

**Eixo Temático: Inovação e Sustentabilidade em Diferentes Setores**

**INFLUÊNCIA DOS AGREGADOS MONETÁRIOS NA ESTIMATIVA DA  
INFLAÇÃO BRASILEIRA**

**INFLUENCE OF MONETARY AGGREGATES IN THE ESTIMATE OF  
BRAZILIAN INFLATION**

Fernanda Maria Müller e Paulo Sergio Ceretta

**RESUMO**

Esse estudo procura verificar se existe uma relação entre as variações dos agregados monetários  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_3$ ,  $M_4$  e as variações da inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA na economia brasileira. A análise abrange o período de janeiro de 1995 a abril de 2013. Para tanto, faz-se uso da metodologia Autoregressiva com Mudanças Markovianas. Os resultados obtidos permitem concluir que no período analisado identificou-se a presença de dois Regimes. Verificou-se, que houve pequenas transições entre os Regimes, representando predominância do Regime 0. Além disso, constatou-se a necessidade de maior monitoramento dos agregados monetários pelo Banco Central e a inclusão de mais variáveis macroeconômicas para a previsão da inflação, pois em períodos de estabilidade da moeda, somente a variação dos agregados monetários não auxiliaria de forma significativa na previsão das flutuações da inflação na economia brasileira.

**Palavras-chave:** Agregados Monetários, Inflação, Regimes de Markov.

**ABSTRACT**

This study seeks to verify whether there is a relationship between changes in monetary aggregates  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_3$ ,  $M_4$  and variations on the inflation measured by the IPCA in the Brazilian economy. The analysis took place throughout the period from January 1995 to April de 2013. The methodology used changes with autoregressive applying Markovian Regimes. The obtained results allow concluding that in the reporting period identified the existence of two Regimes. It was found that in the period analyzed, there were small transitions between the schemes, representing predominance of 0. It was noted a need for greater monitoring of monetary aggregates by the Central Bank and the inclusion more macroeconomic variables to forecast inflation, because in periods of stability of the currency, only the variation of monetary aggregates do not assist significantly in forecasting inflation fluctuations in the Brazilian economy.

**Keywords:** Monetary Aggregate, Inflation, Markov Regime.

## 1. INTRODUÇÃO

O processo de industrialização da economia brasileira, após o *Crasch* de 1929, foi acompanhado por uma série de elevações contínuas na taxa de inflação brasileira. Essa dinâmica inflacionária perdurou por décadas, impulsionando a deterioração do poder aquisitivo da moeda, além de efeitos negativos sobre os investimentos, balança de pagamentos e sobrevalorização cambial.

Em meio a esse cenário, o combate à inflação passou a ser prioridade do governo brasileiro, que implantou inúmeros programas e planos econômicos com o intuito de estabilizar a economia. Contudo, somente a partir de julho de 1994, com a implantação do Plano Real, é que se interrompeu o longo processo da inflação crônica que se intensificou principalmente a partir de meados dos anos de 1980. A adoção do Plano Real constitui um dos mais relevantes eventos da história econômica do Brasil, ao ter encerrado a sucessão de cinco tentativas fracassadas de combate à inflação: *i*) os planos Cruzado (1986); *ii*) Bresser (1987); *iii*) Verão (1989); *iv*) Collor I (1990); *v*) Collor II (1991).

Com a implantação do Plano Real, pretendia-se que a Política Monetária brasileira mantivesse a inflação baixa e estável. Todavia, percebe-se que ainda persistiram períodos de alta inflação, como no ano de 2013, evidenciando, assim, a existência de diferentes regimes econômicos, um com períodos de alta volatilidade na inflação e outro com taxas mais amenas.

Ressalta-se que o sucesso da política de estabilização de uma economia depende crucialmente do diagnóstico correto acerca da natureza da inflação vigente, bem como dos fatores macroeconômicos responsáveis pelo aumento desenfreado da inflação. Nesse aspecto, as expectativas de inflação são um elemento de importância fundamental para as decisões da Política Monetária de cada país. No entanto, verifica-se que o debate teórico, a respeito do modo mais adequado a condução da Política Monetária, não apresenta consenso, tendo assim, diferentes linhas de pensamento.

A teoria quantitativa da moeda, proposta por Fisher, e defendida por Friedman (1956), argumenta que a quantidade de moeda determina o nível de preços, conseqüentemente, a taxa de variação da moeda determina a taxa de inflação. Essa relação é representada pela equação de trocas  $MV = PY$ , que diz que o produto nominal de uma economia deve igualar-se à quantidade total de moeda, multiplicada por sua velocidade de circulação.

Nesse contexto, alguns estudos empíricos procuram analisar se os pressupostos da Teoria Quantitativa da moeda se mantêm válidos. Tais estudos atribuem aos agregados monetários uma função informativa referente a movimentos futuros do nível de preços (Drake e Mills (2005) analisaram dados dos Estados Unidos; Binner *et al.* (2009) estudaram a relação na zona do euro; Hofmann (2009) examinou zona do euro; entre outros teóricos). Nelson (2008) argumentou que a moeda fornece informações úteis para a condução da Política Monetária. McCallum (2001) ressaltou que o dinheiro desempenha papel informativo para a inflação futura. Berger *et al.* (2008) propõe que a moeda é uma fonte de informações em tempo real e um indicador para o futuro da atividade econômica. Apesar dos achados empíricos, a importância dado aos agregados monetários é reforçada pelo Banco Central Europeu (BCE) (1998), ao considerar que o crescimento monetário e a inflação estão estreitamente relacionados no médio e longo prazo, apoiando, assim, a orientação da estratégia de Política Monetária Europeia com base na movimentação da moeda.

Em oposição a essa linha de pensamento, os defensores do novo Keynesiano sugerem que os bancos centrais devem definir as taxas de juros sem focar na variação dos agregados monetários para a condução das metas da inflação. Woodford (2008) defende que não há razões para atribuir um papel de destaque para os agregados na condução da Política Monetária. Corroborando, Horváth, Komárek e Rozsypal (2011), Binner *et al.* (2010), Reynard (2007), entre outros, também, não encontram evidências do poder preditivo dessa variável para a inflação.

