



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN
MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA - MPE

RUBENS GUSTAVO NOCRATO ROCHA

**A LIQUIDEZ DA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DA EVOLUÇÃO EM
UM CENÁRIO DE CRISE FINANCEIRA E DE CALENDÁRIO ELEITORAL NO
PERÍODO 1995-2014**

FORTALEZA

2014

RUBENS GUSTAVO NOCRATO ROCHA

**A LIQUIDEZ DA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DA EVOLUÇÃO EM
UM CENÁRIO DE CRISE FINANCEIRA E DE CALENDÁRIO ELEITORAL NO
PERÍODO 1995-2014**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – Mestrado Profissional – da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Orientador: Prof. Dr. Andrei Gomes Simonassi

FORTALEZA

2014

RUBENS GUSTAVO NOCRATO ROCHA

**A LIQUIDEZ DA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DA EVOLUÇÃO EM
UM CENÁRIO DE CRISE FINANCEIRA E DE CALENDÁRIO ELEITORAL NO
PERÍODO 1995-2014**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – Mestrado Profissional – da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Data de Aprovação: **29 de agosto de 2014**

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Andrei Gomes Simonassi (Orientador)
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Ronaldo de Albuquerque e Arraes
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares
Universidade Federal do Ceará – UFC

AGRADECIMENTOS

A Deus, que me ilumina e me guia para eu conseguir realizar meus sonhos.

Ao meu filho Gustavo Nocrato, minha fonte de energia, que me dá força todos os dias.

A minha esposa Rafaely Nunes, pela paciência e compreensão no decorrer deste curso.

Aos meus pais, pelos ensinamentos, carinho e amor que recebo sempre.

A minha tia e madrinha Dra. Ana Lúcia Nocrato, por ser um exemplo a seguir e pelo incentivo aos estudos.

Ao Prof. Dr. Andrei Simonassi, pela orientação e dedicação para a realização deste trabalho.

Aos meus colegas de mestrado, em especial aos colegas Delinda Almeida, Marcel Oliveira e Ricardo Dias, companheiros de equipe.

RESUMO

O presente trabalho analisa a dinâmica da liquidez da economia brasileira no período de janeiro/1995 a junho/2014, considerando os possíveis efeitos das crises internacionais e de calendário eleitoral sobre os meios de pagamento disponíveis. Aplicando um modelo autorregressivo com valor limite endógeno aos dados das séries temporais de moedas e créditos buscadas no Banco Central do Brasil, foram obtidas estimativas que permitem inferir que a dinâmica da liquidez da economia segue uma tendência explosiva e que, muito embora não esteja consistentemente relacionada a choques de crises internacionais e de cenário político, a sensibilidade desses agregados monetários aos choques macroeconômicos é perceptível apenas em seus meios com maior liquidez, os quais apresentaram mudança de regime no período estudado. Em conjunto, os resultados sugerem ainda que a situação econômica esperada no longo prazo é estável e que são fracos os indícios de que a liquidez da economia seja afetada pelo calendário eleitoral.

Palavras-Chaves: Liquidez. Economia Brasileira. Mudança de Regime. Calendário Eleitoral. Crises Internacionais.

ABSTRACT

This paper analyzes the Brazilian economy liquidity dynamics from January 1995 and June 2014, taking into consideration the possible effects of international crisis and elections around available payment vehicles. Applying an endogenous threshold autoregressive model of cash time series and credits from Brazilian Central Bank, estimates were captured so that allows conclude that the economic liquidity dynamic given that tends to explode, however is not tied to the international crisis and the political scenario, the sensitivity around macroeconomics scenarios is perceived among its vehicles with more liquidity which shows regime change to the studied time. The results show that it is expected a stable economic scenario in long term and that there is a very low probability that the economy liquidity will be affected by the elections.

Keywords: Liquidity. Brazilian Economy. Regime Change. Elections. International Crisis.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Evolução da taxa de crescimento do M1 entre janeiro/1995 e junho/2014.....	21
Gráfico 2 - Evolução da taxa de crescimento do M2 entre janeiro/1995 e junho/2014.....	21
Gráfico 3 - Evolução da taxa de crescimento do M3 entre janeiro/1995 e junho/2014.....	22
Gráfico 4 - Evolução da taxa de crescimento do M4 entre janeiro/1995 e junho/2014.....	22
Gráfico 5 - Evolução da taxa de crescimento do M1 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados.....	23
Gráfico 6 - Evolução da taxa de crescimento do M2 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados.....	23
Gráfico 7 - Evolução da taxa de crescimento do M3 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados.....	23
Gráfico 8 - Evolução da taxa de crescimento do M4 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados.....	24
Gráfico 9 - Evolução do M1 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014).....	43
Gráfico 10 - Evolução do M2 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014).....	43
Gráfico 11 - Evolução do M3 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014).....	44
Gráfico 12 - Evolução do M4 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014).....	44
Gráfico 13 - Evolução da taxa de crescimento do M1 em anos de eleições municipais.....	44
Gráfico 14 - Evolução da taxa de crescimento do M2 em anos de eleições municipais.....	45
Gráfico 15 - Evolução da taxa de crescimento do M3 em anos de eleições municipais.....	45
Gráfico 16 - Evolução da taxa de crescimento do M4 em anos de eleições municipais.....	45
Gráfico 17 - Evolução da taxa de crescimento do M1 em anos sem eleições.....	46
Gráfico 18 - Evolução da taxa de crescimento do M2 em anos sem eleições.....	46
Gráfico 19 - Evolução da taxa de crescimento do M3 em anos sem eleições.....	46
Gráfico 20 - Evolução da taxa de crescimento do M4 em anos sem eleições.....	47

Gráfico 21 - Evolução do M1 em anos sem eleições (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014).....	47
Gráfico 22 - Evolução do M2 em anos sem eleições (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014).....	47
Gráfico 23 - Evolução do M3 em anos sem eleições (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014).....	48
Gráfico 24 - Evolução do M4 em anos sem eleições (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014).....	48

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Resultados do modelo para M1.....	31
Tabela 2 - Testes de Raiz Unitária para M1.....	32
Tabela 3 - Resultados do modelo para M2.....	33
Tabela 4 - Testes de Raiz Unitária para M2.....	33
Tabela 5 - Resultados do modelo para M3.....	34
Tabela 6 - Testes de Raiz Unitária para M3.....	34
Tabela 7 - Resultados do modelo para M4.....	35
Tabela 8 - Testes de Raiz Unitária para M4.....	35
Tabela 9 - Observações no regime 2 para o M1 e M2.....	36
Tabela 10 - Evolução dos meios de pagamento – Média de valores anuais (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014).....	49

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	10
2	REVISÃO DE LITERATURA.....	14
2.1	A liquidez da economia.....	14
2.2	Crises financeiras.....	15
2.3	Ciclos políticos eleitorais.....	16
3	EVIDÊNCIA EMPÍRICA.....	21
4	METODOLOGIA.....	26
4.1	Base de dados.....	26
4.2	Metodologia econométrica.....	26
4.2.1	<i>Dinâmica dos agregados monetários.....</i>	28
4.2.2	<i>Raiz unitária em modelos não lineares.....</i>	29
5	RESULTADOS.....	31
6	CONCLUSÃO.....	38
	REFERÊNCIAS.....	40
	APÊNDICES.....	43

1 INTRODUÇÃO

O estudo da evolução da liquidez da economia em uma determinada época mostra-se bastante relevante, de forma que a presença de maiores níveis de liquidez no mercado financeiro poderá indicar maior solidez macroeconômica, o que interfere na recuperação diante de uma recessão, caracterizando, assim, uma maior confiança no mercado acionário de um país. Por outro lado, a averiguação de oscilações na liquidez indica que aquela economia poderá sofrer impactos de fatos econômicos, políticos e sociais.

Conforme Amihud e Mendelson (1986), a liquidez é um atributo fundamental do mercado financeiro devido ao seu impacto nos custos de transação e no comportamento dos investidores. As condições econômicas e de mercado, também, podem afetar o comportamento da liquidez, no sentido de que em períodos de crise financeira elas podem ser severas e a liquidez pode declinar ou desaparecer (CHORDIA; SARKAR; SUBRAHMANYAN, 2005).

O tema crise financeira ganhou maior complexidade em face do fenômeno da globalização. Com efeito, nos governos e mercados do mundo, cada vez mais, cresce a interdependência econômica, trazendo novas variáveis ao equilíbrio que é imprescindível para o bom funcionamento do sistema financeiro.

A atuação do governo é uma importante variável na dinâmica das crises financeiras, visto que pode manipular seus instrumentos de controle da política monetária, incentivando investimento em ativos de baixa ou alta liquidez. Assim, especulações e variações no valor do crédito na economia poderão ser consequência do endividamento do Estado, como também, a inflação em alta poderá comprometer o planejamento da economia, fazendo com que a liquidez seja reduzida e os investimentos somente atrativos no curto prazo.

Para o período analisado, o cenário econômico mundial foi marcado pela crise internacional que ocorreu em 2008, iniciada no mercado de hipotecas imobiliárias de alto risco nos Estados Unidos, que desencadeou uma redução do crédito global, levando a perdas financeiras vultosas, à falência de grandes instituições financeiras, de fundos de investimento e de seguradoras, e a crises econômicas de vários países. O Brasil também sentiu os efeitos da crise, mas apresentou uma taxa de recuperação rápida, se comparada com as economias

desenvolvidas, devido a vários fatores, como o crescimento do mercado interno, o sólido sistema financeiro e a rapidez das ações do governo¹.

Em relação ao calendário eleitoral, mostra-se que ciclos eleitorais ou ciclos políticos eleitorais têm se relacionado substancialmente com a política e a economia, segundo estudos nos últimos anos, de forma que, ao examinar essa inter-relação, compreende-se que fatores políticos podem influenciar significativamente nos caminhos que é exposta a economia, com viés a sofrer uma instabilidade estrutural.

Não obstante a teoria convencional dos ciclos econômicos costumar atribuir as flutuações da economia a choques exógenos (monetários ou reais) ou à instabilidade estrutural das economias, várias pesquisas têm procurado vinculá-las também a fatores políticos, segundo Fialho (1997).

Na vertente desse estudo, destaca-se o clássico trabalho publicado por Downs (1957), no qual se encontra a formalização dos interesses de partidos políticos em busca do poder ou em mantê-lo, tentando maximizar o bem estar da sociedade, afetando a economia, quando se observa suas flutuações a curto prazo.

Na mesma linha, Nordhaus (1975) acrescentou na literatura econômica a teoria dos ciclos políticos eleitorais, cujo foco está no comportamento político oportunista, visando à manutenção do poder mediante a maximização dos votos.

Diante dessa exórdia, a forma de como um Governo é eleito e toma as suas decisões passou a ser tema em estudos de economia política. O fato de que os políticos se preocupam em conquistar ou em manter o poder desperta o interesse pela pesquisa do tema.

Vários autores do assunto acreditam que o ciclo eleitoral pode ser explicado ao verificar em períodos eleitorais as oscilações da economia, no sentido de que os políticos criam condições favoráveis na expectativa de receberem a devida retribuição por parte dos eleitores, o sufrágio. Mas que, posteriormente às eleições, a economia retorna àquele estado, ou pior.

Para tanto, os estudos que encampam o tema analisaram o comportamento de variáveis macroeconômicas, selecionadas de acordo com o aprofundamento do autor, em períodos pré ou pós eleitorais, de modo que suas

¹ Conforme Vasconcellos e Garcia (2008).

mudanças poderiam sugerir influência na popularidade do governo e no resultado das urnas.

No Brasil, o marco da pesquisa acerca da matéria foi iniciado pelo trabalho de Fialho (1996), realizado em todas as esferas de governo (Federal, Estadual e Municipal) e corroborado por testes empíricos para existência dos ciclos político-econômicos.

Seguindo essa linha, o presente trabalho tem como objetivo analisar a performance de variáveis macroeconômicas do Brasil em tempos de crises financeiras internacionais e de calendário eleitoral, com foco na suposição de que essas adversidades financeiras ou ciclos eleitorais podem exercer influência no planejamento de cenários econômicos, o que atinge a liquidez da economia.

Dessa forma, com esperança de encontrar pontos de inflexão nas séries da política monetária, este estudo utilizará como banco de dados as séries temporais de moedas e créditos, especificamente, os meios de pagamento, buscados no sítio do Banco Central do Brasil (BCB)². Assim, o período de análise está compreendido entre 1995 e 2014, com a frequência mensal e saldos dos valores em final de período.

Segundo a Nota Técnica nº 3 do BCB, os agregados monetários continuam sendo instrumentos importantes para o acompanhamento dos efeitos da política, tanto como indicadores de liquidez, quanto como indicadores de captações internas de recursos, por parte do sistema emissor, para multiplicação de crédito no país, mesmo em modelos de política monetária que privilegiam o controle de taxas de juros³.

No caso sob exame, o progresso dessas variáveis (M1, M2, M3 e M4) será utilizado, considerando que a possibilidade de mudança de regime em períodos

² Impende frisar que nessa base de dados é que se encontram os agregados monetários M1, M2, M3 e M4, cujas definições seguem abaixo, conforme o Banco Central do Brasil (http://www.bcb.gov.br/sddsp/ctasanal_setbanc_p.htm; Acesso em: 20 out. 2013):

- M1 compreende os passivos de liquidez imediata. É composto pela moeda em poder do público (papel-moeda e moeda metálica) e pelos depósitos à vista no sistema bancário. É o total de moeda que não rende juros;

- M2 engloba, além do M1, os depósitos para investimento e as emissões de alta liquidez realizadas primariamente no mercado interno por instituições depositárias, as que realizam multiplicação de crédito;

- M3 inclui o M2 mais as captações internas por intermédio dos fundos de investimento classificados como depositários e a posição líquida de títulos registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic), decorrente de financiamento em operações compromissadas;

- M4 engloba o M3 e os títulos públicos de alta liquidez.

³ Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/notastecnicas/port/2001nt03Meiospgtop.pdf>>, Acesso em: 06 jul. 2014.

pré-eleitorais e de crises financeiras poderá sugerir algum efeito político, no entanto, importante destacar que o estudo em relevo está apenas analisando a dinâmica dos meios de pagamento, entre tantas variáveis macroeconômicas que se inserem no contexto da matéria.

