergência. Quando M1 varia acima de 0,56% do PIB, a razão passa a ser estacionária, sugerindo que este crescimento levou ao crescimento do PIB.

As tabelas 3 e 4 a seguir representam os resultados dos testes de linearidade, de igualdade dos coeficientes, das estimações e dos testes de raiz unitária (da série global e dos dois regimes) para a variável M2.

**Tabela 3 – Resultados do modelo para M2**

	Estimativas, $\hat{m}=1, \hat{\lambda}=0,0917$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap p-valor
	Estimativa	$\sigma$	Estimativa	$\sigma$		
Intercepto	-0,020	0,006	0,055	0,105	0,39	0,750
$y_{t-1}$	0,015	0,018	-0,036	0,029	2,29	0,270
$\Delta y_{t-1}$	0,020	0,110	0,281	0,349	0,68	0,650
$\Delta y_{t-2}$	0,075*	0,086	-0,620	0,171	8,11	0,030
Observações	137		52			
Teste Conjunto de Linearidade (Wald para Valor Limite)					15,6**	0,040
Número de Observações					189	

Fonte: Estimativas dos autores.

Notas: (\*) Não significativa a 10%; (\*\*) Valor Crítico a 10% = 15,1.

**Tabela 4 – Testes de Raiz Unitária para M2**

Testes	Estatística	p-valor	
		Bootstrap	Assintótico
$R_{1T}$	1,56	0,810	0,942
$t_1$	-0,861	0,890	0,893
$t_2$	1,25	0,460	0,799

Fonte: Estimativas dos autores.

Assim como em M1, a hipótese nula de linearidade é rejeitada. A tabela 3 estima o parâmetro de defasagem igual a 1 e o valor limiar igual 0,0917. Novamente, o teste de Wald mostra que há divergência entre os coeficientes da primeira e segunda diferença. Na tabela 4, os resultados para M2 atestam a estacionariedade para a raiz unitária global e para os dois regimes  $t_1$  e  $t_2$  pelo método do *bootstrap*, em conjunto com os valores-p assintóticos para o regime 1 atestam a estacionariedade a nível de 1%. Prosseguindo à análise, as tabelas 5 e 6 expõem os resultados para os devidos testes para o agregado M3.

**Tabela 5 – Resultados do modelo para M3**

	Estimativas, $\hat{m}=1, \hat{\lambda}=0,257$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de <i>Wald</i>	<i>Bootstrap</i> <i>p</i> -valor
	Estimativa	$\sigma$	Estimativa	$\sigma$		
Intercepto	-0,041*	0,097	0,065*	0,253	0,15	0,870
$y_{t-1}$	0,014*	0,015	-0,083	0,030	8,24	0,030
$\Delta y_{t-1}$	-0,135*	0,092	1,250	0,354	14,4	0,000
$\Delta y_{t-2}$	-0,140	0,077	-0,865	0,143	20,1	0,000
Observações	154		35			
Teste Conjunto de Linearidade ( <i>Wald</i> para Valor Limite)					46,6**	0,000
Número de Observações					189	

Fonte: Estimativas dos autores. Notas: (\*) Não significante a 10%; (\*\*) Valor Crítico a 10% = 13,4

**Tabela 6 – Testes de Raiz Unitária para M3**

Testes	Estatística	<i>p</i> -valor	
		<i>Bootstrap</i>	Assintótico
$R_{1T}$	7,44	0,140	0,300
$t_1$	-0,96	0,960	0,873
$t_2$	2,73	0,070	0,162

Fonte: Estimativas dos autores.

Verifica-se que a série M3 é não linear, com a hipótese nula de linearidade sendo rejeitada através do teste de Wald (valor- $p < 0,10$ ), sendo assim há, igualmente, mudança de regime para a série. Assim como nas séries anteriores o número ótimo de defasagens é 1, e o valor limiar é 0,0257. A hipótese nula de raiz unitária global não é rejeitada, conforme exposto na tabela 6, tanto para os valores assintóticos quanto para o *bootstrap*, em  $R_{1T}$  e  $t_1$  apontando para a não estacionariedade. Já em  $t_2$  observa-se a rejeição da raiz unitária pelo método *bootstrap*, contudo não confirmado pelo valor- $p$  assintótico, indicando que há estacionariedade no regime 2. Em seguida, os resultados para a série do agregado de menor liquidez, M4.