Motivados pelos distintos posicionamentos para a condução da Política Monetária, apresentados pela literatura, esse trabalho objetiva identificar se existe relação entre as variações dos agregados monetários ( $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_3$ ,  $M_4$ ) e as flutuações da inflação brasileira, no período de janeiro de 1995 a abril de 2013, totalizando 217 observações mensais. Visando contemplar as mudanças de regime econômicos existentes nesse período, fez-se uso de modelo Autoregressivo com Mudanças Markovianas. A grande vantagem dessa especificação é a flexibilidade de estimação, pois permite analisar como as variáveis elencadas se comportam sob diferentes regimes, para assim, identificar se há respostas diferenciadas da inflação após a implantação do Plano Real.

Se identificada relação entre os agregados monetários e a inflação brasileira há evidências para a alteração das estratégias adotadas pelo Banco Central do Brasil (BCB), como a adoção das suas taxas de crescimento para a estipulação das metas da inflação. Além disso, esse trabalho permitirá analisar se o sistema de metas da inflação, implantado em 1999 (ver Seção 2.1), manteve a inflação em um patamar aceitável ao longo dos anos analisados. Além de, no campo científico, esta pesquisa ter o mérito de contribuir com novas investigações que vêm sendo realizadas com relação à temática, bem como assinala temas a serem explorados por outras investigações, visto que a literatura brasileira sobre o assunto é escassa, estando concentrada principalmente na Europa e nos Estados Unidos.

O trabalho se organiza da seguinte maneira: na Seção 2, será feita uma breve descrição sobre a Política Monetária do Brasil e estudos empíricos que analisam a relação entre agregados monetários e a inflação. Na Seção 3 descrevemos os aspectos metodológicos do estudo, com apresentação das variáveis utilizadas e o método empregado. Na Seção 4 elucidamos os resultados obtidos com esse estudo e por fim, na Seção 5 serão apresentamos as considerações finais.

## **2. EMBASAMENTO TEÓRICO**

### **2.1 Política Monetária Brasileira: Década de 90 a atual**

Desde o final do Governo de Getúlio Vargas, momento em que havia fortes pressões inflacionárias na economia brasileira, Octávio Gouvêa de Bulhões, Ministro da Fazenda no período de 1964-1967, percebeu a necessidade de criar mecanismos para controle inflacionário. Entretanto, períodos posteriores a esse momento trouxeram muitas preocupações a população e ao governo brasileiro, devido o aumento desenfreado do nível de preços. Esse período, década de 80 a 90, foi descrito pelos economistas como “inércia inflacionária”, que representa que o preço de determinado produto subia, em consequência do aumento de preços em outro setor, culminando com a elevação dos preços em todos os setores da economia.

A fim de tentar minimizar esse efeito, nos anos de 1986, com o patamar da inflação de 80% ao mês, foi implantado o Plano Cruzado, com base no decreto-lei nº 2.283, de 27 de fevereiro de 1986. Todavia, esse Plano não trouxe resultados satisfatórios e acarretou a deterioração da balança de pagamentos do país com a consequente queda nas reservas internacionais. Sem condições de honrar os compromissos, o governo brasileiro teve que decretar a moratória da dívida externa, em 1987. Durante essa década e meados dos anos 90 outros planos foram propostos com o intuito de amenizar as elevações crescentes nas taxas de inflação, entretanto esses não apresentaram resultados satisfatórios.

Assim, após anos de deterioração do valor da moeda, foram anunciadas em 07 de dezembro de 1993 as medidas do Plano Real, um programa de longo prazo que interrompeu o processo inflacionário do Brasil. A implantação desse programa pode ser resumida em três etapas: *i*) Plano de Ação Imediata e Fundo Social de Emergência; *ii*) criação da moeda denominada de Unidade Real de Valor (URV) que em primeiro de julho de 1994 foi

substituída pelo atual Real; *iii*) manutenção do real sobrevalorizado por parte do Banco Central do Brasil.

Para elaboração dessa nova estratégia o governo brasileiro ponderou questões políticas, históricas e econômicas, tendo como resultado a estabilização da economia brasileira e a implantação do plano mais bem sucedido dentro todos os lançados para o controle da inflação. Como mencionado por Noronha (2008), com a implantação do Plano Real, houve um novo paradigma para a economia brasileira, já que a taxa inflação, medida pelo IPCA, recuou rapidamente de 47% em junho de 1994, para 6,84% em julho e para uma média de 2,1% no restante do ano de 1994.

Nos anos de 1995 a 1997 houve uma desvalorização cambial e em 1998, um aumento da taxa de juros para o controle inflacionário. A Política Monetária, nos dois mandatos do presidente Fernando Henrique Cardoso - FHC (1º mandato (1994-1997) e 2º mandato (1998-2002)) foi agravado pela ocorrência de três grandes crises que causaram impactos sobre a economia brasileira: as Crises Mexicana (1994), Asiática (1997) e Russa (1998) (OLIVEIRA; TUROLLA, 2003). Contudo, o governo FHC deu continuidade ao processo de reformas estruturais com a finalidade de evitar a volta da inflação, procurando deixar a economia estável.

Em meio a alguns agravos econômicos e financeiros que ocorreram no governo FHC, foi instituído, em 20 de junho de 1996, o Comitê de Política Monetária do Banco Central (Copom), como o órgão responsável pela regularização da Política Monetária. Cabe a esse o controle da oferta de moeda, estabilização dos preços e a manutenção da liquidez ideal do mercado. Além da implantação do Copom, outra medida, que veio reforçar a estabilidade da moeda, foi o Decreto 3.088, em 21 de junho de 1999, que estabeleceu o regime de metas da inflação.

O regime de metas da inflação tem como referência básica o trabalho de Taylor (1993). A prerrogativa dessa regra, adotada pelo Banco Central, é controlar a Política Monetária pela taxa nominal de juros, ao invés de por meio da variação da taxa de moeda nominal descrita por Friedman (1956), conforme se observa na expressão:  $i - i^* = a(\pi_t - \pi^*) - b(y_t - y_n)$ , onde  $i$  é a taxa de juros estimada pela regra de Taylor,  $i^*$  taxa de juros real,  $\pi_t$  taxa da inflação observada,  $\pi^*$  meta da inflação estipulada pelo Banco Central,  $y_n$  pleno emprego dos fatores de produção. Em momentos que a inflação real fosse maior que a inflação estimada (meta da inflação)  $\pi_t > \pi^*$  o Banco Central deveria aumentar a taxa de juros real acima da taxa de juros estimada, ou seja, uma elevação (redução) da taxa de juros quando a inflação se encontra acima (abaixo) da meta estipulada pelos órgãos reguladores.