No que tange à metodologia, o exame econométrico da base de dados, a fim de buscar evidências empíricas que sinalizem variação de padrão, utilizará um modelo de vetores autorregressivos (VAR), com valor limite endógeno, desenvolvido por Caner e Hansen (2001), o qual permite verificar se há alteração de regime, mediante teste de linearidade, e se há estacionariedade da evolução das variáveis ou tendência explosiva.

Com o fim de atingir os objetivos desta pesquisa, este trabalho está organizado em seis seções, da seguinte forma: além desta introdução, a próxima seção apresenta a revisão da literatura sobre a liquidez da economia, crises financeiras e ciclos políticos eleitorais; logo em seguida, a terceira seção mostra a evidência empírica que levou ao presente estudo; a quarta seção demonstra a metodologia e os dados aplicados; a quinta seção concentra os resultados do modelo econométrico estimado e uma análise; por derradeiro, a sexta seção expõe a devida conclusão.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 A liquidez da economia

Diversos estudos foram realizados com o intuito de compreender melhor a influência da liquidez no mercado financeiro, dada a sua grande relevância, visando investigar algum nexo causal entre a sua evolução e a economia ao longo do tempo.

Na definição de Keynes (1973), a liquidez é a capacidade de realização imediata sem perda, o que sugere que o grau de liquidez de um ativo depende dos custos de transação e do lapso temporal esperados em caso de liquidação. Em sua teoria geral, formulou a proposição da preferência pela liquidez, na qual considera que a taxa de juros é a recompensa por se abrir mão de liquidez, em relação aos ativos moeda e títulos. A moeda é uma forma de riqueza e a taxa de juros é o preço que norteia a escolha entre forma líquida e ilíquida de riqueza.

A liquidez da economia pode ser entendida, em termos gerais, como a facilidade com a qual o dinheiro pode ser convertido em ações ou a ação pode ser convertida em dinheiro, segundo Amihud e Mendelson (2000). Para Liu (2006), a liquidez é a habilidade de negociar uma grande quantidade de ativos rapidamente ao preço corrente de mercado e a um baixo custo.

Eisfeldt (2004) assevera que a liquidez de mercado depende das condições econômicas, o que é evidenciado pela variação do *spread* entre ativos líquidos e ilíquidos ao longo dos ciclos de negócios e pelo fato de as crises de liquidez estarem associadas a períodos de recessão econômica, da mesma forma que Chordia, Sarkar e Subrahmanyam (2005) sustentam que em períodos de crise financeira as condições de mercado podem ser severas e a liquidez pode declinar ou desaparecer.

Na lavra de Pasquariello (2008), em períodos de crise financeira, países economicamente desenvolvidos e países emergentes são afetados por movimentos de queda repentina e acelerada no preço das ações, no valor de mercado da moeda, na inversão do fluxo de capital e na queda ou extinção da liquidez dos ativos, de forma que comprometem as negociações no mercado financeiro e acionário.

2.2 Crises financeiras

As crises financeiras são originadas, geralmente, pelo comportamento irracional dos agentes de mercado ou por intervenções dos governos, desencadeando interrupção da alta dos preços de ativos, corrida para a retirada dos depósitos bancários, restrição do crédito e diminuição do patrimônio de instituições financeiras, fazendo com que os preços dos papéis com média e alta liquidez caiam e prejudiquem o fornecimento de crédito para a economia.

Para Vasconcellos e Garcia (2008), a formação da “bolha especulativa” e sua posterior explosão, que mergulhou a economia norte-americana na pior crise desde a Grande Depressão dos anos 1930, são um exemplo clássico de flutuações da atividade econômica (ciclos econômicos) provocados por variações da demanda agregada. Com o estouro da “bolha”, precipitado pela quebra do Lehman Brothers, um dos mais importantes e tradicionais bancos de investimento do mundo, em setembro de 2008, o mercado de crédito mundial ficou paralisado ao assistir a quedas vertiginosas dos valores das ações e dos ativos imobiliários.

Os autores afirmam que o Brasil, por sua vez, também sentiu os efeitos da crise. Não se envolveu diretamente no mercado *subprime*, pois a taxa Selic, lastreada em títulos públicos federais de alta liquidez, fez com que o investidor não aplicasse no mercado internacional, porque o retorno aqui era melhor do que o externo. Mas, como qualquer economia integrada no mercado mundial, a economia brasileira sentiu os efeitos da crise com maior intensidade a partir de setembro de 2008. A restrição externa afetou o crescimento do PIB, que teve uma queda de -0,6% em 2009, levando o governo a anunciar diversas medidas para reverter o cenário recessivo. O Banco Central atuou de forma a prover liquidez ao sistema financeiro, por meio de iniciativas tais como a redução da taxa de juros Selic e a diminuição do nível de compulsório exigido aos bancos comerciais, elevando o crédito ao setor privado.

Nesse sentido, Dias (2010) assevera que o cenário econômico no Brasil não se mostrou tão degradado como em outros países. Isso ocorreu porque o desenho institucional do Sistema Financeiro Nacional é devidamente organizado e regulado. Os grandes bancos nacionais não sofreram riscos de quebra, apenas algumas empresas não financeiras que se arriscaram em operações demasiadamente especulativas sofreram grandes choques. Para remediar os efeitos

da crise, o governo brasileiro adotou uma série de medidas claramente keynesianas, sobretudo por meio de uma política fiscal anticíclica. Destarte, a crise de 2008 levou o mundo tanto a repensar o próprio papel do Estado na economia quanto à necessidade de re-regular os sistemas financeiros domésticos, reestruturar o sistema financeiro mundial e intervir na economia por meio de políticas econômicas, sobretudo as fiscais, sendo o Brasil a prova empírica de tais afirmações.

Costa (2014), por seu turno, mostra que, apesar de não estar diretamente exposto ao problema dos créditos *subprime*, o mercado bancário nacional passou por momentos conturbados após a quebra do Lehman Brothers, sendo que o choque ocorreu de forma diferenciada aos *players* do mercado nacional, de modo que algumas instituições financeiras passaram por forte restrição de recursos, ao passo que outras receberam um volume acentuado de depósitos. Nos resultados do autor acima, destacaram-se dois pontos: a elasticidade do crédito empresarial aos depósitos é diferente entre os grupos de bancos que têm aumento ou diminuição dessa forma de *funding*, fato consistente com os modelos que preveem que os agentes tendem a manter mais liquidez em um contexto de incerteza sistêmica; com a escassez de recursos externos e do mercado de capitais nacional após a quebra do Lehman Brothers, as grandes empresas tiveram que recorrer ao segmento bancário e, na disputa pelos recursos oriundos dessa fonte, levaram vantagem comparativa em relação às pequenas e médias empresas.

2.3 Ciclos políticos eleitorais

A literatura sobre ciclos políticos aborda, na maioria dos casos, a manipulação do desempenho da economia pelos políticos visando obter melhores resultados nas eleições, o que demonstra que há relação entre o comportamento de algumas variáveis macroeconômicas e o calendário eleitoral.

O oportunismo na política econômica surge quando os objetivos de seus formuladores entram em conflito com o bem-estar da população. Alguns economistas receiam que os políticos venham a fazer uso da política macroeconômica para fomentar seus interesses eleitoreiros pessoais. Se os cidadãos votam com base nas condições econômicas predominantes na ocasião das eleições, os políticos têm um incentivo para adotar políticas econômicas que

farão com que a economia aparente estar bem durante os anos de eleição (MANKIW, 2012).

Tal debate apoia-se tanto na teoria econômica da democracia elaborada por Downs (1957), na qual os partidos políticos são entendidos como agentes maximizadores de preferências eleitorais na competição de obter ou manter o poder, quanto na perspectiva Schumpeteriana de classificação dos formuladores de política econômica como empresários maximizadores de votos⁴.

Downs (1957), mediante seu trabalho, originou essa vertente da literatura econômica, na qual se encontra a formalização dos interesses dos partidos políticos em busca da eleição, a fim de maximizar os votos, assim afirma que a formulação de políticas é racional, no sentido de ser eficientemente planejada para alcançar seus objetivos econômicos ou políticos.

Enquanto que os eleitores, segundo assevera o autor, procuram maximizar a sua utilidade, de forma a obter com o seu voto melhores condições concretas. Nessa linha, os cidadãos atuam racionalmente em política, votando em quem acreditam que lhes proporcionará mais benefícios.

Observa-se que, pela lógica de Downs, existe um certo jogo de interesses entre candidatos e eleitores, pois aqueles que terão mais chances de sair vitoriosos, ou seja, que receberão mais votos, são os que aumentarem o bem-estar (utilidade) da sociedade, ofertando bens, quando estabelecerem programas e formularem promessas.

Posteriormente, Nordhaus (1975), tomando por base o modelo de Downs (1957), verificou a relação do comportamento de variáveis macroeconômicas e a política, denominando de ciclo político-econômico. Para tanto, fundamentado na teoria da Curva de Phillips, salientou que em períodos anteriores às eleições há uma redução na taxa de desemprego e uma elevação na taxa de inflação, caracterizando, assim, um crescimento econômico, mas que, ao final do lapso eleitoral, a política é descartada e se revelaria uma recessão.

O modelo acima demonstra flutuações econômicas de curto prazo, apontando manipulações nas ferramentas da política econômica. Segundo Borsani (2003), a proximidade das eleições leva o governo a adotar políticas que visem atender a maior parte das preferências do eleitorado, ampliando, às vésperas de um

⁴ De acordo com Borsani (2003)

período eleitoral, as políticas que estimulem o crescimento econômico e diminuam os níveis de desemprego. As políticas utilizadas são comumente norteadas pela expansão do gasto público e pela emissão monetária.

Hibbs (1977) seguiu na mesma linha fundamentada por Nordhaus (1975), também com a Curva de Phillips, mas acrescentou em seu trabalho o componente ideológico na formulação de decisões políticas. Nesse contexto, entendeu que os governos direcionam suas ações em prol das demandas da classe social que lhes proporcionam maior sustentação política.

Dessa forma, o autor sugere que existem diferentes interesses entre os partidos de esquerda e de direita. Para aqueles, o foco maior é na questão do desemprego, tentando minimizá-lo, enquanto que para os partidos de direita a preocupação maior é com a redução da inflação. Assim, surgem os grupos que apoiam os partidos, sendo a questão da diminuição do desemprego prioritária para os que colaboram com a esquerda, ou seja, mormente a população de baixa renda. Já o fator que gera grande interesse por parte dos trabalhadores de alta renda é a redução da inflação.

Para Tufte (1978), o comportamento eleitoral dos agentes está ligado à situação em que a economia atravessa no momento em que ocorrem as eleições. Dessa forma, os políticos tentam atender às demandas do seu eleitorado para aumentar as chances de permanecer no poder. A análise realizada, quantitativa e qualitativa, com os mais diversos tipos de dados (p.ex. indicadores macroeconômicos, documentos do governo, pesquisas) identificou um padrão nos ciclos econômico-políticos que mostra o crescimento da renda disponível em anos eleitorais e uma queda em anos que não ocorrem eleições. Além disso, a taxa de desemprego apresenta uma queda em anos eleitorais.

Ao incorporar expectativas racionais na análise, Rogoff e Sibert (1988) e Rogoff (1990), no modelo teórico, demonstram que os ciclos políticos emergem a partir da assimetria de informações, no sentido de ajudar os fins eleitoreiros, uma vez que sinaliza para o governante a possibilidade de omitir dados que possam comprometer o seu nível de competência. Assim, em períodos eleitorais, por suposto, o governo manipula algum indicador de desempenho, fazendo com que a sua gestão e, por consequência, a sinalização de sua competência sejam favoráveis a um resultado positivo nas urnas.

Numa nova perspectiva, Alesina (1987) e Alesina e Sachs (1988), com apoio no modelo de Hibbs (1977), apresentaram a existência de um comportamento dos eleitores norteado por expectativas racionais, no qual confirmam a hipótese de viés político na escolha do planejamento de políticas econômicas, mas com diferenças entre os objetivos de cada partido.

Alesina (1987), além da redução da inflação ou da minimização do desemprego, frisa também o lapso temporal na política, de modo que, no curto prazo, observa-se as diferenças na sua aplicação que poderia beneficiar, claramente, certos grupos da sociedade. Por outro lado, no longo prazo, a sociedade inteira seria beneficiada, predominando uma certa neutralidade política, e os partidos de esquerda e de direita se comportariam de forma semelhante, o que caracterizaria uma redução no ciclo político.

No Brasil, merecem destaque os resultados encontrados por Fialho (1997), para os quais foi examinada a validade da hipótese de ciclos políticos como uma explicação para a política econômica brasileira, através de um modelo de séries temporais, utilizando variáveis macroeconômicas e tomando como base dados do período de 1953 a 1995.

A autora revelou que em períodos pré-eleitorais a taxa de crescimento do Produto Interno Bruto real (PIB real) e a política monetária (oferta real de moeda) mostraram efeitos estatisticamente significativos, de forma que são afetados de maneira positiva. Já para as taxas de inflação e de desemprego, não foi detectada evidência empírica de mudanças de comportamento, o que contraria o modelo de Nordhaus (1975).

Assim, Fialho (1997) conclui que a tendência cíclica, verificada na economia brasileira em períodos eleitorais, resulta de uma política monetária expansionista, que acaba por influenciar no PIB real. Nesse sentido, os resultados empíricos indicam que o conceito de ciclo político pode propiciar uma explicação adicional para as flutuações verificadas na economia nacional, as quais são, em parte, determinadas exogenamente por fatores político-eleitorais.

Em um estudo mais atual, Arretche e Rodden (2004 *apud* AMORIM NETO; SIMONASSI, 2013) procuraram estimar a influência das estratégias eleitorais e legislativas do governo central na distribuição das transferências intergovernamentais, e avaliaram tanto hipóteses que tratam as transferências como

um instrumento para obtenção de votos quanto a estratégia utilizada pelo presidente para angariar apoio parlamentar.

A análise empírica desses autores, com dados desagregados por estado, objetivou verificar os fatores que influenciam as transferências correntes, as transferências não constitucionais ou voluntárias, e as transferências do FGTS, em três períodos (1991-2000, 1996-2000 e 1997-2000), concluindo que os presidentes brasileiros utilizam essas rubricas de gastos, sobretudo, como um instrumento de obtenção de apoio parlamentar, refutando, porém, a hipótese segundo a qual os governadores pertencentes à coalizão ou partido presidencial seriam beneficiados na distribuição desses recursos.