**Tabela 7 – Resultados do modelo para M4**

	Estimativas, $\hat{m}=1$ , $\hat{\lambda}=0,345$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de <i>Wald</i>	<i>Bootstrap</i> <i>p</i> -valor
	Estimativa	$\sigma$	Estimativa	$\sigma$		
Intercepto	-0,014*	0,106	-0,225*	0,338	0,35	0,810
$y_{t-1}$	0,010*	0,014	-0,093	0,034	7,92	0,060
$\Delta y_{t-1}$	-0,129*	0,084	1,950	0,423	23,3	0,000
$\Delta y_{t-2}$	-0,167	0,071	-1,060	0,163	0,49	0,000
Observações	160		29			
Teste Conjunto de Linearidade ( <i>Wald</i> para Valor Limite)					61,0**	0,000
Número de Observações					189	

Fonte: Estimativas dos autores.

Notas: (\*) Não significativa a 10%; (\*\*) Valor Crítico a 10% = 14,6

**Tabela 8 – Testes de Raiz Unitária para M4**

Testes	Estatística	<i>p</i> -valor	
		<i>Bootstrap</i>	Assintótico
$R_{1T}$	7,59	0,24	0,288
$t_1$	-0,69	0,87	0,920
$t_2$	2,75	0,13	0,154

Fonte: Estimativas dos autores

Assim como em M3, a tabela 7 mostra que a dinâmica da série M4 é não linear, com um valor limite de 0,345. Na tabela 8, os resultados mostram que a série é estacionária, assim como em M2 e M3.

Diante do que se expôs, é perceptível que a dinâmica dos meios de pagamento de maior liquidez, particularmente M1, seguem uma tendência não linear, ou seja, existe mudança de regime no período selecionado e que ela segue uma tendência não estacionária. Já os agregados de menor liquidez seguem uma tendência igualmente não linear, com a ressalva de que estes estacionam apenas em segunda diferença. Dado a característica peculiar da estacionariedade no segundo regime, existe uma forte indicação de que a mudança de regime no agregado M1 influencie diretamente o comportamento do PIB. Partindo deste princípio, seguiu-se a uma

investigação mais rigorosa do agregado M1 frente à conjuntura econômica.

A tabela 9 indica a distribuição das observações em que o percentual de crescimento dos agregado monetário M1 superou o valor limite ( $\lambda$ ) por meses e anos.

**Tabela 9 – Observações no regime 2 para o M1**

Ano	Qte.Obs.	M1
		Meses
1999	5	Jun,Jul,Out,Nov,Dez
2000	5	Jun,Jul,Set,Nov,Dez
2001	3	Fev,Out,Nov
2002	6	Abr,Jun,Jul,Ago,Set,Dez
2003	3	Jun,Nov,Dez
2004	5	Mai,Ago,Set,Nov,Dez
2005	5	Mai,Jun,Out,Nov,Dez
2006	8	Mai,Jun,Jul,Ago,Set,Out,Nov,Dez
2007	8	Mar,Jun,Jul,Ago,Set,Out,Nov,Dez
2008	5	Abr,Jun,Out,Nov,Dez
2009	5	Jun,Ago,Set,Nov,Dez
2010	7	Mar,Mai,Jun,Ago,Set,Nov,Dez
2011	4	Jun,Set,Nov,Dez
2012	4	Jun,Set,Nov,Dez
2013	7	Mar,Mai,Jun,Ago,Set,Nov,Dez
2014	4	Ago,Set,Nov,Dez
<b>Total</b>	<b>84</b>	

Os meses de maior frequência nas mudanças de regime são Junho, Novembro e Dezembro. Sabe-se que o efeito das férias e do décimo terceiro salário são responsáveis diretos pelo aumento da liquidez nos dois períodos respectivamente. Os testes de estacionariedade evidenciam que a liquidez desses períodos é convergente, levando ao crescimento do PIB. No entanto, nos anos de 2002,2006,2007,2010 e 2013, são observados um número maior de meses em que há mudança de regime de liquidez que tendem à convergência.