No caso brasileiro, as metas de inflação são definidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) de janeiro a dezembro de cada ano corrente, mediante o monitoramento da evolução da inflação, da taxa de juros e do desempenho da atividade econômica. A variação do índice de preços escolhida como meta para a inflação é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE. Além do centro da meta, o CMN determina o intervalo de tolerância considerado adequado para a estabilidade da economia. Normalmente, esse intervalo tem variado entre 2% e 2,5% pontos percentuais acima e abaixo da meta central, de modo a conferir algum grau de flexibilidade à Política Monetária.

Para assegurar, que as metas sejam cumpridas, cabe ao Copom à responsabilidade de controlar as diretrizes da Política Monetária, bem como definir as taxas de juros. Em caso de não cumprimento das metas, o Banco Central informará as razões do descumprimento, indicando as providências tomadas e estimando o prazo para que a taxa de inflação volte aos limites estabelecidos, garantindo assim a transparência das decisões tomadas em relação à Política Monetária.

Mathias (2009) ressalta que o desempenho do Regime de metas de inflação no Brasil tem sido bastante satisfatório. Após a flutuação do câmbio (variável utilizada para controlar a

inflação, anteriormente à taxa de juros nominal), a nova âncora estabilizou as expectativas, mesmo tendo enfrentado diversos choques após sua adoção. O que contribuiu para a estabilidade foi à postura flexível adotada pelo BC que levou em conta os custos de produto e o nível de emprego na trajetória de convergência da taxa de inflação rumo às metas após os desvios.

Nos anos de 2001 a 2003 houveram altas na inflação, e em 2002, segundo o IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, desde 1995, foi o único ano em que não houve aumento no poder de consumo da parcela de 50% da população mais pobre (IPEA, 2006). Em 2002/2003 a inflação causou forte erosão no poder de compra do salário mínimo e a partir de 2004 a inflação retornou ao ritmo normal (BCB, 2011).

Com a posse do governo de Luiz Inácio Lula da Silva (Lula), em 2003, o governo teve como principal objetivo o cumprimento das metas da inflação. Dando assim, continuidade a Política Monetária adotada do governo FHC, mantendo a inflação nos limites estabelecidos pelo Copom e vigência de juros elevados para manter a estabilidade monetária.

Em 2008, em decorrência da crise que atingiu o mercado americano, o IPCA acumulado em doze meses se distanciou cada vez mais da meta estipulada pelo Banco Central do Brasil. Em meio a esse cenário, a autoridade monetária iniciou, no mês de abril, uma nova fase de alta da Selic (Sistema Especial de Liquidação e Custódia), interrompida em outubro, quando a economia brasileira já havia sido fortemente atingida pelos impactos do aprofundamento da crise global (FREITAS, 2009). A taxa Selic, é obtida mediante o cálculo da taxa média ponderada e ajustada das operações de financiamento por um dia, lastreados em títulos públicos federais e cursados no referido sistema ou em câmaras de compensação e liquidação de ativos, na forma de operações compromissadas.

Dessa forma, nos dois mandatos do presidente Lula (2003-2010), fez-se uso basicamente da taxa de juros como único instrumento de combate à inflação, no entanto, em alguns momentos a taxa Selic apresentou baixo impacto para a desinflação. Diante disso, foi necessário que o Banco Central do Brasil mantivesse altas taxas de juros, para que as metas da inflação fossem cumpridas. Essa medida resultou em impactos negativos ao Brasil, como desaceleramento no nível da atividade econômica e a apreciação da moeda doméstica (Fundap, 2011). Além da elevação das taxas de desemprego e desvalorização cambial da moeda.

No entanto, a estabilidade alcançada entre o balanceamento da elevação da taxa Selic e a redução do nível de inflação foi afetada na gestão da presidente Dilma Rousseff (2011-atual), integrante do partido do ex-presidente Luiz Inácio. A ata da reunião do Comitê de Política Monetária (Copom), do dia 06/06/2013, apontou que a estimativa para a inflação em 2013 apresenta tendência de alta e deve alcançar um valor superior à meta de 4,5% fixada pelo CMN. Essa expectativa pode ser confirmada pelo valor que a inflação, medida pelo IPCA, alcançou no mês de abril de 2013, 6,49%. Essa tendência motivou o Copom a intensificar o ritmo de ajuste da taxa básica de juros, a Selic; em abril, o comitê elevou a Selic em 0,25 ponto percentual, em maio 0,50 ponto percentual, levando a taxa básica a 8% ao ano.

Como principais consequências se observam no primeiro semestre de 2013, deterioração significativa do poder da moeda, além de redução da taxa de crescimento do Brasil. No primeiro trimestre deste ano, havia expectativa de crescimento do PIB em 0,8% a 1%, contudo o crescimento observado foi de 0,6%, segundo dados do IBGE.

## **2. 2 Estudos Empíricos**

O debate teórico a respeito da condução da Política Monetária, por meio da variação dos agregados monetários, não parece chegar a um consenso. Há divergências entre os achados empíricos a respeito do poder preditivo da moeda sobre o valor futuro da inflação. A maior parte desses estudos se concentra principalmente na área europeia, devido ao

importante papel da moeda na estratégia de Política Monetária do BCE. Esse utiliza uma taxa referencial de crescimento do agregado  $M_3$ , para a condução das decisões monetárias.

Gerlach e Svensson (2000) e Trecoci e Vega (2000) ao analisarem o desempenho de previsão dos agregados para a inflação, há alguns anos atrás, já confirmam que o  $M_3$  tem um conteúdo preditivo significativo para a evolução futura dos preços na área do euro. Horváth, Komárek e Rozsypal (2011) fazendo uso de indicadores monetários semelhantes ao do BCE examinaram se a moeda fornece informações para a na República Checa, Hungria, Polônia e Eslováquia. Como resultados, identificaram que a moeda fornece informações relevantes para a previsão da inflação, no entanto não melhora a previsão de modelos comumente utilizados, que fazem uso da abordagem autoregressiva e do passeio aleatório. Hofmann (2009), com uma estimativa distinta identificou que o modelo de previsão que combina fator monetário e indicadores econômicos, como a teoria baseada nos dois pilares da Curva de Phillips, oferece um desempenho de previsão razoavelmente bom e estável para a inflação europeia. Binner *et al.* (2009), fez uso da estrutura proposta por Drake e Mills (2005) para a área americana, utilizaram testes não paramétricos para avaliar a previsão da inflação na área do euro, com base no deflator do PIB e do Índice Harmonizado de Preços ao Consumidor, para o período de amostragem de 1980-2005. Com os resultados da análise, conclui-se que existe relação significativa entre  $M_2$  e  $M_3$  (agregados Divisia) com a previsão da inflação do euro. Dessa forma, os agregados monetários parecem conter informações adicionais sobre a demanda agregada da economia da área do euro para além das contidas nos variáveis de taxa de juros reais de curto prazo.