Nessa linha, Amorim Neto e Simonassi (2013) pesquisaram no Brasil, empiricamente, no período de 1985 a 2004, que o interesse por ganhar eleições, ocupar cargos no Poder Executivo e compor maioria no Legislativo determinam a alocação dos recursos públicos e/ou contribuem com os desequilíbrios fiscais e com o agravamento das desigualdades inter-regionais, utilizando, para esse fim, modelos econométricos com dados em painel e da técnica de estimação com variáveis instrumentais.

O resultado encontrado pelos supracitados pesquisadores mostrou que o federalismo representa um processo de barganha constitucional, e que nacionalmente a consecução dos objetivos políticos prepondera sobre os critérios de equidade: níveis mais elevados de transferência per capita estão associados à composição partidária-estadual das coalizões governativas, enquanto maiores investimentos em infraestrutura e desenvolvimento estão relacionados a um menor montante de recursos por habitante transferido a cada estado.

Diante do exposto nesta seção, pode-se observar que vários estudos enfatizam a influência do governo nas variáveis macroeconômicas, com o objetivo de manejar o cenário econômico, ou atingir o sucesso nas eleições, ou, ainda, de satisfazer algum outro interesse. Ao obter informação de quais variáveis são relevantes para a popularidade, a economia poderá ter seu curso alterado devido à manipulação por parte do governante.

O presente estudo, por sua vez, incorpora na matéria em tela novos elementos: um novo período (mais atual) e variáveis relacionadas à liquidez da economia (agregados monetários).

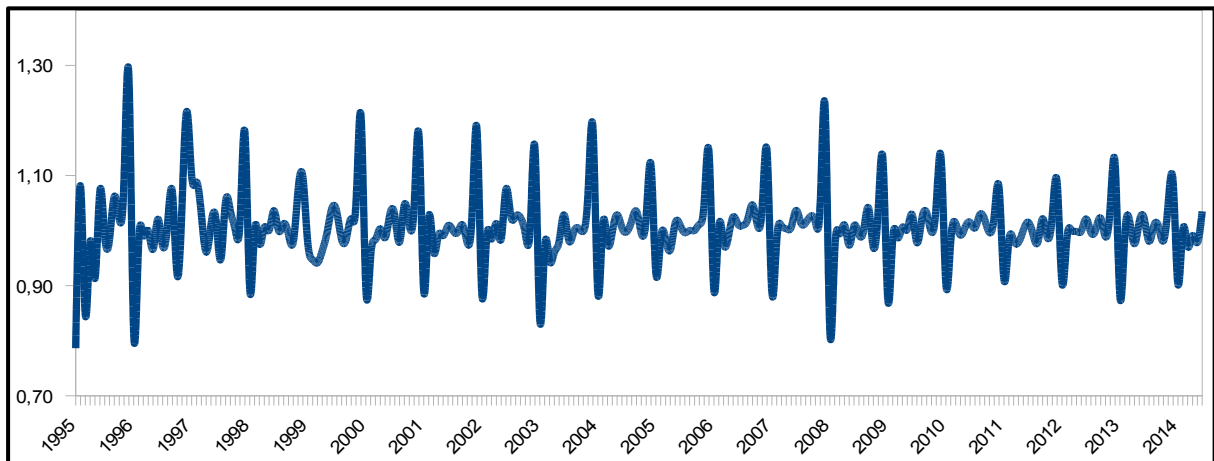
3 EVIDÊNCIA EMPÍRICA

A dissertação foi embasada na evidência empírica concernente à evolução dos agregados monetários M1, M2, M3 e M4, para o lapso temporal compreendido entre janeiro de 1995 e junho de 2014, aproximadamente 20 anos, além de abranger o período em que a moeda Real entrou em circulação no Brasil.

Esse intervalo escolhido para o exame econométrico se justifica pelo histórico da economia nacional que, no decorrer do período, apresentou as taxas de inflação mais baixas e a moeda estável, em comparação aos anos anteriores.

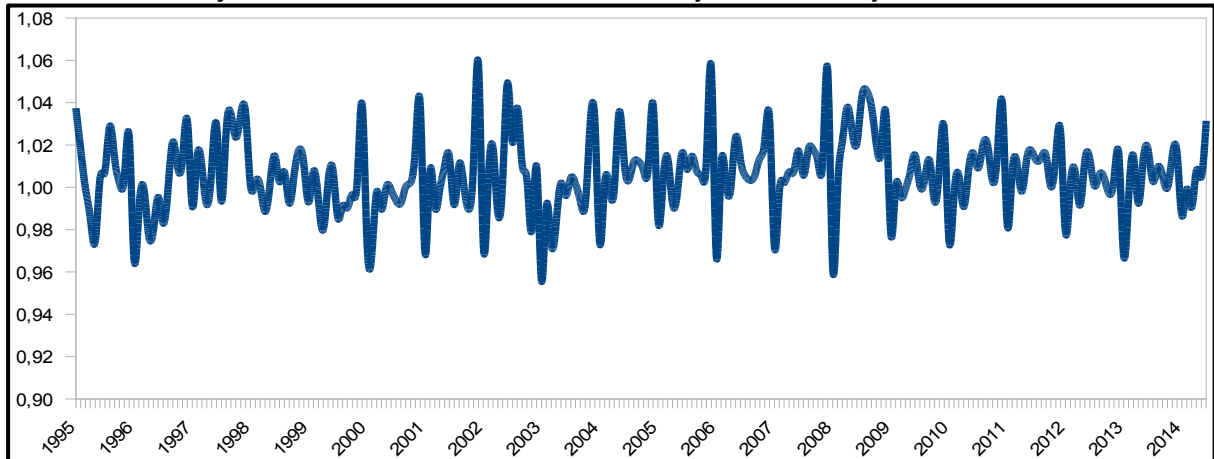
Os quatro gráficos abaixo explicitam a evolução da taxa de crescimento das séries temporais dos agregados monetários:

Gráfico 1 – Evolução da taxa de crescimento do M1 entre janeiro/1995 e junho/2014



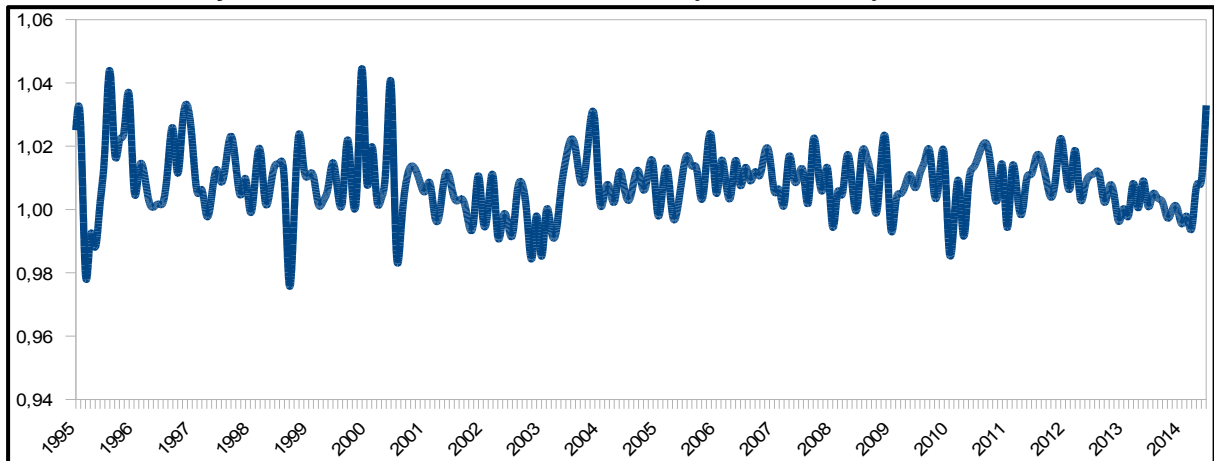
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 2 – Evolução da taxa de crescimento do M2 entre janeiro/1995 e junho/2014



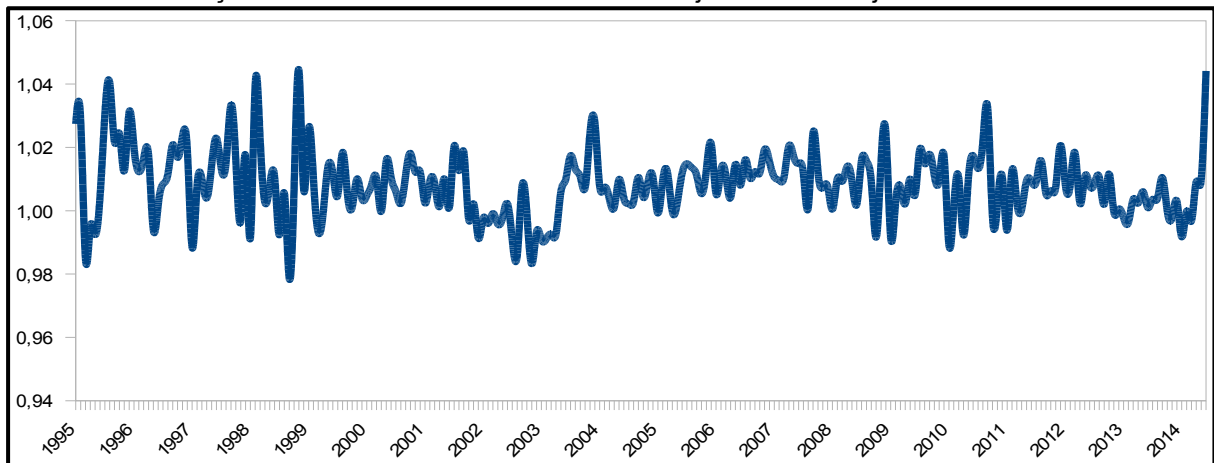
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 3 – Evolução da taxa de crescimento do M3 entre janeiro/1995 e junho/2014



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 4 – Evolução da taxa de crescimento do M4 entre janeiro/1995 e junho/2014

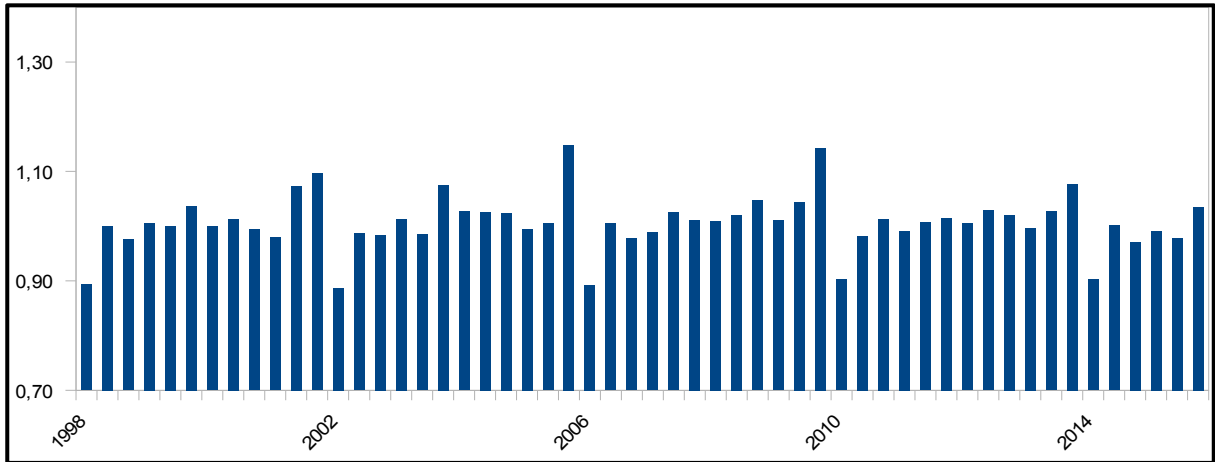


Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Numa primeira análise, verifica-se que os quatro meios de pagamento tendem a crescer no decorrer dos anos. A evolução do M1 destaca oscilações bem visíveis em alguns meses, mormente nos picos provocados no mês de dezembro, os quais podem ser explicados pela injeção de valores monetários na liquidez da economia, devido ao pagamento do 13º salário aos trabalhadores, como também por ser época de fim de ano.