No ano de 2002, alguns fatores contribuíram para o súbito aumento de papel moeda em poder público e depósitos à vista. Em março, com a divisão da base governista, causada por uma investigação da Polícia Federal envolvendo o financiamento de campanha da mais provável candidata da base à Presidência da República, Roseana Sarney, o Partido da Social Democracia Brasileira (PSDB) lança José Serra como candidato. Com o passar dos meses, se tornava cada vez mais evidente que Serra não seria capaz de derrotar o candidato da oposição,

Luiz Inácio Lula da Silva. Com este novo cenário, houve um temor generalizado de um calote da dívida pública, proposto em plebiscito informal pelo Partido dos Trabalhadores(PT) no ano anterior. Este fator provocou uma súbita desestabilização econômica, elevando a taxa de câmbio de R\$2,40/US\$ no final de março para R\$3,40/US\$, no final de julho, devido ao movimento de hedge dos grandes investidores no intuito de se proteger de perdas patrimoniais, gerando uma súbita queda de cerca de 5,1 bilhões nos investimentos em carteira ao longo do ano. Além do fator político, a turbulência do período advinda por fatores internos como a crise energética de 2001 que levou a um aumento nos custos de produção do país e conseqüentemente a elevação nos índices de preços ao consumidor e a exposição da economia brasileira à fatores externos como crise econômica argentina, acabaram por desvalorizar os ativos de menor liquidez do país. Como as aplicações a médio e longo prazos apresentavam um maior risco, é natural que o papel moeda em poder público se tornasse o principal meio pelo qual se incentivaria o crescimento econômico.

No início de agosto, um novo empréstimo concedido pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), no valor de US\$30 bilhões foi concedido ao país. Deste valor inicial, 6 bilhões estariam disponíveis até o final do ano de 2002, ficando o restante para o novo governo. Após uma relativa calma no cenário político, as turbulências voltaram a acontecer com a iminente vitória do candidato do PT à presidência. No final deste mês, a taxa de câmbio bateria R\$3,90. Apesar de o regime de câmbio flutuante ter sido positivo para garantir alguma estabilidade na conjuntura econômica do país, a forte desvalorização do Real aumentou ainda mais a inflação do período. No final de outubro o Bacen decide pelo aumento da taxa básica de juros de 18 para 25%, com objetivo de conter a escalada da inflação, e valorizando a poupança de longo prazo. Apesar da combinação perigosa de desvalorização cambial e elevação da taxa de juros, o governo FHC obteve êxito no combate ao déficit público, principalmente através da Lei de Responsabilidade Fiscal. A ideia era de que, se o governo seguinte conseguisse manter o compromisso com a responsabilidade fiscal e contornasse a incerteza, as taxas de juros convergiriam para um nível mais brando. Vê-se, desta forma, que muito embora tenha sofrido fortes alterações em sua composição institucional desde o retorno do período democrático, tornando-o mais atrelado ao governo federal, o Bacen conseguiu implementar políticas de combate à inflação, mesmo em um cenário de dificuldades nas contas públicas. O regime de metas de inflação, conjugado a Lei de Responsabilidade Fiscal, foram conquistas institucionais importantes e que garantiram a estabilidade macroeconômica nos anos subsequentes.

No ano de 2006 e 2007, na transição do primeiro para o segundo mandato, são encontrados as maiores quantidades de mudanças de regime de liquidez no agregado M1 em relação ao PIB. Foi também neste período em que uma nova equipe econômica se consolidou no governo, liderada pelo economista Guido Mantega. Em conjunto com essa nova equipe veio uma nova visão econômica, o nacional desenvolvimentismo, que pregava a participação do Estado como agente fundamental do desenvolvido econômico nacional. Nesse sentido, várias obras de infraestrutura foram realizadas a partir de recursos e empresas públicas. A preocupação com um ambiente regulatório estável, capaz de atrair investimentos privados em infraestrutura foi substituída por um discurso estatizante, culminando com o Programa de Aceleração do Crescimento(PAC), em 2007, lançado pela então ministra-chefe da Casa Civil, Dilma Rousseff. Voltando ao final do primeiro mandato do governo Lula, nota-se facilmente alguns fatores que podem ter corroborado para mudanças no regime de liquidez que geraram uma forte influência no crescimento do país, mesmo que de maneira indireta. A superação da instabilidade econômica e da incerteza, bem como as reformas institucionais no governo anterior e um ambiente externo favorável à pauta de exportação brasileira (uma forte valorização nos termos de troca internacionais da economia brasileira), devido em grande parte ao forte crescimento da economia Chinesa, foram fundamentais para que a recém empossada equipe econômica pudesse realizar novos programas de “ estímulos ao desenvolvimento”, além da continuação das políticas redistributivas e do aumento real súbito do salário mínimo acima da inflação. A partir de abril de 2006 registra-se uma forte tendência de queda na taxa de juros, com os juros cobrados às pessoas físicas atingindo o patamar de 49,1% ao ano, o menor desde o início da série histórica em 2000. Tal processo, em cooperação com as subseqüentes medidas para redução do spread bancário, como incentivos a procura pelo crédito consignado por exemplo, contribuíram para o estímulo ao consumo, conseqüentemente, os meios de pagamento de maior liquidez voltam a desempenhar papel fundamental no crescimento do PIB. Identifica-se nesse período uma mudança completa da relação entre o Banco Central e o governo. A pressão do governo para a redução da taxa de juros, de maneira a estimular o consumo, em coalisão com uma política expansiva dos gastos públicos, acabaram por enfraquecer a relativa autonomia da autoridade monetária frente a autoridade fiscal, culminando na saída do presidente do Bacen, Henrique Meirelles.