Além dos estudos que se concentram na zona do euro, há uma série de análises realizadas para os Estados Unidos. Stock e Watson (1999) reavaliam, em seu trabalho, se o uso da curva de Phillips ainda fornece informações para a previsão da inflação nos Estados Unidos. Segundo esta teoria, desenvolvida por Phillips (1958), uma menor taxa de desemprego leva a um aumento da inflação, e uma maior taxa de desemprego a uma menor inflação, entretanto essa relação não é observada no longo prazo, pois a taxa de desemprego torna-se independente da taxa de inflação conforme outras variáveis vão se alterando. Os resultados permitiram aos autores concluir que a taxa de desemprego (p curva de Phillips) pode desempenhar um papel útil na previsão da inflação, contudo medidas de atividade agregada podem apresentar resultados tão bons, ou melhores, do que aqueles baseados em taxas de desemprego, e combinando a estas previsões produzem resultados mais significativos. Estendendo esse modelo, Drake e Mills (2005) analisam a previsão do PIB nominal e da inflação dos Estados Unidos, por meio da soma simples do  $M_2$  e  $M_2 + (M_2$  além de ações e títulos de fundos mútuos), Divisia  $M_2$ , um agregado monetário empiricamente ponderado. Com estudo, identificou-se que a soma simples do agregado monetário  $M_2$  oferece informações para a previsão do rendimento nominal, mas que o agregado monetário empiricamente ponderado fornece as melhores previsões de inflação, especialmente no longo prazo. Em estudo semelhante, Binner *et al.* (2009), fazendo uso da estrutura básica de Drake e Mills (2005), utilizaram testes não paramétricos para avaliar a previsão da inflação na área do euro, com base no deflator do PIB e o Índice Harmonizado de Preços ao Consumidor, para o período de amostragem de 1980-2005. Com os resultados da análise, conclui-se que existe relação significativa entre  $M_2$  e  $M_3$  (agregados Divisia) com a previsão da inflação do euro. Dessa forma, os agregados monetários parecem conter informações adicionais sobre a demanda agregada da economia da área do euro para além das contidas nos variáveis de taxa de juros reais de curto prazo.

Em estudo posterior, Binner *et al.* (2010) investigaram se os agregados monetários são importantes para a previsão da inflação nos Estados Unidos no início e meados dos anos de 2000. Para a realização do trabalho, diferentes métodos de agregação foram utilizados, bem como diferentes ativos monetários. Na análise, fez-se uso de dois modelos não lineares, um

baseado em regressões de Kernel e outro no método de redes neurais. Ambos os modelos são analisados a fim de encontrar o melhor ajuste para a previsão da inflação dos Estados Unidos. Percebeu-se, que o modelo autorregressivo não linear, baseado no método de kernel, apresentou o melhor desempenho, no entanto, de acordo com esse estudo, se evidenciou que os agregados monetários não auxiliam de forma significativa para a previsão da inflação nos Estados Unidos. Por um lado, Bachmaier e Swanson (2005), identificaram que as previsões de inflação podem ser ligeiramente melhoradas através da inclusão de dinheiro, em comparação com modelos simples de AR, para horizontes de tempo superior a um ano. Em outra análise para o mercado dos Estados Unidos, no entanto fazendo uso do Vetor Autorregressivo (VAR) e do Regime de Alternância VAR, Elger, Jones e Nilsson (2006), investigam a previsão fora da amostra dos agregados monetários com quatro variáveis (crescimento do produto real, inflação, mudanças nas taxas de juros e crescimento nominal) para o período de 1992 a 2004. Observou-se, pouca evidência de que qualquer método de agregação ou nível de agregação tenha impacto sobre o desempenho do modelo de previsão com relação à inflação e o crescimento do produto real. Identificou-se também, que os modelos de Regime de Alternância VAR fornecem melhores previsões. Em estudo análogo Reynard (2007) analisa a relação empírica entre moeda e preços para a zona do euro e Estados Unidos. Como resultados, se identificou que para o período analisado, década de 60 a 70, a taxa de juros como medida de orientação da Política Monetária não fornece informações úteis para a previsão da inflação. Em contraste com a taxa de juros, se verificou que a evolução monetária fornece informações qualitativas e quantitativas sobre nível de preços e posterior evolução da inflação. Assim, conclui-se que os preços dos produtos e serviços podem melhorar os modelos de previsão da inflação em ambas as regiões.

Diferentemente dos trabalhos realizados na zona do euro e para o mercado americano, Paul e Ramachandran (2011) examinam se os agregados monetários podem ter um melhor desempenho na previsão de inflação em comparação com a soma simples de seus homólogos no mercado indiano. O coeficiente de correlação simples indicou que existe uma forte associação entre a inflação e a taxa de crescimento da moeda, além disso, se observou que as taxas de crescimento da moeda, equivalente aos agregados monetários, servem como um melhor indicador de inflação, em relação à retroalimentação causal da inflação às taxas de crescimento da soma simples dos agregados monetários. Tallman e Chandra (1996), para a Austrália, examinam se os agregados monetários fornecem informações para prever o comportamento do produto real e da inflação, por meio do VAR (vetor Autoregressivo). Os autores descobriram que os agregados monetários não continha informação concisas para explicar as flutuações posteriores do crescimento da produção ou a inflação. Em uma análise para o mercado brasileiro, Valente e Kanczuk (2006) analisam a importância da variação dos agregados monetários para a previsão da inflação brasileira. Como resultados constataram, a partir de testes de causalidade de Granger, que na economia brasileira os agregados monetários, não auxiliariam de modo significativo para a previsão da inflação.