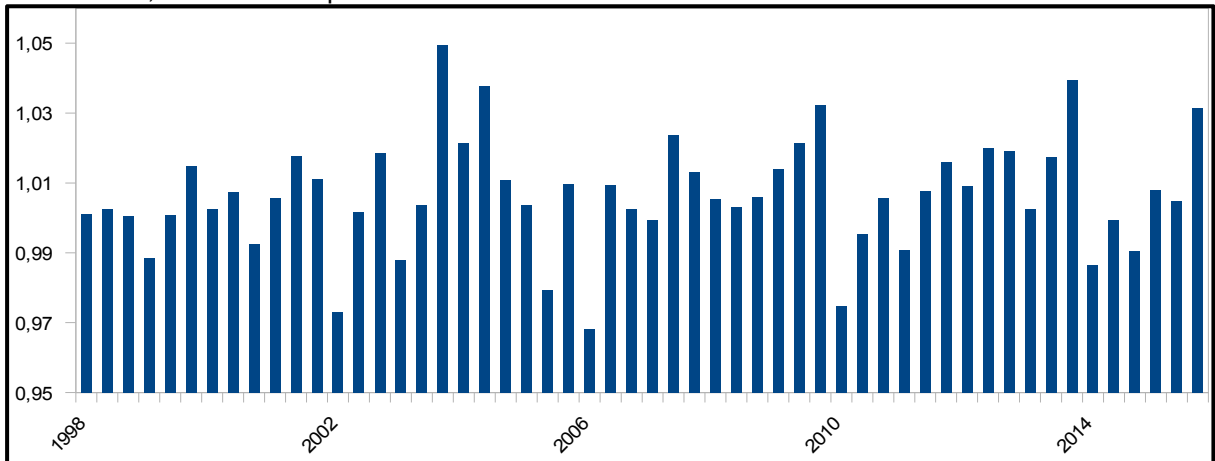
Com o intuito de averiguar alguma diferença na trajetória desses indicadores nos anos de calendário eleitoral, tomou-se como base de dados os anos que ocorreram eleições para os cargos de Presidente, Governador, Senador, Deputado Federal e Estadual, nesse mesmo intervalo. Assim, observou-se a taxa de crescimento dos seguintes anos: 1998, 2002, 2006, 2010 e 2014, conforme os gráficos a seguir:

Gráfico 5 – Evolução da taxa de crescimento do M1 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados



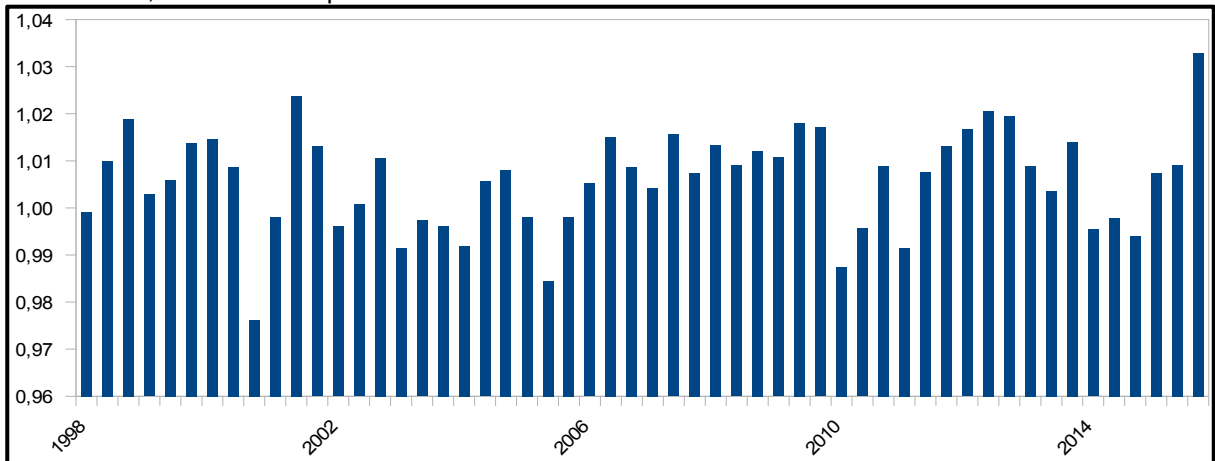
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 6 – Evolução da taxa de crescimento do M2 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados



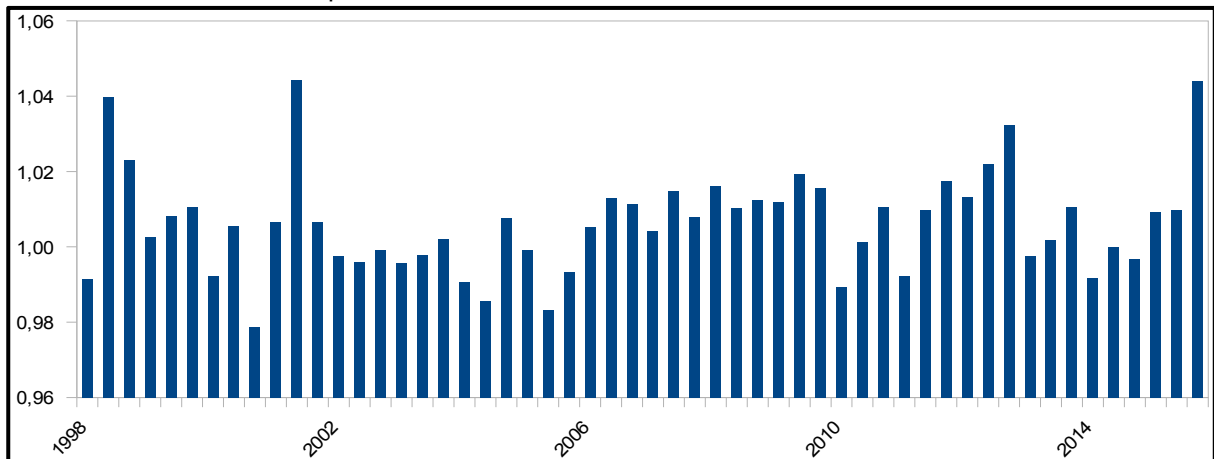
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 7 – Evolução da taxa de crescimento do M3 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 8 – Evolução da taxa de crescimento do M4 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Pelo exame dos gráficos acima, infere-se que há um comportamento diferente na trajetória das séries nos anos de calendário eleitoral, principalmente no segundo semestre, de modo que o M1 demonstrou uma tendência ao crescimento com poucas oscilações mês a mês, enquanto que o M2, M3 e M4 se portaram mais estáveis, com menor progresso, o que demonstra, dessa observação, uma diferenciação em relação à primeira análise, que constou todos os anos da amostra.

Salienta-se, também, a observação dos gráficos 9 a 12, conforme apresentado no Apêndice A, os quais demonstram a evidência da evolução das variáveis em valores reais de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014.

Na mesma linha, analisou-se os agregados monetários nos anos de calendário eleitoral municipal, no mesmo intervalo, compreendendo os anos de 1996, 2000, 2004, 2008 e 2012, nos quais se pode chegar à idêntica ilação, de acordo com os gráficos 13 a 16 no Apêndice A.

Por outro lado, para se ter maior confiança nessa dedução, observou-se também o progresso das variáveis nos anos sem eleições, para todos os entes: Federação, Estados e Municípios. Para isso, verificou-se nos anos: 1995; 1997; 1999; 2001; 2003; 2005; 2007; 2009; 2011; e 2013, a taxa de crescimento e os valores reais de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014, segundo os gráficos 17 a 20 e 21 a 24, apresentados no Apêndice A, respectivamente.

Constata-se, assim, que nesses anos que não coincidiram com o calendário eleitoral, para qualquer ente federal, o comportamento dos agregados monetários diferiram dos anos de eleição, no sentido de que o M1 apresentou oscilações por mês, enquanto que as outras variáveis seguiram com a tendência ao crescimento, igualando com o primeiro exame de toda a amostra.

Relativamente à crise financeira internacional, averiguou-se que apenas o M1 sofreu uma queda nos anos de 2008 e 2009, porém, em comparação com os outros anos, não se pode atestar, em tese, a relevância do cenário econômico à época, porque também apresentaram baixas no crescimento, até maiores, e logo após houve a expansão, conforme a Tabela 10 - Apêndice B - que explicita a média de valores anuais da evolução dos meios de pagamento.

Portanto, ante o exposto nesta seção, evidencia-se, perfunctoriamente, indícios que houve mudança de regime da dinâmica dos agregados monetários, em tempos de calendário eleitoral, quando se separa os anos eletivos, como também nos anos atingidos pela crise internacional dos Estados Unidos, alterando a liquidez da economia, no entanto, cabe uma análise mais acurada dos dados, o que será proposta na próxima seção.

4 METODOLOGIA

4.1 Base de dados

Em relação à base de dados, conforme explicitado anteriormente, este trabalho utilizará as séries temporais de moedas e créditos, especificamente, os meios de pagamento ampliados, buscados no sítio do Banco Central do Brasil. O período de análise está compreendido entre janeiro de 1995 e junho de 2014, com a frequência mensal e saldos dos valores em final de período.

Salienta-se que nessa base se coletou as variáveis macroeconômicas utilizadas na análise econométrica do presente estudo, as quais são caracterizadas como agregados monetários: M1, M2, M3 e M4, cujas definições já foram prescritas na seção 1.

Os meios de pagamento ampliados são indicadores antecedentes de pressões de demanda sobre o setor real melhores que os meios de pagamento restritos, dado que, atualmente, as facilidades de realocação de portfólio permitem que o M1 esteja sempre no nível necessário para transações e responda passivamente a elevações no nível de preços. Ressalte-se, contudo, que mesmo em modelos de política monetária que privilegiam o controle de taxas de juros, os agregados monetários continuam sendo instrumentos importantes para o acompanhamento dos efeitos daquela política, tanto como indicadores de liquidez, quanto como indicadores de captações internas de recursos, por parte do sistema emissor, para multiplicação de crédito no país⁵.

4.2 Metodologia econométrica

A análise econométrica da base de dados, com esperança de encontrar pontos de inflexão nas séries da política monetária, utilizará um modelo autorregressivo com valor limite endógeno (*Threshold Autoregressive Model*), desenvolvido por Caner e Hansen (2001)⁶.

⁵ Nota Técnica nº 3 do BCB

⁶ Caner e Hansen (2001) analisaram, no modelo original, a dinâmica da taxa de desemprego dos E.U.A.

O modelo econométrico estimado é definido pela Equação (1) a seguir:

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

em que $x_{t-1} = (y_{t-1}, r_t', \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})'$, $I_{(\cdot)}$ é uma função indicador com $I_{(x)} = 1$ se $x \in A$ e $I_{(x)} = 0$ se $x \notin A$; o erro ε_t segue 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.

Já o parâmetro λ , que representa o valor limite (*threshold*), encontra-se no intervalo $A = [\lambda_1, \lambda_2]$, sendo λ_1 e λ_2 escolhidos de forma que $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1$ e $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2$, mas que π_1 e π_2 sejam complementares ($\pi_1 = 1 - \pi_2$). Assim, mediante essa restrição, nenhum regime terá um tamanho de sub-amostra inferior à proporção π_1 da amostra total.

Os autores, Caner e Hansen (2001), sugerem o $\pi_1 = 0,15$, implicando, dessa forma, que os regimes terão pelos menos 15% das observações.

Para o coeficiente θ , define-se $\theta_1 = (\rho_1, \beta_1, \alpha_1)'$ e $\theta_2 = (\rho_2, \beta_2, \alpha_2)'$, onde ρ_1 e ρ_2 são escalares, β_1 e β_2 têm a mesma dimensão de r_t e α_1 e α_2 são vetores de dimensão k . Logo, ρ_1 e ρ_2 são coeficientes de y_{t-1} , β_1 e β_2 são coeficientes dos componentes determinísticos e α_1 e α_2 são os coeficientes de $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$ nos regimes 1 e 2, respectivamente.

Para implementar o Método dos Mínimos Quadrados (MMQ) na estimação da Equação (1), Caner e Hansen (2001) sugerem aplicar o algoritmo da concentração, o qual consiste em executar as seguintes operações:

1) Para cada $\lambda \in A$, a Equação (1) será estimada por MMQ, ou seja, para cada $\lambda \in A$, tem-se:

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\lambda)' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \hat{\theta}_2(\lambda)' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \hat{\varepsilon}_t(\lambda) \quad (2)$$

com:

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

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

$$\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda \in \mathcal{A}} \hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$$

3) Estimar θ_1 e θ_2 utilizando a estimativa de λ em (b), $\hat{\lambda}$, isto é:

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\hat{\lambda})' x_{t-1} I_{(z_{t-1} < \lambda)} + \hat{\theta}_2(\hat{\lambda})' x_{t-1} I_{(z_{t-1} \geq \lambda)} + \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda}) \quad (3.1)$$

dado:

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

Importante destacar que as estimativas das Equações (3.1) e (3.2) serão relevantes para o presente trabalho, de modo que conduzirão à inferência acerca dos parâmetros da Equação (1), através de estatísticas de teste *t* e *Wald*.

Ressalte-se, ainda, que a escolha de um modelo que permite separar as observações em dois regimes se mostra adequada à consecução do objetivo proposto, em virtude de que a intenção consiste em verificar uma mudança de padrão no progresso das séries temporais dos agregados monetários, em época de eleições e de crises.

4.2.1 Dinâmica dos agregados monetários

Com o intuito de analisar a mudança de dinâmica na liquidez da economia sob a ótica das crises econômicas e dos ciclos eleitorais, testa-se, na Equação (1), se $\hat{\theta}_1(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_1, \hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1) \neq \hat{\theta}_2(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_2, \hat{\beta}_2, \hat{\alpha}_2)'$. Registra-se que na presença de linearidade a regressão da Equação (3.1) se identifica como a usual regressão ADF (*Augmented Dickey-Fuller*).

Na mesma linha, mister se faz testar a evolução das variáveis para saber se possuem dinâmica não linear, haja vista que verificar a estacionariedade do processo descrito pela mesma via do teste tradicional de raiz unitária ADF pode culminar em resultados imprecisos.

Com isso, Caner e Hansen (2001) propuseram um teste consistente para investigar essa evolução, cuja estatística é:

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

de forma que:

$$W_T(\lambda) = T \left(\frac{\sigma_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})} - 1 \right)$$

e σ_0^2 representa a variância do resíduo obtido quando se estima a Equação (1), impondo $H_0: \theta_1 = \theta_2$, com $\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$ calculado de acordo com a Equação (3.2).

Davies (1987), Chan (1991), Andrews e Ploberger (1994) e Hansen (1996) investigaram a distribuição assintótica de W_T , quando se encontra sob estacionariedade. Já Caner e Hansen (2001) mostram que, sob a presença de raiz unitária, a distribuição assintótica de W_T depende da estrutura dos dados, significando que os valores críticos não podem ser tabulados. Desse modo, os autores sugerem dois métodos de *bootstrap* para aproximar a distribuição assintótica de W_T : o primeiro é apropriado para o caso estacionário, $\rho < 0$, enquanto que o segundo é mais adequado para o caso com raiz unitária, $\rho = 0$. Dado que a ordem de integração é desconhecida, *a priori*, os valores críticos são calculados por *bootstrap*, assumindo $\rho = 0$ e $\rho < 0$, e seu valor mais conservador, maior *p-valor*, é aplicado na estimação⁷.

Dessarte, neste estudo o procedimento utilizado para testar a hipótese nula de linearidade será $H_0: \theta_1 = \theta_2$.

4.2.2 Raiz unitária em modelos não lineares

No que tange à raiz unitária, caso a hipótese nula for verdadeira ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$), os parâmetros ρ_1 e ρ_2 da Equação (1) controlariam a estacionariedade do processo y_t , que será de ordem 1.

⁷ Segundo Simonassi, Silva e Arraes (2012).

Alternativamente, uma hipótese natural seria $H_1: \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$, indicando a estacionariedade nos dois regimes para y_t , ou, ainda, a hipótese de raiz unitária parcial, no sentido de que, se H_2 for verdade, o y_t terá raiz unitária em um dos regimes, porém será estacionário no outro, dada da seguinte forma:

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

Dito isto, demonstra-se que existem três testes para inquirir acerca da estacionariedade do progresso das variáveis, quais são: raiz unitária global e outros dois para cada regime, visando encontrar raiz unitária, conforme as estatísticas R_{1T} , t_1 e t_2 .