À partir de 2010, percebe-se um descompasso entre o regime de metas e as políticas anticíclicas do governo em razão da crise de 2008. Antes da crise, já percebia-se uma avanço galopante do nível de endividamento das famílias com os bancos, atingindo a marca de 25% em fevereiro de 2008. Em junho de 2008, o Bacen resolve interromper as reduções sucessivas na taxa de juros, em razão do cenário internacional conturbado, voltando a uma nova série de reduções em outubro de 2011, muito embora no começo deste ano tenha-se registrado um aumento no nível de endividamento das famílias em 40%. Neste meio termo, contudo, foi possível um certo alívio na crise econômica do país, ocasionada pelos incentivos fiscais, estimulando o consumo e gerando um crescimento acima das expectativas no segundo semestre de 2010. A justificativa deste evento é atribuída quase que totalmente ao aumento do consumo, da liquidez do sistema revertida em produto, que atingiu no segundo trimestre (sua pior expectativa), a marca de 1,2%. No ano de 2010 a economia brasileira registra um crescimento de 7,5%, com um velho problema ressurgindo no horizonte: uma inflação de 5,9%.

O primeiro mandato de Dilma Rousseff traz consigo a consolidação da chamada nova matriz econômica, com o governo como iniciador de projetos em infraestrutura, ao mesmo tempo que usa de políticas usualmente anticíclicas, como a redução da taxa de juros para estimular o setor real da economia, como premissa para um crescimento econômico sustentável somente a curto prazo, como se observou à posteriori. Além disso, com o intuito de conter a valorização do câmbio em 2010, o governo exerceu forte pressão sobre a autoridade monetária para que se desse início a uma forte desvalorização cambial, aumentando com isso as exportações. Entretanto, com a redução de juros e o desestímulo à poupança, aliada a um câmbio desvalorizado, as pressões inflacionárias tornavam-se cada vez mais ameaçadoras. No entanto, o governo prevaleceu com políticas como o gerenciamento de preços sobre combustível e energia elétrica, gerando uma redução a curto prazo nos custos de produção (especialmente da indústria), que foi revertido em redução nos preços e com as já usuais políticas de incentivos ao consumo, aumentaram a circulação dos meios de pagamento de maior liquidez, ocasionando um crescimento de 1,5% do PIB no segundo trimestre, em relação ao trimestre anterior. No entanto, este cenário se inverteu no terceiro trimestre com uma queda de 0,5% no terceiro trimestre, apesar de o consumo das famílias ter aumentado em 1% neste mesmo período. À partir deste momento, observa-se uma tendência decadente do consumo como fator fundamental do desempenho econômico. O último trimestre de 2013 foi marcado por um crescimento de 0,7% do PIB, em conjunto com um crescimento de 0,7% no consumo



das famílias e 0,8% no consumo do governo. Dado a sazonalidade do período, o consumo das famílias encontra-se em um nível muito inferior ao observado em anos anteriores, tendo o consumo do governo desempenhado um papel importante para a expansão do PIB no curto prazo, além da participação dos agregados mais líquidos no estímulo ao produto. Neste momento já são observados claramente o desfalecimento dos pilares macroeconômicos, com o Bacen assumindo o papel integral de “garantidor da liquidez”, em detrimento de alta inflação. O final do primeiro governo Rousseff é marcado pela negligência com a inflação e o aumento do déficit público. Em 2015 a expectativa de inflação segue acima de 8%, muito superior ao teto da meta de 6,5% mantido pela autoridade monetária.

## 5. CONCLUSÕES

Conforme o presente estudo aponta, existem evidências que apontam para a importância dos agregados de maior liquidez no crescimento econômico brasileiro. Apesar disso, no período anterior a 2006, pode-se concluir que a autonomia relativa do Bacen, não impõe restrições na execução de uma política monetária comprometida com a estabilização de preços a curto e longo prazo.