### 3. ASPECTOS METODOLÓGICOS DO ESTUDO

Com o intuito de alcançar os objetivos propostos, primeiramente realizou-se a separação dos ativos que compõe os agregados monetários, sendo cada variável definida por:  $M_1 = M_1$ ,  $M_2 = M_2^* - M_1$ ,  $M_3 = M_3^* - M_2$  e  $M_4 = M_4^* - M_3$ . Essa separação deu-se, principalmente, com o intuito de analisar somente o impacto dos ativos acrescentados em cada agregado, desconsiderando o impacto dos ativos pertencentes ao agregado monetário anterior (ver Seção 3.1 para uma melhor compreensão dos ativos que compõe cada agregado monetário). Em seguida, calculou-se a variação logarítmica para os agregados monetários, conforme a expressão,  $VarLogMi_t = \ln Mi_t - \ln Mi_{t-1}$ , na qual  $VarLogMi_t$  é a variação logarítmica do

agregado  $i$ , e  $\ln Mi_t$  e  $\ln Mi_{t-1}$  é o logaritmo natural de agregado  $i$ , no instante  $t$  e  $t-1$ , respectivamente.

Para analisar se a série diferenciada e o IPCA são estacionários, utilizou-se o teste ADF de Elliott, Rothenberg e Stock (1996) e o teste KPSS proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992). O teste ADF testa a hipótese nula de que a série possui raiz unitária, já o teste KPSS testa a hipótese nula de estacionariedade de uma série temporal.

Para a análise do modelo Autoregressivo com Mudanças Markovianas (MS-AR) estimou-se a defasagem ótima do modelo segundo o critério de AIC (Akaike) e a determinação do número de Regimes deu-se por meio do teste de linearidade  $LR$ . Depois de estimada a defasagem ótima e o número de Regimes, procedeu-se a estimação do modelo MS-AR. Em seguida, realizou-se um diagnóstico para analisar a adequação do modelo, sendo testada a condição de normalidade dos resíduos, bem como a presença de autocorrelação tanto no resíduo, como no resíduo ao quadrado.

### 3.1 Dados Utilizados

Para o estudo, utilizou-se dados mensais dos agregados monetários,  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_3$ , e  $M_4$ , além de dados do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), para período de janeiro de 1995 a abril de 2013, perfazendo um total de 217 observações. Esses dados foram obtidos na página do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ([www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)).

Para os dados dos agregados monetários,  $M_1$ ,  $M_2^*$ ,  $M_3^*$ , e  $M_4^*$ , utilizou-se a reformulação conceitual e metodológica efetuada pelo Banco Central nos meios de pagamento ampliados oficiais do Brasil. Essa reformulação foi implantada a partir do levantamento dos saldos de julho de 2001 e aplicada para elaboração de séries históricas desde julho de 1988.

Com a reformulação dos conceitos, de acordo com o Banco Central (2009), o  $M_1$  passou a compreender os passivos de liquidez imediata (base monetária), composto pelo papel-moeda em poder do público (PMPP) e pelos depósitos à vista (DV). O papel-moeda em poder público é o resultado da diferença entre o papel-moeda pelo Banco Central do Brasil e as disponibilidades de "caixa" do sistema bancário. Os depósitos à vista são aqueles captados pelos bancos criadores de moeda e transacionáveis por cheques ou meios eletrônicos.

O  $M_2^*$  engloba, além do  $M_1$ , os depósitos para investimento e as emissões de alta liquidez realizadas primariamente no mercado interno por instituições depositárias. O  $M_3^*$  inclui o  $M_2^*$  mais as captações internas por intermédio dos fundos de renda fixa e a posição líquida de títulos registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic), decorrente de financiamento em operações compromissadas. E o  $M_4^*$  é constituído pelo  $M_3^*$  e pelos títulos públicos de alta liquidez.

Como *proxy* de inflação, utilizar-se-á o IPCA, calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Esse índice, desde 1980, reflete as necessidades médias de famílias com renda (salarial ou não) de 1 a 40 salários mínimos em onze capitais brasileiras que contêm 30% da população do país (Rio de Janeiro desde janeiro/1979; Porto Alegre, Belo Horizonte e Recife desde julho/1979; São Paulo, Brasília e Belém desde janeiro/1980; Fortaleza, Salvador e Curitiba desde outubro/1980; e Goiânia desde janeiro/1991) (IBGE, 2012). A partir de junho de 1999, o IPCA é o índice utilizado pelo Banco Central do Brasil para o acompanhamento dos objetivos estabelecidos no sistema de metas de inflação, sendo considerado o índice oficial de inflação do país.

### 3.2 Modelo Autoregressivo com Mudanças Markovianas

Nessa seção, será apresentado o modelo Autoregressivo com Mudanças Markovianas, modelo não linear que teve seus primeiros fundamentos apresentados no trabalho de Tong (1978) e posteriormente, enfatizando a transição entre diferentes períodos na economia, foi

utilizado no trabalho de Hamilton (1989). Na época, o autor, fez uso desse modelo para estudar as flutuações na economia dos Estados Unidos, sendo um dos primeiros a utilizar o modelo em séries temporais. Com essa metodologia, tornou-se possível e de forma mais confiável observar as mudanças na atividade econômica causada por choques na condução da Política Monetária.

Essa especificação surge da união entre o modelo Autoregressivo (AR) e Regimes de Markov. Os modelos AR têm sido utilizados para identificar relações dinâmicas em séries temporais e as Cadeias de Markov para analisar a mudança de regime em uma série de temporal. Assim, o modelo MS-AR tem o objetivo de retratar a evolução de séries econômicas ao longo de um período de tempo, considerando a dinâmica de distintos regimes. A ideia fundamental, em relação a esse método, é a de que os parâmetros do processo estocástico variam no tempo, mas são constantes quando condicionados a um regime.