De acordo com Caner e Hansen (2001), a distinção entre H_0 , H_1 e H_2 é realizada segundo as seguintes estatísticas de teste:

- a) Uma estatística t para ρ_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 $\rho_2 = 0$;
- b) Uma estatística t para ρ_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 $\rho_2 < 0$;
- c) 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 $\rho_2 < 0$ ⁸.

Portanto, essa discriminação é bastante relevante, de forma que permite analisar o crescimento dos agregados monetários, checando se houve alguma diferenciação na sua dinâmica, isto é, se caminhou de estacionário para não estacionário, após atingir certo valor limite λ .

⁸ 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.

5 RESULTADOS

De início, ao verificar na evidência empírica que havia meses que explodiam, p.ex. dezembro, optou-se por desazonalizar as variáveis, no entanto, ao rodar o modelo, não fora constada nenhuma mudança de regime. Diante disso, concluiu-se que, quando se retira a sazonalização dos meses, se afasta também o efeito dos meses atípicos, o que atinge o resultado da regressão.

Posteriormente, decidiu-se normalizar as séries temporais da base de dados em relação a janeiro de 2014. Com efeito, a estimação das variáveis demonstrou significância nos resultados.

Todo o processo de estimação e computação de testes hipóteses foram implementados por meio de programação em Gauss.

A princípio, em relação à variável M1, as tabelas 1 e 2 apresentam os resultados dos testes de linearidade e de igualdade dos coeficientes, bem como explicitam os resultados das estimações do modelo irrestrito⁹ nos dois regimes¹⁰, o limiar para os regimes, λ , o número de observações, o número de defasagens ótimo¹¹ (m) para a variável $Z_t = y_t - y_{t-m}$, o número ótimo de defasagens, k , na regressão ADF¹² (Equação 1), e os valores críticos¹³ para os testes de linearidade.

Tabela 1 – Resultados do modelo para M1

	Estimativas, $\hat{m} = 1$, $\hat{\lambda} = 0,0256$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap p-valor
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,007*	0,004	0,080	0,013	26,7	0,000
y_{t-1}	0,001*	0,007	0,032*	0,017	2,55	0,310
Δy_{t-1}	0,280	0,077	-1,53	0,161	102,00	0,000
Δy_{t-2}	0,109	0,053	-1,42	0,297	25,80	0,000
Observações	193		38			
Teste Conjunto de Linearidade (<i>Wald</i> para Valor Limite)					261**	0,000
Número de Observações						231

Fonte: Estimativas do autor.

Notas: (*) Não significativa a 10%; (**) Valor Crítico a 10% = 13,1.

⁹ O modelo restrito assume a presença de raiz unitária na equação (1).

¹⁰ Regime 1 consiste em $Z_{t-1} < \hat{\lambda}$, enquanto o regime 2 consiste em $Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$.

¹¹ A escolha de “ m ” é realizada a partir do valor que maximiza W_T . Mais detalhes sobre estimação de “ m ” estão em Caner e Hansen (2001).

¹² Calculado de acordo com o critério GS (do geral para o específico – *general to specific*).

¹³ Ver valor em (**) na nota abaixo de cada tabela.

Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária para M1

Testes	Estatística	p-valor	
		Bootstrap	Assintótico
R_{1T}	0,00	0,990	0,997
t_1	-0,161	0,910	0,959
t_2	-1,81	0,980	0,552

Fonte: Estimativas do autor.

Constata-se, mediante a tabela 1, que a dinâmica do M1 apresenta não linearidade, pois a hipótese nula foi rejeitada a 90% de confiança (teste de *Wald* para valor limite: $p\text{-valor} < 0,10$). Impende frisar que a tabela indica o número ótimo de defasagens m igual a 1 e o λ (*threshold*) de 0,0256. Interpreta-se esses dados, quando é rodado o modelo da Equação (1), e se obtém $Z_t = y_t - y_{t-1}$, como sendo as variações de 2,56 pontos percentuais (p.p.) no crescimento do M1 por mês. Dessa forma, os valores com diferenças inferiores a 2,56 p.p. caracterizam o regime 1, ao passo que os valores superiores apontam o regime 2.

Ressalte-se, quando se verifica o teste de *Wald* para igualdade dos coeficientes, observa-se que existem divergências entre os coeficientes da primeira e da segunda diferença. Ademais, não é necessária a comparação dos coeficientes da tabela, que representam as estimativas para a regressão ADF, nos dois regimes, devido às divergências encontradas através do teste de *Wald* de linearidade, mesmo sendo estatisticamente significantes.

No que tange aos testes de raiz unitária, a tabela 2 revela o resultado da estacionariedade, de modo que demonstra as estatísticas e os $p\text{-valores}$ assintóticos e por *bootstrap*, para a raiz unitária global (R_{1T}) e para os dois regimes (t_1 e t_2). Com efeito, conforme exposto no item 4.2.1, o método *bootstrap* é altamente relevante para garantir a robustez dos dados apresentados nas tabelas.

Certifica-se, ainda, que a estatística da raiz unitária global não é estacionária, em conformidade com os valores críticos de $p\text{-valor}$ assintótico e por *bootstrap*, como também os resultados das estatísticas para os dois regimes, os quais indicam que a hipótese nula da raiz unitária não é rejeitada.

Seguem nas tabelas 3 e 4, os resultados dos testes de linearidade, de igualdade dos coeficientes, das estimações e dos testes de raiz unitária (série global e os dois regimes) para a variável M2:

Tabela 3 – Resultados do modelo para M2

	Estimativas, $\hat{m} = 1$, $\hat{\lambda} = 0,0120$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap p-valor
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,001*	0,001	0,014	0,006	5,24	0,140
y_{t-1}	0,009	0,002	-0,001*	0,006	2,40	0,330
Δy_{t-1}	0,350	0,092	-1,02	0,273	22,70	0,000
Δy_{t-2}	0,063*	0,072	0,751	0,201	10,30	0,000
Observações		195		36		
Teste Conjunto de Linearidade (Wald para Valor Limite)					37,7**	0,000
Número de Observações						231

Fonte: Estimativas do autor.

Notas: (*) Não significante a 10%; (**) Valor Crítico a 10% = 15.

Tabela 4 – Testes de Raiz Unitária para M2

Testes	Estatística	p-valor	
		Bootstrap	Assintótico
R_{1T}	0,07	0,980	0,997
t_1	-3,50	1,000	0,025
t_2	0,27	0,720	0,956

Fonte: Estimativas do autor.

Na mesma linha da variável M1, observa-se que a dinâmica do M2 é não linear, com a hipótese nula rejeitada a 90% de confiança. A tabela 3 indica o m igual a 1 e o *threshold* no valor de 0,0120, o que equivale a variações de 1,20 p.p. no crescimento do M2 por mês, fazendo com que as diferenças inferiores ao limite caracterizem o regime 1 e as superiores, o regime 2. O teste de *Wald* mostra que existem divergências entre os coeficientes da primeira e da segunda diferença.

Os resultados do M2, postos na tabela 4, atestam a não estacionariedade do R_{1T} e do t_1 e t_2 pelo método *bootstrap*, mas os valores assintóticos atestam para o regime 1 a estacionariedade, significativa a 5%. No entanto, o que vale para o teste em tela é o método *bootstrap*, por culminar em resultados mais precisos.

Para o M3, as tabelas 5 e 6 expõem os resultados dos devidos testes:

Tabela 5 – Resultados do modelo para M3

	Estimativas, $\hat{m} = 1$, $\hat{\lambda} = 0,00826$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap p-valor
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,000*	0,000	0,002*	0,004	0,16	0,820
y_{t-1}	0,002	0,001	0,014	0,004	7,47	0,040
Δy_{t-1}	0,325	0,099	-0,459*	0,317	5,58	0,060
Δy_{t-2}	0,114*	0,078	-0,037*	0,164	0,70	0,530
Observações		195		36		
Teste Conjunto de Linearidade (Wald para Valor Limite)					13,3**	0,140
Número de Observações						231

Fonte: Estimativas do autor.

Notas: (*) Não significante a 10%; (**) Valor Crítico a 10% = 14,3.

Tabela 6 – Testes de Raiz Unitária para M3

Testes	Estatística	p-valor	
		Bootstrap	Assintótico
R_{1T}	0,00	1,000	0,997
t_1	-1,97	1,000	0,472
t_2	-3,52	1,000	0,024

Fonte: Estimativas do autor.

No mesmo tipo de análise, verificou-se que a série é linear, não rejeitando a hipótese nula, não significativo a 10%, expressando, assim, que não há alteração de regime para a variável M3. O número ótimo de defasagens m igual a 1 e o *threshold* de 0,00826. Assim, as variações de 0,826 p.p., superiores ou inferiores, no crescimento do M3 por mês, caracterizariam algum dos dois regimes.

De acordo com a tabela 6, os dados mostram a hipótese nula da raiz unitária global não rejeitada, tanto para os valores assintóticos, quanto para os valores por *bootstrap*, evidenciando a não estacionariedade.

Os resultados dos testes de linearidade, de igualdade dos coeficientes, das estimações e dos testes de raiz unitária, relativamente à variável M4, são demonstrados a seguir:

Tabela 7 – Resultados do modelo para M4

	Estimativas, $\hat{m} = 1$, $\hat{\lambda} = 0,00601$				Teste para Igualdade dos Coeficientes	
	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$		Estatística de Wald	Bootstrap p-valor
	Estimativa	σ	Estimativa	σ		
Intercepto	0,001*	0,000	0,003*	0,002	0,69	0,640
y_{t-1}	0,002*	0,001	0,009	0,003	5,02	0,150
Δy_{t-1}	0,236*	0,128	-0,389*	0,199	6,99	0,050
Δy_{t-2}	0,164*	0,088	0,139*	0,133	0,02	0,970
Observações		172		59		
Teste Conjunto de Linearidade (Wald para Valor Limite)					14,0**	0,110
Número de Observações						231

Fonte: Estimativas do autor.

Notas: (*) Não significante a 10%; (**) Valor Crítico a 10% = 14,8.

Tabela 8 – Testes de Raiz Unitária para M4

Testes	Estatística	p-valor	
		Bootstrap	Assintótico
R_{1T}	0,00	0,950	0,997
t_1	-1,41	0,980	0,730
t_2	-3,28	1,000	0,045

Fonte: Estimativas do autor.

Da mesma forma do M3, a tabela 7 apresenta que a dinâmica da variável M4 é linear, pois a hipótese nula não foi rejeitada a 90% de confiança (teste de Wald para valor limite: $p\text{-valor} < 0,10$), portanto, também não há alteração de regime. A tabela 7 aponta que o m é igual a 1 e o *threshold* de 0,00601, correspondendo a variações de 0,601 p.p. no crescimento do M4 por mês, caso fossem inferiores, caracterizariam o regime 1, se não, o regime 2.

Para a raiz unitária, os resultados da tabela 8 apontam a não estacionariedade, uma vez que a hipótese nula de toda a série não é rejeitada para os valores assintóticos e para os por *bootstrap*.

Diante do exposto, constata-se que na análise da dinâmica dos meios de pagamento com maior liquidez o modelo evidencia que há mudança de padrão no período selecionado, no sentido de que o M1 e o M2 apresentaram não linearidade, em razão da hipótese nula ter sido rejeitada a 90% de confiança. Enquanto que para o M3 e o M4, cuja liquidez é menor, verificou-se que a série é linear, não rejeitando a hipótese nula, não significativo a 10%, revelando, assim, que não há alteração de regime.

Infere-se que, no caso do M1 e do M2, não importando o valor limite de 2,56 e 1,20 pontos percentuais, respectivamente, a dinâmica do crescimento dos

agregados monetários segue um processo não estacionário, o que leva a supor que os meios de pagamento com maior liquidez, como também os de menor liquidez, da economia no Brasil caminham de forma crescente, com tendência explosiva.

A tabela 9 explicita a distribuição das observações no regime 2 para os meios de pagamento M1 e M2, cujas variações percentuais ficaram acima do valor limite λ estimado no modelo, por meses e anos.

Dessa análise, não obstante os meses de dezembro e novembro, que se caracterizam pelo pagamento do 13º salário e pela época de fim de ano, destacam-se alguns meses atípicos que tiveram um maior crescimento, os quais se inserem no período entre junho e setembro, correspondendo aos anos de 2002, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010 e 2014.

Salienta-se que, dentre esses anos, 4 (quatro) são de calendário eleitoral para Presidente, Governador, Senador e Deputados e 1 (um) de eleições municipais, cujas campanhas sempre se fortificam em meados do segundo semestre do ano. Ademais, os anos de 2008 e 2009, mesmo sendo marcados pela crise internacional dos Estados Unidos, de outubro de 2008, apresentaram mudança de regime.

Portanto, torna-se plausível inferir que a liquidez da economia do Brasil é crescente, com tendência explosiva, podendo ou não ser atingida por influência de crises internacionais e questões políticas ou ciclos eleitorais, no entanto, os meios de pagamento com maior liquidez apresentaram mudanças de padrão no período estudado.

Tabela 9 – Observações no regime 2 para o M1 e M2

Ano	Eleição	M1		M2	
		Qtde. Obs.	Meses	Qtde. Obs.	Meses
1995	Não	1	Dez		
1996	Municipal	1	Dez		
1997	Não	3	Jan, Fev, Dez		
1998	Pres., Gov., Sen., Dep.	2	Nov, Dez		
1999	Não	1	Dez	1	Dez
2000	Municipal	1	Dez	1	Dez
2001	Não	1	Dez	1	Dez
2002	Pres., Gov., Sen., Dep.	2	Jun, Dez	2	Jun, Ago
2003	Não	2	Nov, Dez		
2004	Municipal	1	Dez	2	Mai, Dez
2005	Não	2	Nov, Dez	1	Dez
2006	Pres., Gov., Sen., Dep.	3	Set, Nov, Dez	1	Dez
2007	Não	3	Jun, Nov, Dez	1	Dez

Continua

Tabela 9 – Observações no regime 2 para o M1 e M2

Ano	Eleição	M1		M2	
		Qtde. Obs.	Meses	Qtde. Obs.	Meses
2008	Municipal	3	Set, Nov, Dez	8	Abr, Mai, Jun, Ago, Set, Out, Dez
2009	Não	3	Set, Nov, Dez	1	Dez
2010	Pres., Gov., Sen., Dep.	3	Ago, Nov, Dez	5	Jun, Ago, Set, Nov, Dez
2011	Não	1	Dez	5	Jun, Ago, Set, Nov, Dez
2012	Municipal	2	Nov, Dez	2	Jun, Dez
2013	Não	2	Nov, Dez	4	Mar, Jun, Nov, Dez
2014	Pres., Gov., Sen., Dep.	1	Jun	1	Jun
TOTAL		38		36	

Fonte: Elaborado pelo autor.