O modelo auto-regressivo de valor limite endógeno demonstrou uma mudança no comportamento dos agregados monetários de uma maneira geral, mas em especial nos agregados de maior liquidez há uma característica explosiva das séries, e em particular em M1, nota-se uma estacionariedade do agregado no segundo regime. A análise do agregado de maior liquidez na economia torna-se muito mais particular, desta forma, por induzir à ideia de que o agregado tem uma influência mais direta sobre o PIB. No entanto, as possíveis razões levantadas nesta análise para os anos de maiores mudanças observadas na dinâmica dos agregados monetários são bastante heterogêneas. A princípio, fatores como a conjuntura externa são mais relevantes em 2002, ao passo que em 2006, 2010 e 2013, há algumas evidências que corroboram com a premissa de que a autoridade monetária foi se tornando cada vez mais subjugada às decisões políticas e ao planejamento econômico do governo.

Finalmente, muito embora os agregados de menor liquidez também apresentem mudança de regime, faz-se muito necessário entender que nos últimos anos 15 anos, a economia foi constantemente estimulada via aumento do poder de consumo da população, e por isso se torna mais evidente que os agregados de maior liquidez demonstram uma ligação mais forte

com o comportamento do PIB. Em suma, o que se foi posto em discussão neste tópico é a forma como os meios de pagamento sofreram expansão. Os agentes componentes das políticas econômicas, embora não tenham sofrido grandes alterações institucionais de maneira formal, desempenharam papéis muito distintos ao longo do período analisado, tornando-se evidente, ao final deste período o enfraquecimento de importantes componentes integrantes da estabilidade econômica, como o regime de metas para a inflação e a Lei de Responsabilidade Fiscal, em detrimento de uma política econômica mais intervencionista, mais centralizadora e menos exitosa no alcance de seus próprios objetivos.

## REFERÊNCIAS

- \_\_\_\_\_, The role of the Monetary Policy. **The American Economic Review**, v.58,1968.
- ALESINA,D.;SUMMERS,LH. Central Bank Independence and Macroeconomic Performances. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 25, n. 2, p. 151-162, 1993.
- ANDREWS,D.W.K.; PLOBERGER,W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Econometrica**, v.62,n.6 p.1383-1414,1994.
- BARRRO,R.; GORDON,D. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. **Journal of monetary economics**, v.12,p.101-121,1983.
- BERGER,H.; WOITEK,U. Further Observations on the Political Business Cycle in German Monetary Aggregates. **Working Papers in Economics**, University of Glasgow, Glasgow, n.9902,1999.
- CANER,M;HANSEN,B. Threshold autoregression with a unit root. **Econometrica**,v.69,p.1555-1596,2001.
- CHAN,K.S. Percentage points of likelihood ratio tests for threshold autoregression. **Journal of the royal statistical society, series B**, v.53,p.691-696,1991
- DAVIES,R.B. Hypothesis testing when a nuisance parameter is presente only under the alternative. **Biometrika**, v.74,p.33-43,1987.
- FIALHO,T. Testando a evidência de ciclos políticos no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v.51,n.3,1997.
- FRIEDMAN,M. Should there be an independente monetary authority? In: \_\_\_\_\_, **Dollars and Déficits**. Englewood Cliffs: Prentice Hall,1968.
- GONÇALVES,C.E;FENOLIO,F.R. Ciclos Eleitorais e Política Monetária Evidências Para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC. **Anais...**, Recife,2007.

HANSEN,B. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis.**Econometrica**,v.64,p.413-430,1996.

KYDLAND,F.;PRESCOTT,E. Rules Rather Than Discretion.**The Journal of Political Economy**,v.85,p.473-492, 1977.

MENDONÇA,H. A Teoria da Credibilidade da Política Monetária. **Revista de Economia Política**,v.22,n.3,p.87,2002.

MUTH,J.F. Rational Expectations and the Theory of Price Movements.**Econometrica**,v.29,n.3,p.315-335

NORDHAUS,W.D. The Political Business Cycle. **The Review of Economic Studies**.v. 42, n. 2,p.169-190,1975.

ROGOFF,K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. **The Quarterly Journal of Economics**,1985.

SIMONASSI, A. G.; SILVA, J. H. FÉLIX;ARRAES,R. Dinâmica da taxa de câmbio no Brasil sob o regime de câmbio flutuante. **Revista Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**, v. 42, p. 295-309, agosto, 2012.

TAYLOR,J.B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester conference series on public policy**, Elsevier, 1993.

WALSH,C.E.Optimal Contracts for Central Bankers. **The American Economic Review**,v.85,p.150-167,1995.