Dessa forma, o modelo Autoregressivo com Mudanças Markovianas atribui a uma variável uma probabilidade condicional  $p$  de ela estar em um determinado regime e uma probabilidade  $(1-p)$  de estar num outro regime qualquer, tanto na explicação da série como na previsão. Dessa forma, para verificar se a variação logarítmica dos agregados monetários apresenta relação significativa com inflação, utilizou-se a equação [1].

$$IPCA_t = \begin{cases} \beta_{0,st} + \sum_{g=1}^g \alpha_{g,st} IPCA_{t-g} + \sum_{i=1,d=1}^{k,q} \beta_{i,st,t-d} m_i + \varepsilon_t & \text{se } st = 0 \\ \beta_{0,st} + \sum_{g=1}^g \alpha_{g,st} IPCA_{t-g} + \sum_{i=1,d=1}^{k,q} \beta_{i,st,t-d} m_i + \varepsilon_t & \text{se } st = 1 \end{cases} \quad [1]$$

Na equação [1], IPCA é o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo,  $m_i$  é definido como:  $m_1 = M_1$ ,  $m_2 = M_2$ ,  $m_3 = M_3$  e  $m_4 = M_4$  (Seção 3, para examinar como as variáveis foram definidas). O subscrito  $g$  representa o efeito Autoregressivo do IPCA e o subscrito  $d$  identifica o impacto contemporâneo e defasado de ( $i=1, \dots, q$ , escolhido conforme critério AIC).  $S_t$  é uma Cadeia de Markov com dois estados (Regimes) não observáveis, mas que apresenta uma matriz de probabilidade de transição  $p$  que assume os valores 0 e 1. Com base nessa especificação, a matriz de transição de probabilidade pode ser definida pela Equação [2].

$$P = \begin{cases} \text{probabilidade} [s_t = 0 | s_{t-1} = 0] = p_{00} \\ \text{probabilidade} [s_t = 1 | s_{t-1} = 0] = 1 - p_{00} \\ \text{probabilidade} [s_t = 1 | s_{t-1} = 1] = p_{11} \\ \text{probabilidade} [s_t = 0 | s_{t-1} = 1] = 1 - p_{11} \end{cases} \quad [2]$$

Em [2],  $p_{00}$  e  $p_{11}$  denotam a probabilidade de estar no Regime 0, dado que o sistema estava no Regime 0 durante o período anterior, e que a probabilidade de estar em Regime 1, uma vez que o sistema estava no Regime 1 durante o período anterior, respectivamente. Assim  $1-p_{00}$  define a probabilidade de mudar do Regime 0 durante o período  $t-1$  para o Regime 1 no período  $t$ , e  $1-p_{11}$  define a probabilidade de mudança do estado 1 para o Regime 0 entre os tempos de  $t-1$  e  $t$ . Assim, o modelo markoviano utiliza a probabilidade para identificar trocas de regime em séries temporais não lineares

#### 4. RESULTADOS

Nessa seção são apresentados os resultados, diagnósticos e análises realizadas através da estimação do modelo MS-AR, para o IPCA e as variações logarítmicas dos agregados monetários para o período de janeiro de 1995 a abril de 2013.

Iniciou-se o estudo verificando a estacionariedade das variáveis, por meio dos testes ADF e KPSS. Ressalta-se que uma série é estacionária (na forma fraca) quando suas médias, variâncias e dependências temporais forem constantes ao longo do tempo. Conforme, observado na Tabela 1, verifica-se que a hipótese nula de raiz unitária do teste do teste ADF é rejeitada para o IPCA e para as variações logarítmicas dos agregados monetários. Bem como, não se rejeita a hipótese nula de estacionariedade do teste KPSS. Desse modo, com base, em ambos os testes constata-se que as séries temporais são estacionárias.

**Tabela 1** - Teste de raiz unitária e estacionariedade do IPCA e das log-variações dos agregados monetários  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_3$  e  $M_4$ , para dados mensais do período de janeiro de 1995 a abril de 2013.

Testes	Variáveis				
	IPCA	$M_1$	$M_2$	$M_3$	$M_4$
Teste de raiz unitária (1)					
ADF (10)	-4,123	-9,655	4,438	-2,381	-9,205
P-valor	(0,001)	(0,000)	(0,001)	(0,017)	(0,000)
Teste de estacionariedade (2)					
KPSS(10)	0,423	0,113	0,131	0,415	0,213
P-valor	>0,005	>0,005	>0,005	>0,005	>0,005

Fonte: dados da pesquisa.

A seguir na Tabela 2 apresentam-se as estatísticas descritivas dos dados analisados.

**Tabela 2** - Estatísticas descritivas do IPCA e das log-variações dos agregados monetários,  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_3$  e  $M_4$ , para dados mensais do período de janeiro de 1995 a abril de 2013.

Estatísticas descritivas	Variáveis				
	IPCA	$M_1$	$M_2$	$M_3$	$M_4$
Média	0,588	0,012	0,012	0,020	0,015
Mediana	0,480	0,009	0,010	0,016	0,015
Mínimo	-0,510	-0,223	-0,027	-0,138	-0,213
Máximo	3,020	0,263	0,102	0,163	0,188
Desvio Padrão	0,497	0,065	0,015	0,032	0,046
Assimetria	1,879	0,118	1,435	0,640	-0,877
Ex. Curtose	5,206	2,985	5,697	5,611	5,995

Fonte: dados da pesquisa.

Ao analisar as estatísticas descritivas, percebe-se que o  $M_3$ , que representa as captações internas por intermédio dos fundos de renda fixa e a posição líquida de títulos registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic), apresenta a maior taxa média mensal de crescimento, com média de 0,020. A segunda maior média é relativa aos títulos públicos,  $M_4$ , com 0,015. Os passivos de maior liquidez imediata, papel-moeda em poder do público e depósitos à vista, os depósitos para investimento e as emissões de alta liquidez realizadas primariamente no mercado interno por instituições depósitos,  $M_1$  e  $M_2$ , respectivamente, obtiveram apenas um crescimento de 0,012. Em relação ao IPCA, observa-se valor médio de 0,588. Ao analisar o desvio padrão das variações logarítmicas dos agregados monetários, percebe-se que a maior dispersão em relação à média é apresentada

pelo  $M_1$  e  $M_4$ . A maior variabilidade dessas variáveis é confirmada, também, pela diferença entre o mínimo e máximo.

Destaca-se, ainda, na Tabela 2, que o IPCA,  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_3$ , apresentam assimetria positiva, indicando a maior probabilidade de valores positivos a negativos, e a assimetria negativa do  $M_4$  representa a maior probabilidade de valores negativos a positivos. Além disso, todas as variáveis apresentam excesso de curtose, sendo mais bem representadas por uma distribuição leptocúrtica.