6 CONCLUSÃO

Considerando os temas crises internacionais e ciclos políticos eleitorais, ligados precipuamente à economia, à atuação do governo e à política, o presente estudo teve como objetivo analisar a dinâmica da liquidez da economia brasileira, com foco na suposição de que as adversidades financeiras e os fatores políticos poderiam influenciar o planejamento de cenários econômicos no Brasil, atingindo a sua liquidez.

O trabalho selecionou as variáveis macroeconômicas das séries temporais de moedas e créditos, buscadas no sítio do Banco Central do Brasil, que são definidas como meios de pagamento - M1, M2, M3 e M4. O período sob análise foi compreendido entre 1995 e 2014.

Em relação ao modelo econométrico, utilizou-se um modelo autorregressivo com valor limite endógeno (*Threshold Autoregressive Model*), desenvolvido por Caner e Hansen (2001), o qual permite verificar se há mudança de regime, mediante teste de linearidade, e a estacionariedade da evolução das variáveis ou a tendência explosiva.

Os resultados encontrados permitem concluir que o crescimento do M1 e M2 seguem de forma não linear, apresentando mudança de padrão ao longo do período estudado, e com não estacionariedade, tanto para a raiz unitária global, quanto para os dois regimes, de acordo com o limiar calculado na regressão.

Já para o M3 e M4 não foi constatada a mudança de regime, demonstrando o progresso linear, porém o crescimento segue uma dinâmica globalmente não estacionária.

Assim, é razoável inferir que a dinâmica do crescimento dos meios de pagamento da economia no Brasil prossegue de forma crescente, com tendência explosiva, e que, muito embora não esteja consistentemente relacionada a choques de crises internacionais e do cenário político, a sensibilidade desses agregados monetários aos choques macroeconômicos é perceptível apenas em seus meios com maior liquidez, os quais apresentaram mudança de padrão no período analisado.

Importante destacar que os resultados sugerem, ainda, que a situação econômica esperada no longo prazo é estável e que são fracos os indícios de que a liquidez da economia seja afetada pelo calendário eleitoral, todavia, alguns meses

atípicos tiveram um maior crescimento, que se inserem no período entre junho e setembro, correspondendo aos anos de 2002, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010 e 2014, dentre os quais 5 (cinco) são de eleições, cujas campanhas sempre se fortificam em meados do segundo semestre do ano.

Ademais, salienta-se que os anos de 2008 e 2009, mesmo sendo marcados pela crise internacional dos Estados Unidos, de outubro de 2008, apresentaram mudança de regime nos meses com maior incremento na liquidez.

Dessa forma, as possíveis causas do resultado, quando constatados maiores níveis de liquidez no mercado, devem-se ao fato de que o Brasil apresenta um crescimento do mercado interno, um sólido sistema financeiro e uma rápida recuperação em época de recessão, devido à eficiência das ações do governo. Por outro lado, quando se verifica diferentes regimes, entende-se que a liquidez sofre oscilações no seu comportamento ao receber impactos econômicos, políticos e sociais, podendo trazer mudanças positivas ou negativas.

Ressalte-se que o presente trabalho apenas analisou a dinâmica do crescimento da liquidez da economia utilizando os meios de pagamento, dentre tantas variáveis macroeconômicas que se inserem no contexto da matéria, portanto seria sensato refletir se influências de questões financeiras internacionais e decisões políticas, ou ciclos eleitorais, podem ou não atingir o planejamento da liquidez da economia, mas que, em conformidade somente com os resultados encontrados, esses efeitos se configuraram em segundo plano.

Por derradeiro, sugere-se que este estudo seja estendido com mais variáveis, a fim de obter uma melhor segurança nas inferências acerca das repercussões das crises internacionais e dos ciclos políticos eleitorais, ou de outros fatores a serem explicados, no crescimento da liquidez da economia, levando em consideração que no começo do Plano Real a autoridade monetária restringia a oferta de moedas, com o intuito de evitar o consumo excessivo de uma população que estava com hábito de conviver com épocas de alta inflação.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A. Macroeconomic policy in a two-party system as a repeated game. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 102, n. 3, p. 651-678, 1987.
- ALESINA, A.; SACHS, J. Political parties and the business cycle in The United States, 1948-1984. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 20, n. 1, p. 63-81, 1988.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. The Liquidity Route to a Lower Cost of Capital. **Journal of Applied Corporate Finance**, v. 12, n. 4, p. 8-25, 2000.
- _____. Asset Pricing and The Bid-Ask Spread. **Journal of Financial Economics**, v. 17, n. 2, p. 223-249, 1986.
- AMORIM NETO, O.; SIMONASSI, A. G. Bases políticas das transferências intergovernamentais no Brasil (1985-2004). **Revista de Economia Política** (Impresso), v. 33, p. 704-725, 2013.
- ANDREWS, D. W. K.; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Econometrica**, v. 62, p. 1383-414, 1994.
- ARRETCHE, MARTA; RODDEN, J. Política distributiva na federação: estratégias eleitorais, barganhas legislativas e coalizões de governo. **Revista de Ciências Sociais**, Rio de Janeiro, v. 47, n. 3, p. 549-576, 2004.
- BORSANI, Hugo. **Eleições e economia: instituições políticas e resultados macroeconômicos na América Latina (1979-1998)**. Belo Horizonte: Editora UFMG; Rio de Janeiro: IUPERJ, 2003.
- BRASIL. Banco Central do Brasil. Disponível em: <<http://bcb.gov.br>>. Acesso em: 02 mai. 2013.
- CANER, M.; HANSEN, B. E. 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.
- CHORDIA, T.; SARKAR, A.; SUBRAHMANYAM, A. An empirical analysis of stock and bond market liquidity. **Review of Financial Studies**, v. 18, p. 85-129, 2005.
- COSTA, André Barbosa. **Transmissão assimétrica de um choque de liquidez bancário para o crédito no Brasil: Evidências sobre impacto às empresas durante a crise financeira de 2008/2009**. Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo. Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2014. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/11501/Dissertacao_Andre_BC_Transmissao%20assimetrica>

[%20de%20um%20choque%20de%20liquidez.pdf?sequence=1](#)>. Acesso em: 20 ago. 2014.

DAVIES, R. B. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Biometrika**, v. 74, p. 33-43, 1987.

DIAS, Eric Lisboa Codo. **A crise econômica de 2008 e o sistema financeiro nacional na perspectiva pós-keynesiana**. Política Fiscal e Crise Econômica Internacional – Finanças Públicas – XV Prêmio Tesouro Nacional – 2010. Disponível em:

<http://www3.tesouro.fazenda.gov.br/Premio_TN/XVPremio/politica/3pfceXVPTN/Tema_3_3.pdf>. Acesso em: 20 ago. 2014.

DOWNS, A. **An economic theory of democracy**. New York: Harber and Row, 1957.

EISFELDT, A. L. Endogenous liquidity in asset markets. **Journal of Finance**, v. 59, n. 1, p. 1-30, 2004.

FIALHO, Tânia Marta Maia. Testando a evidência de ciclos políticos no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Brasil, v. 51, p. 379-389, jun. 1997. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/699/8061>>. Acesso em: 17 out. 2013.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria básica**. Porto Alegre: AMGH, 2011.

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

HIBBS, D. Political parties and macroeconomic policy. **American political science review**, Chicago, v. 71, p. 1467-1487, dez. 1977.

KEYNES, J. M. **The general theory of employment, interest and money**. Londres: Macmillan. 1973.

LIU, W. A liquidity-augmented capital asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v. 82, p. 631-671, 2006.

MANKIW, N. Gregory. **Macroeconomia**. Tradução de Macroeconomics, 7. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2012, 350 p.

NORDHAUS, W. The political business cycle. **The Review of Economic Studies**, Bristol, England, v. 42, p. 169-190, abr. 1975.

PASQUARIELLO, P. The anatomy of financial crises: evidence from the emerging ADR market. **Journal of International Economics**, v. 76, n. 2, p. 193-207, 2008.

ROGOFF, Kenneth. Equilibrium political budget cycles. **The American Economic Review**, v. 80, p. 21-36, 1990.

ROGOFF, Kenneth; SIBERT, Anne. Elections and macroeconomic policy cycles. **The Review of Economic Studies**, v. 55, p. 1-16, 1988.

SAMUELSON, Paul A.; NORDHAUS, William D. **Economia**. Porto Alegre: AMGH, 2012.

SCHUMPETER, J. Alois. **Teoria do desenvolvimento econômico**. USA: Cambridge, 1964.

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

TUFTE, E. **Political control of the economy**. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1978.

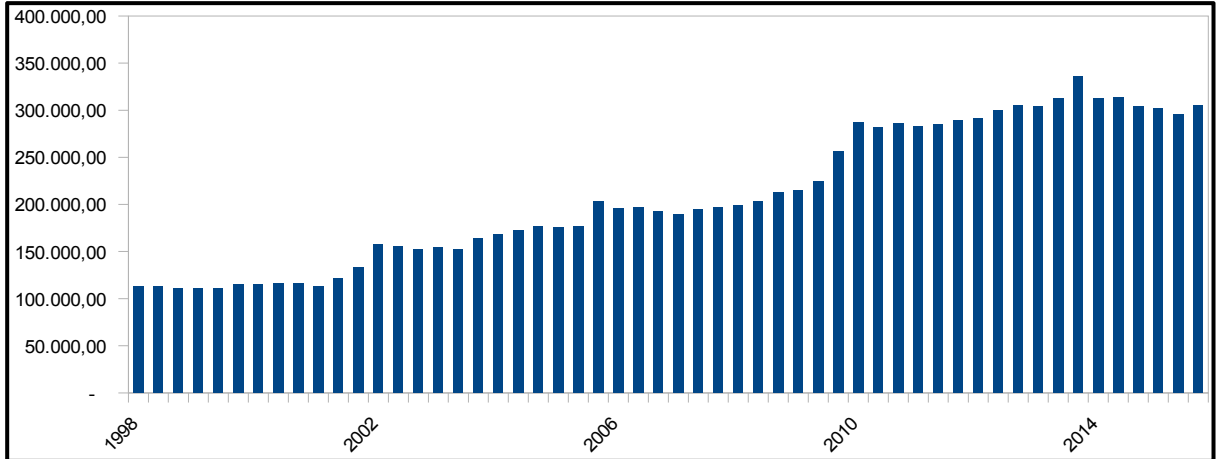
VASCONCELLOS; Marco Antonio Sandoval de; GARCIA, Manuel E. **Fundamentos de economia**. São Paulo: Saraiva, 2008 [atualização da 5ª tiragem, 2013].

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

APÊNDICES

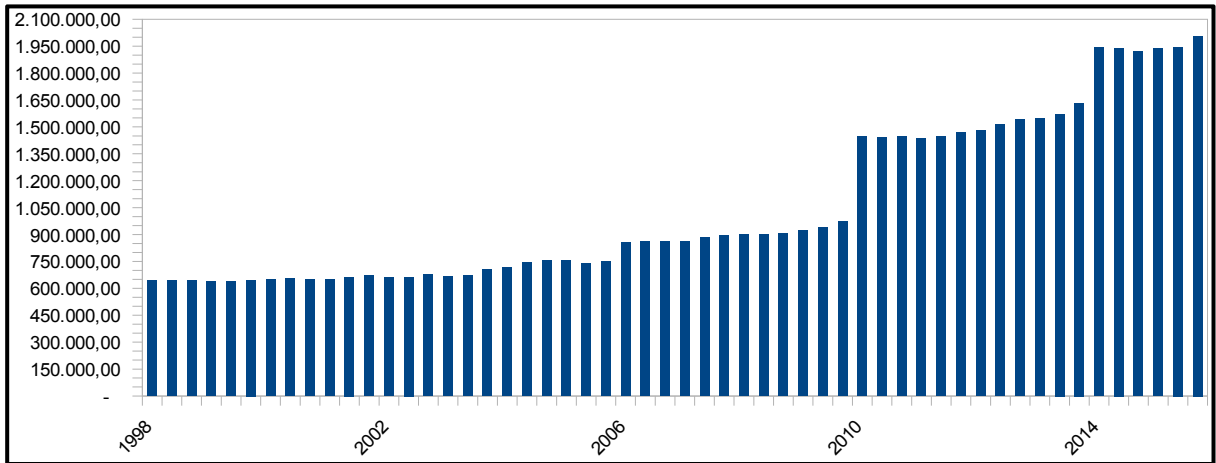
APÊNDICE A – GRÁFICOS 9-10-11-12-13-14-15-16-17-18-19-20-21-22-23-24

Gráfico 9 – Evolução do M1 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014)



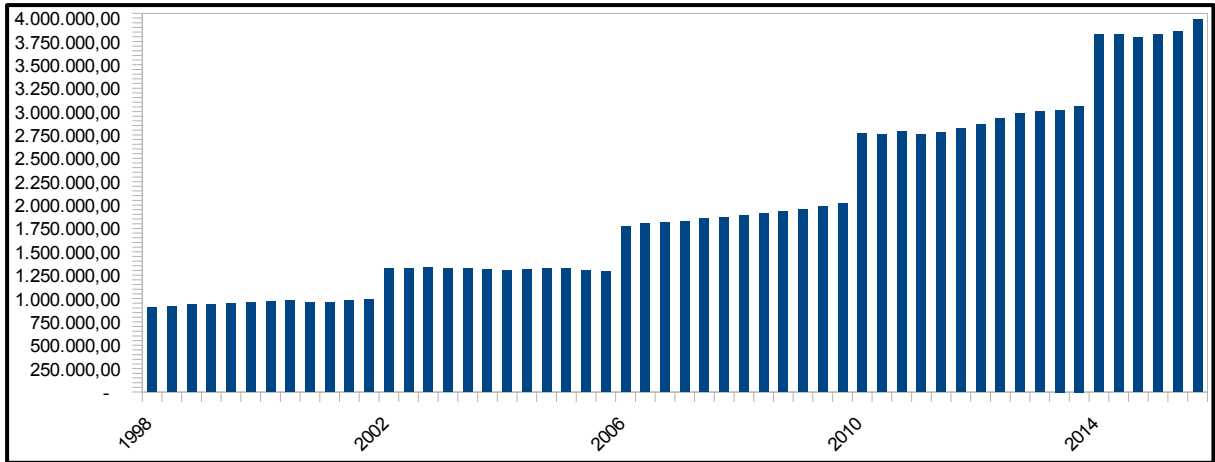
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 10 – Evolução do M2 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014)