Após a análise das estatísticas descritivas realizou-se o teste de Linearidade (LR) para confirmar que o modelo Markoviano (modelo não linear) é indicado a um modelo linear. Também, realizou-se a determinação do número de defasagens do componente autoregressivo, com base no critério Akaike (AIC), o qual diagnosticou que o modelo mais adequado possui duas defasagens, (AIC 58,645). Deste modo, com base nos testes realizados, para modelo  $MS(m)$ - $AR(p)$ , o número de Regimes,  $m$ , foi fixado em 2 (dois) e a defasagem ótima,  $p$ , foi escolhida ser igual a 2 (dois), de acordo com os critérios utilizados. Na Tabela 3, estão expostos os resultados referentes aos coeficientes Autoregressivos com Mudanças Markovianas.

**Tabela 3** - Resultados de estimação Autoregressivos com Mudanças Markovianas, das log-variações dos agregados monetários,  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_3$  e  $M_4$ , para dados mensais do período de janeiro de 1995 a abril de 2013.

Regime 0	Coefficiente	Erro Padrão	P-valor	Regime 1	Coefficiente	Erro padrão	P-valor
Const(0)	<b>0,282</b>	0,053	0,000	Const(1)	<b>0,453</b>	0,126	0,000
IPCA-1	<b>0,938</b>	0,071	0,000	IPCA-1	<b>0,938</b>	0,071	0,000
IPCA-2	<b>-0,286</b>	0,065	0,000	IPCA-2	<b>-0,286</b>	0,065	0,000
M1_1(0)	<b>0,560</b>	0,209	0,008	M1_1(1)	<b>3,162</b>	0,75	0,000
M1_2(0)	<b>1,149</b>	0,238	0,000	M1_2(1)	1,475	0,751	0,051
M2_1(0)	1,810	1,121	0,108	M2_1(1)	<b>20,522</b>	3,508	0,000
M2_2(0)	<b>5,460</b>	1,365	0,000	M2_2(1)	-9,609	3,904	0,015
M3_1(0)	1,109	0,739	0,135	M3_1(1)	<b>5,648</b>	1,442	0,000
M3_2(0)	<b>3,926</b>	0,717	0,000	M3_2(1)	0,890	1,099	0,419
M4_1(0)	-0,267	0,291	0,360	M4_1(1)	-0,883	0,835	0,292
M4_2(0)	<b>-0,916</b>	0,303	0,003	M4_2(1)	<b>2,546</b>	0,862	0,004
sigma(0)	0,163	0,012	0,000	sigma(1)	0,452	0,071	0,000
192 Meses (88,48%)				25 Meses (11,52%)			
Average duration = 8,00 Meses				Average duration = 1,04 Meses			
Log-likelihood -5,323				AIC 58,645			
Observações 217							

**Nota:** Resultados obtidos por meio da Equação [1].

Primeiramente, ao analisar os resultados expostos na Tabela 3, verifica-se, por meio do valor de sigma (desvio padrão), 0,163, que o Regime 0 é menos volátil, comparado ao Regime 1, com sigma de 0,452. Evidenciando assim, que no Regime 0, a variabilidade da inflação é menor, entretanto, no Regime 1 há períodos mais turbulentos e aumento da inflação superior a meta estipulada pelo Banco Central. Além do mais, identifica-se que o Regime 0, se mantém em 88,48% do período analisado, e o Regime 1, somente em 11,52% do período.

Ao analisar os coeficientes Autoregressivos com Mudanças Markovianas, percebe-se que o comportamento do IPCA, em ambos os Regimes, é dependente de seu comportamento do mês passado, o que ocasiona uma correção no mês seguinte, acarretando um impacto negativo, no entanto com menor magnitude, no mês subsequente. Em relação à variação logarítmica dos agregados monetários, percebe-se que no Regime 0, a inflação é influenciada de modo positivo, também, pelo  $M_1$ ,  $M_2$  e  $M_3$  de 2 meses passados e em baixa magnitude do  $M_1$  do período passado. O  $M_4$  que representa o agregado monetário de menor liquidez possui impacto negativo sobre o IPCA.

O Regime 1, por sua vez apresenta um comportamento distinto dos agregados monetários. Identificou-se que  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_3$  e  $M_4$  passados causam um impacto positivo e com maior magnitude nesse Regime do que identificado no Regime 0. Destaca-se o alto impacto do agregado  $M_2$ , com valor de 20,522, no período de alta inflacionária. Esse agregado representa os depósitos para investimento e as emissões de alta liquidez realizadas primariamente no mercado interno por instituições depositárias, como depósitos para investimentos, depósitos de poupança, fundos de aplicação financeira e de renda fixa de curto prazo e títulos do governo em poder do público.

Assim, o  $M_2$  pode ser utilizado como um importante indicador para acompanhamento da inflação, pois demonstra o comportamento dos bancos, ao inserirem dinheiro na economia ou o processo inverso ao retirar dinheiro (expansão monetária e contração monetária), que se dá, principalmente, por meio da menor ou maior concessão de créditos. Ao acompanharmos períodos históricos, de elevação da inflação, perceber-se-á que o aumento da taxa Selic, decorrente de uma medida preventiva da elevação da inflação, também, foi acompanhado pela alteração do comportamento do  $M_2$ . Um desses momentos foi o aumento da inflação em 2002 (conforme se observará na Figura 1), decorrente da forte expansão do  $M_2$ , e da acentuada desvalorização cambial. Como forma de amenizar esse período e estabilizar a situação, o Banco Central aumentou a taxa de juros interbancária, que desencadeou aumento nos juros de empréstimos cedidos por esses bancos, acarretando diminuição monetária na economia e, por conseguinte diminuição da inflação. Destaca-se, dessa forma, que períodos de alta inflação, e Selic alta, podem estar relacionados à maior concessão de empréstimos, e, assim, a maior demanda de empréstimos no mercado interbancário.

Além do mais, em períodos de inflação elevada, ou maior variabilidade dos preços, referente ao Regime 1, observa-se um maior impacto dos agregados monetários sobre a inflação comparado ao regime mais estável. Verifica-se, que nesses períodos, o papel-moeda e depósitos à vista ( $M_1$ ) tendem a crescer de forma contínua, conforme aponta Blanchard (2001), no entanto, a elevação da inflação acarreta um aumento no custo de reter o  $M_1$ , levando a uma transferência dos ativos mais líquidos para fontes alternativas que possibilitem uma proteção contra inflação, à chamada moeda indexada ou quase moeda, representada pelo  $M_2$ ,  $M_3$ ,  $M_4$ . Visto que, uma alta taxa de inflação, faz com que manter o dinheiro no bolso ou na conta-corrente bancária traga prejuízos com a perda do valor destes recursos. A alternativa é buscar aplicações que mantenham o valor do dinheiro, as quais são oferecidas pelo sistema financeiro.