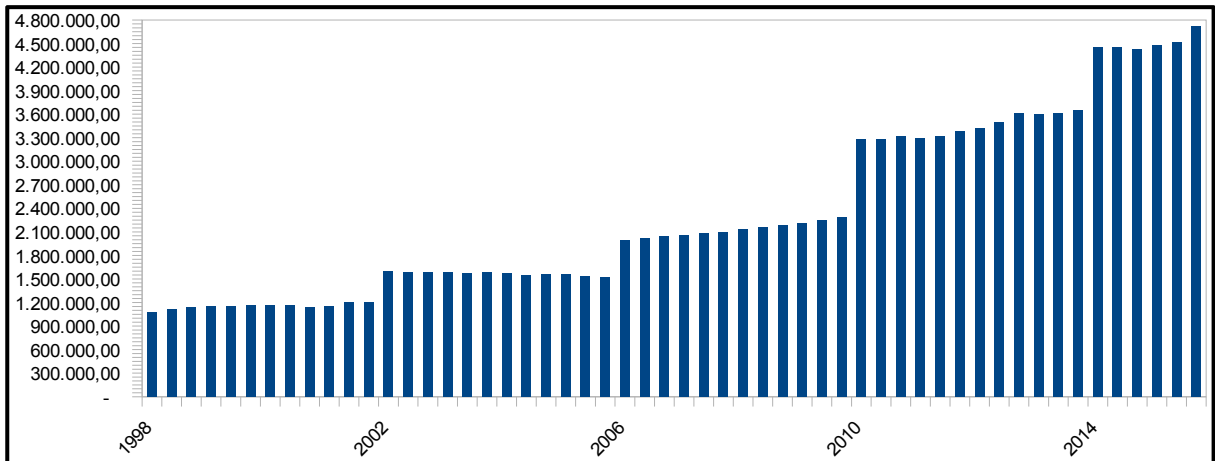
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 11 – Evolução do M3 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014)



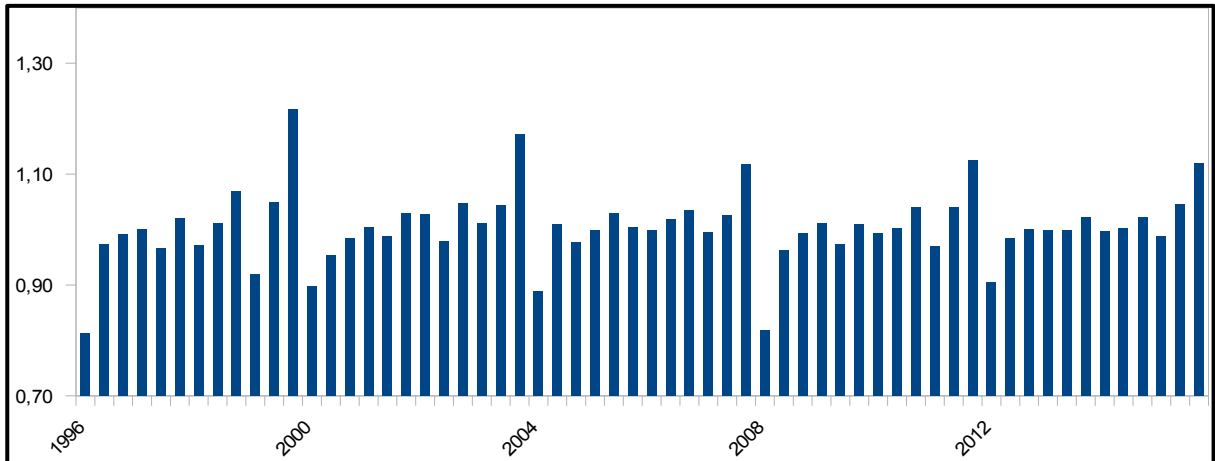
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 12 – Evolução do M4 em anos de eleições para Presidente, Governador, Senador e Deputados (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014)



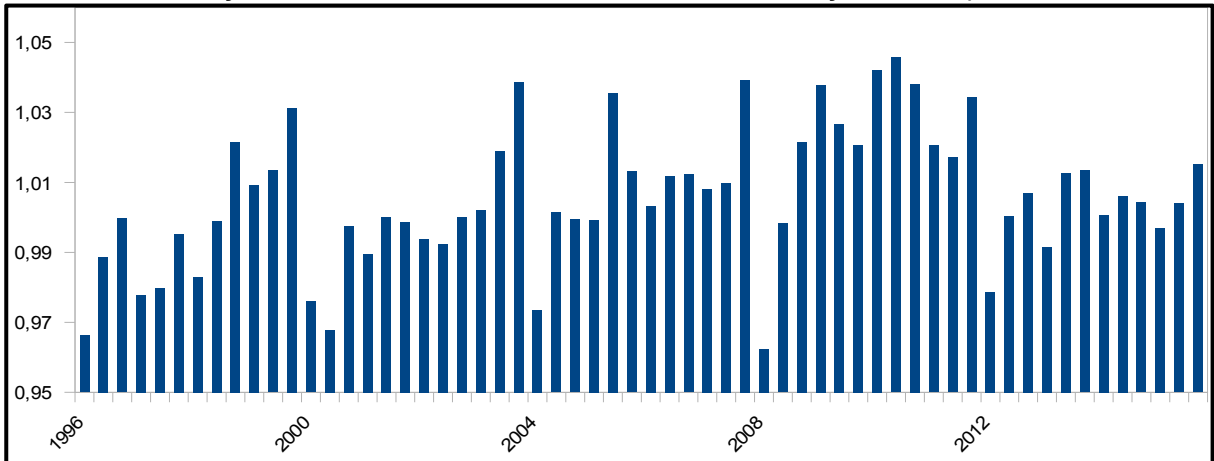
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 13 – Evolução da taxa de crescimento do M1 em anos de eleições municipais



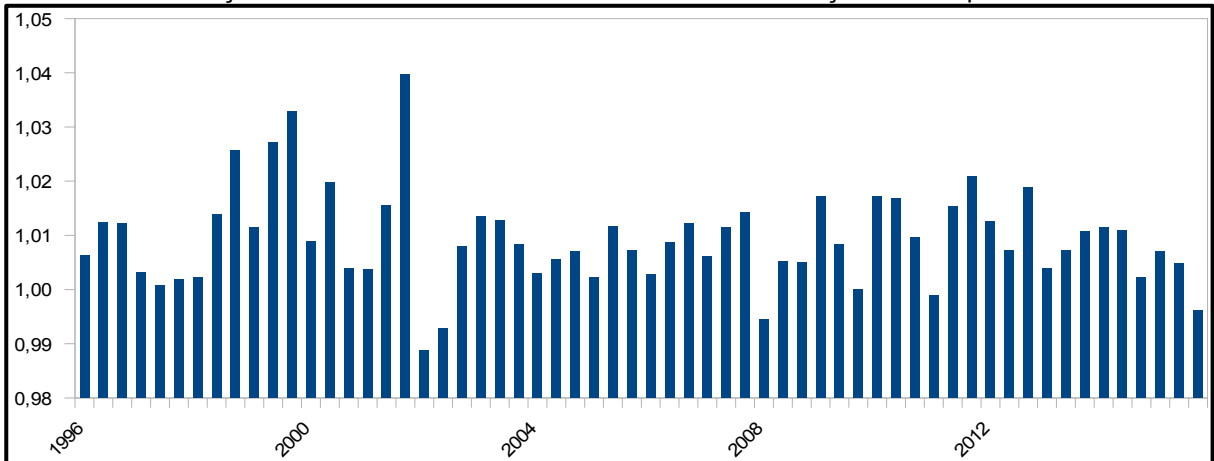
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 14 – Evolução da taxa de crescimento do M2 em anos de eleições municipais



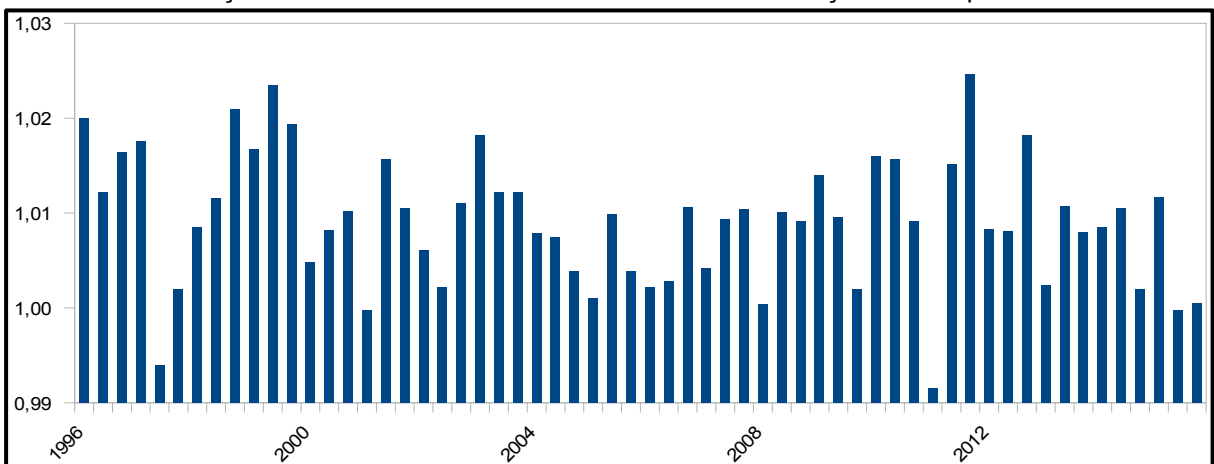
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 15 – Evolução da taxa de crescimento do M3 em anos de eleições municipais



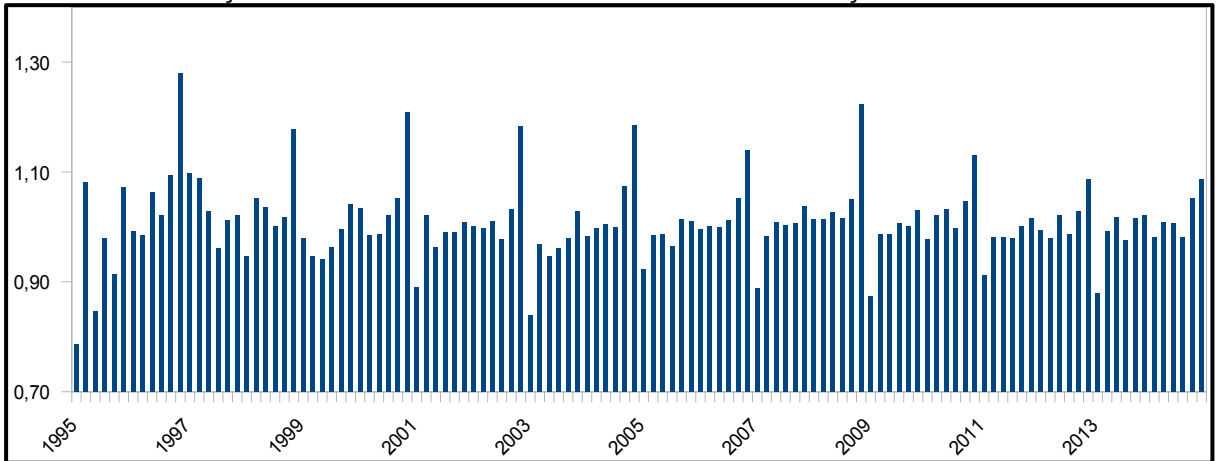
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 16 – Evolução da taxa de crescimento do M4 em anos de eleições municipais



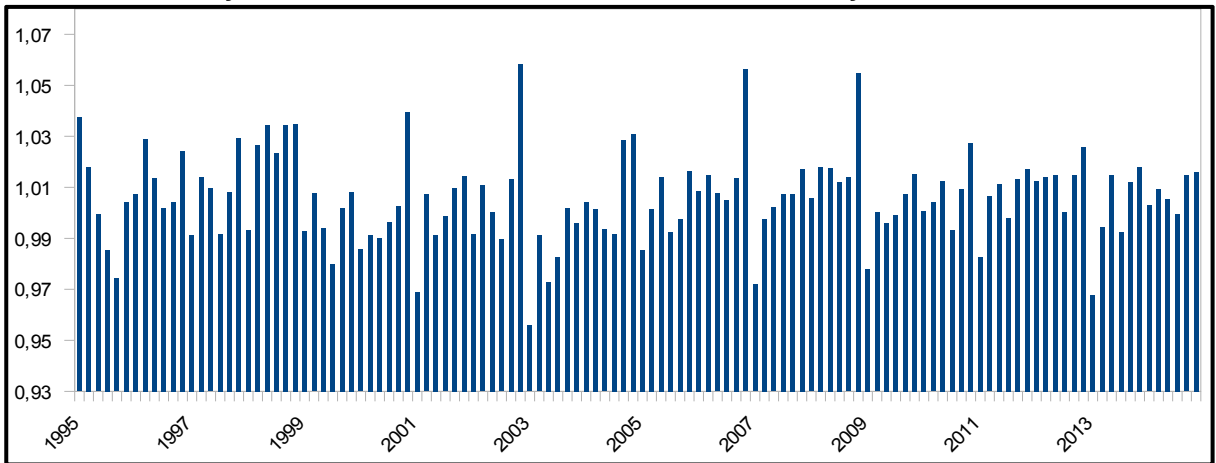
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 17 – Evolução da taxa de crescimento do M1 em anos sem eleições



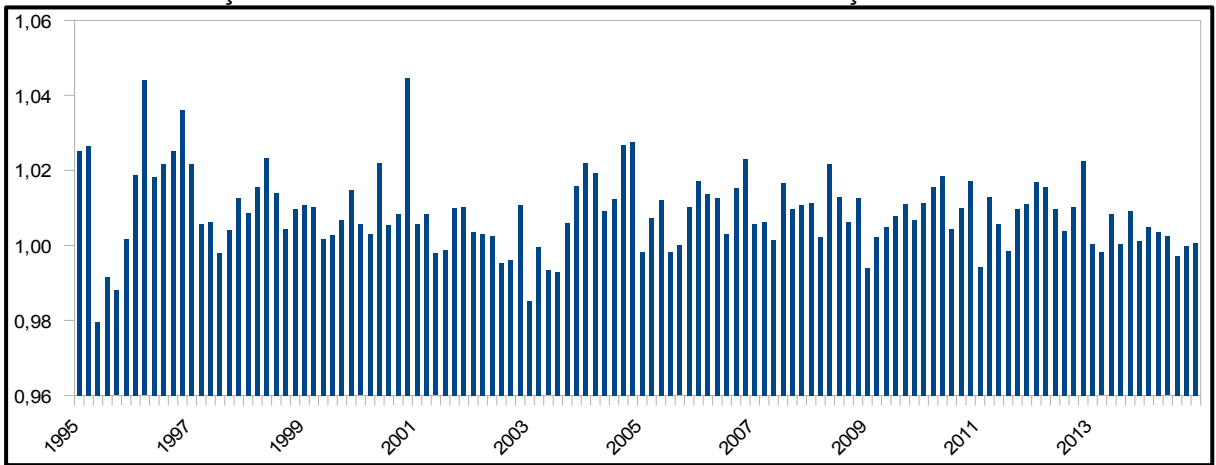
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 18 – Evolução da taxa de crescimento do M2 em anos sem eleições



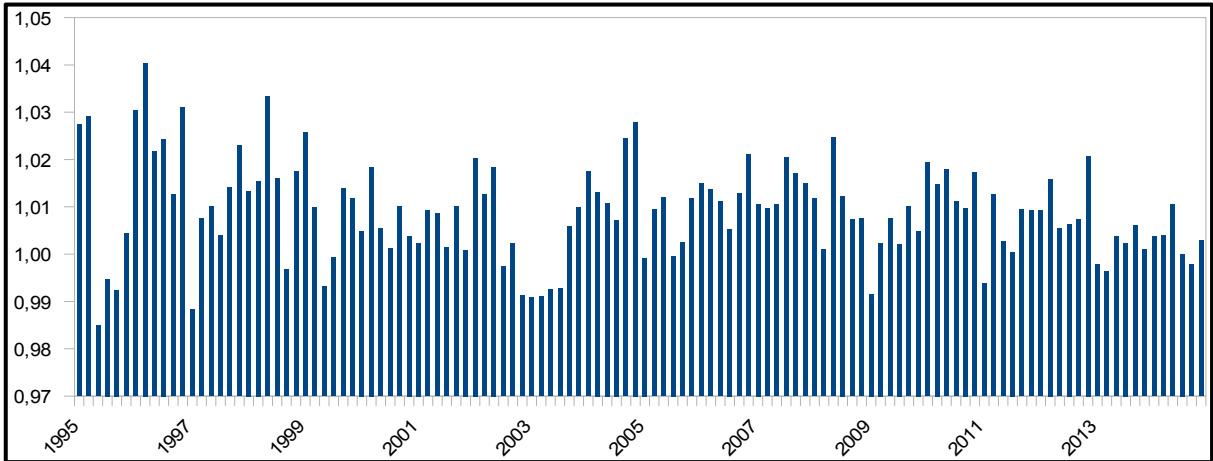
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 19 – Evolução da taxa de crescimento do M3 em anos sem eleições



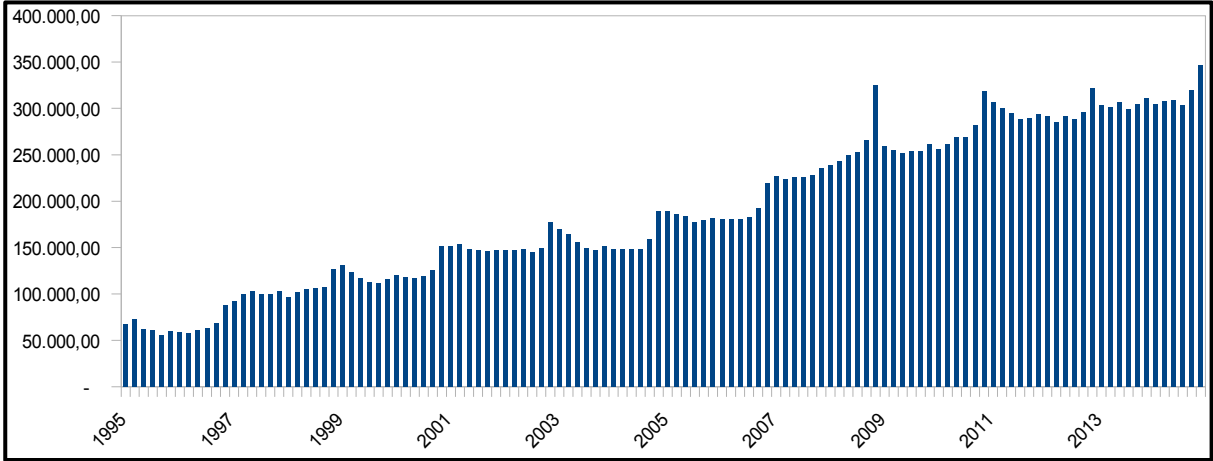
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 20 – Evolução da taxa de crescimento do M4 em anos sem eleições



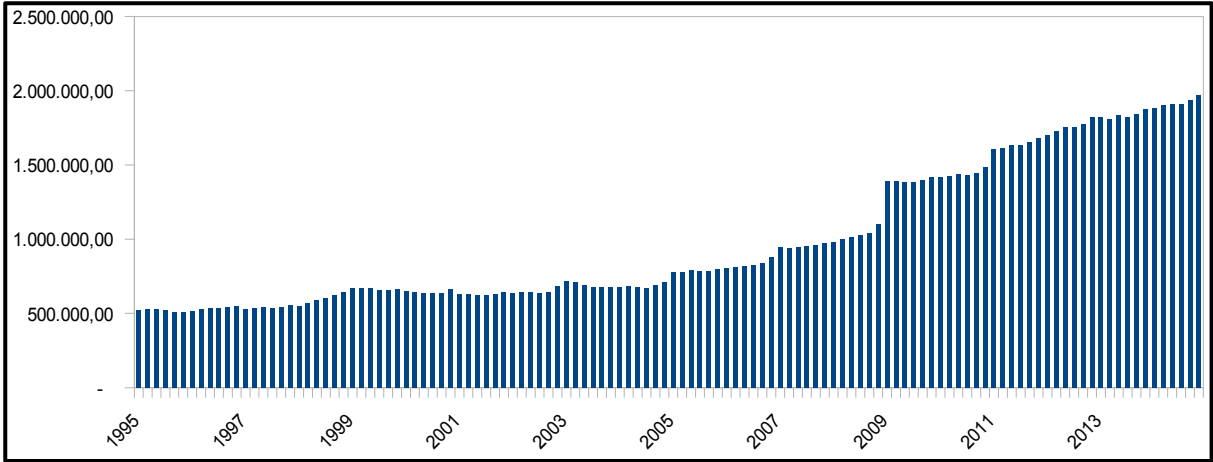
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 21 – Evolução do M1 em anos sem eleições (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014)



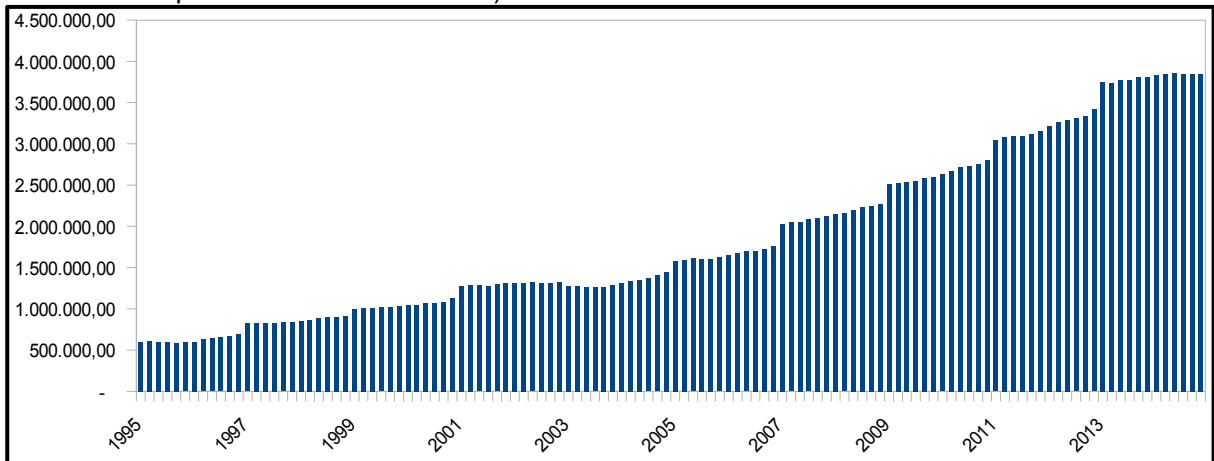
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 22 – Evolução do M2 em anos sem eleições (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014)



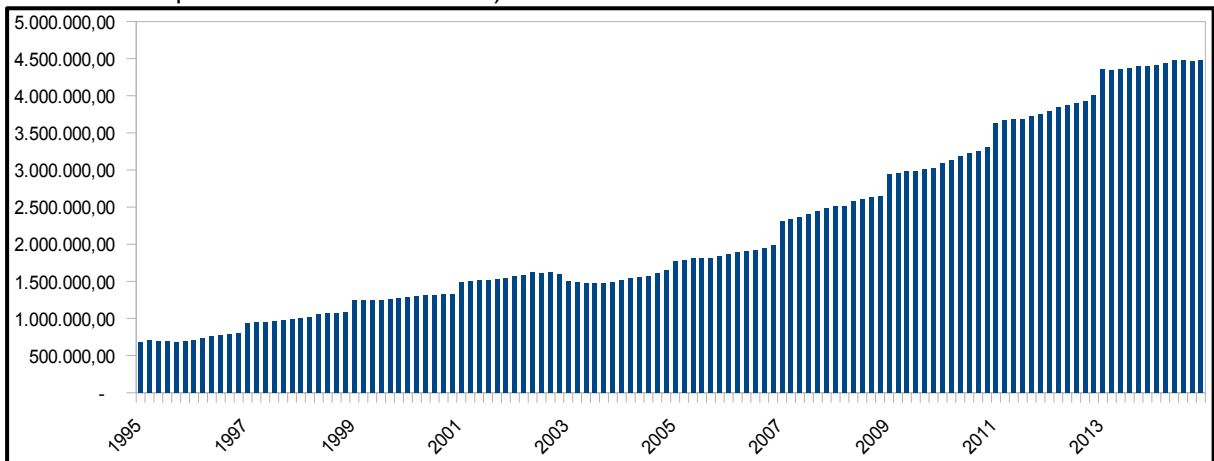
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 23 – Evolução do M3 em anos sem eleições (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014)



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Gráfico 24 – Evolução do M4 em anos sem eleições (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014)



Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

APÊNDICE B – Tabela 10

Tabela 10 – Evolução dos meios de pagamento – Média de valores anuais (em milhões de unidades monetárias, deflacionados pelo IPCA de Janeiro/2014)

Ano	M1	Tx. Cresc. (%)	M2	Tx. Cresc. (%)	M3	Tx. Cresc. (%)	M4	Tx. Cresc. (%)
1995	64.572,78		525.953,42		622.762,59		724.988,66	
1996	69.728,61	1,08	512.544,47	0,97	735.065,58	1,18	873.232,29	1,20
1997	103.438,20	1,48	565.813,73	1,10	858.084,38	1,17	1.003.608,63	1,15
1998	115.868,18	1,12	648.745,85	1,15	952.110,41	1,11	1.153.466,34	1,15
1999	121.800,53	1,05	653.949,87	1,01	1.045.275,97	1,10	1.281.223,06	1,11
2000	121.800,53	1,00	653.949,87	1,00	1.045.275,97	1,00	1.281.223,06	1,00
2001	150.528,07	1,24	637.851,75	0,98	1.302.072,18	1,25	1.557.300,09	1,22
2002	167.370,01	1,11	708.584,00	1,11	1.313.413,00	1,01	1.565.866,83	1,01
2003	156.618,03	0,94	687.316,15	0,97	1.319.869,04	1,00	1.529.003,82	0,98
2004	174.560,01	1,11	726.852,46	1,06	1.503.522,04	1,14	1.711.046,66	1,12
2005	186.002,16	1,07	806.494,23	1,11	1.651.668,98	1,10	1.862.285,65	1,09
2006	206.068,76	1,11	896.615,81	1,11	1.885.580,63	1,14	2.126.654,37	1,14
2007	245.034,81	1,19	988.220,36	1,10	2.140.445,31	1,14	2.485.229,05	1,17
2008	259.236,03	1,06	1.216.516,17	1,23	2.376.144,66	1,11	2.798.209,43	1,13
2009	265.741,29	1,03	1.417.070,22	1,16	2.634.185,33	1,11	3.092.305,34	1,11
2010	296.694,27	1,12	1.497.413,65	1,06	2.875.747,94	1,09	3.437.909,65	1,11
2011	295.588,98	1,00	1.695.419,58	1,13	3.201.878,26	1,11	3.786.752,47	1,10
2012	296.697,51	1,00	1.822.939,32	1,08	3.634.451,67	1,14	4.234.774,19	1,12
2013	309.549,70	1,04	1.875.279,98	1,03	3.809.822,69	1,05	4.416.225,64	1,04
2014	305.438,06	0,99	1.948.664,28	1,04	3.852.187,35	1,01	4.504.437,44	1,02

Fonte: Banco Central do Brasil. Elaborado pelo autor.

Notas: Os valores para o ano de 2014 estão com base de janeiro a junho.