Com base nesses resultados, verifica-se que os resultados dessa pesquisa apresentam similaridade com os achados de Drake e Mills (2005), Binner *et al.* (2009), Hofmann (2009), Nelson (2008), McCallum (2001), Berger *et al.* (2008). Esses autores, bem como os defensores da política quantitativa da moeda, sustentam que os agregados monetários possuem poder informativo para a inflação, ao contrário dos teóricos pertencentes a linha de pensamento do novo Keynesianismo, e assim, conclui-se que os agregados devem ser analisados para a condução da Política Monetária brasileira.

Após a análise preditiva dos agregados para a inflação, realizou-se diagnósticos do modelo estimado MS(2)-AR(2), por meio do teste de normalidade e de autocorrelação dos resíduos e dos resíduos ao quadrado, apresentados na Tabela 4. Pode-se observar que, com p-valor de 0,752, não se rejeitou a hipótese de normalidade dos resíduos, indicando que seguem uma distribuição normal.

**Tabela 4** - Diagnóstico do modelo MS(2)-AR(2), por meio do teste de normalidade dos resíduos e autocorrelação parcial dos resíduos e dos resíduos ao quadrado.

<b>Teste de Diagnóstico</b>	<b>Estatística</b>	<b>p-valor</b>
Teste de Normalidade para os <i>scaled residuals</i>	Chi <sup>2</sup> = 0,568	(0,752)

PACF* (5)	Chi <sup>2</sup> = 3,894	(0,565)
PACF* para resíduos ao quadrado (5)	Chi <sup>2</sup> = 2,528	(0,470)

\*Função de Autocorrelação Parcial

Fonte: dados da pesquisa.

Ao realizar o teste de autocorrelação dos resíduos, com p-valor de 0,565, não se rejeitou a hipótese nula, de ausência de autocorrelação, a um nível de significância de 5%. Da mesma forma, no teste de autocorrelação dos resíduos quadrados não se rejeita a hipótese nula, nesse caso o p-valor foi de 0,470. Com base nesses testes, pode-se afirmar que os resíduos estão livres de dependência serial, o que, juntamente com o teste de normalidade dos resíduos classifica o modelo como adequado.

Por meio do MS-AR estimado, obteve-se a matriz de probabilidade de transição, representada na Tabela 5.

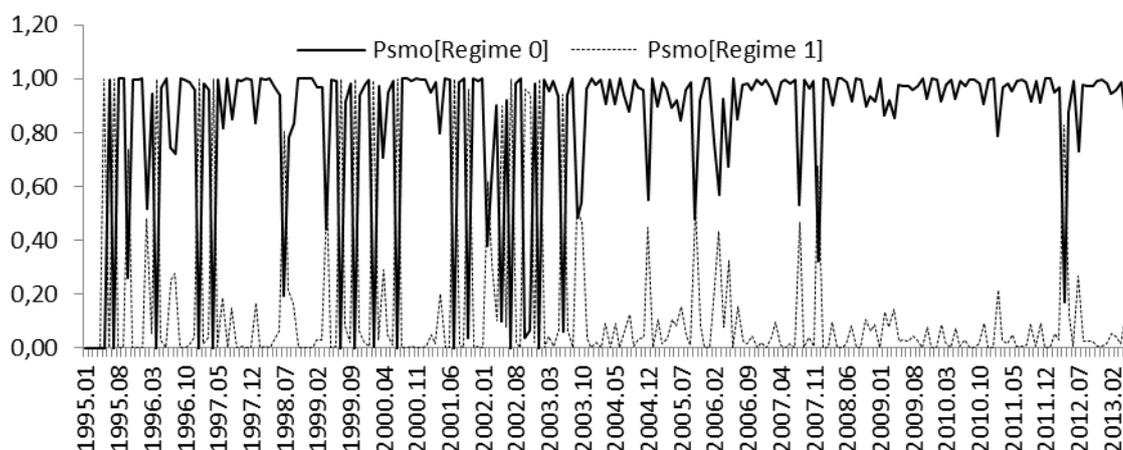
**Tabela 5** - Matriz de Probabilidade de Transição, para dados mensais do período de janeiro de 1995 a abril de 2013.

Regimes	Regime 0,t	Regime 1,t
Regime 0,t+1	0,838	0,908
Regime 1,t+1	0,161	0,092

Nota: Resultados obtidos por meio da Equação 2.

Fonte: dados da pesquisa.

Pode-se perceber, por meio da matriz de probabilidade de transição, demonstrado na Tabela 5, que o Regime 0 estimado é mais persistente, ou seja, uma vez nele, a probabilidade de permanecer é muito elevada. Estando no Regime 0, a probabilidade de permanência no Regime atual é de 83,8% e a probabilidade de mudar para o Regime 1 é de apenas 16,1%. Quando no Regime 1, a probabilidade de permanecer neste Regime é de 9,2% e a probabilidade de mudar para o Regime 0 é de 90,8%. Com os resultados da matriz de transição, realizou-se a classificação temporal dos Regimes, ilustrada na Figura 1.



**Figura 1** – Classificação Temporal dos Regimes

Nota: a linha pontilhada se refere ao Regime 1 (11,52% do período), período mais volátil, já a linha contínua se refere ao Regime 0 período menos volátil (88,48% do período)

O período analisado inicia em janeiro de 1995 e se estende até abril de 2013, no entanto, devido a duas defasagens se perde duas observações, como observado na Figura 1.

Confirmando os resultados apresentados na Tabela 3, verifica-se que há poucos períodos de permanência no Regime 1, ressalta-se, principalmente, que a partir de março de 2003 houve poucas transições entre os regimes. Verificando-se que grande parte das transições entre os regimes, deu-se no período de março de 1995 a março de 2003.

Verifica-se que entre 1995 a 1997 a inflação brasileira apresentou vários períodos instáveis, entretanto bem mais amenos que os apresentados no período anterior a implantação do Plano Real. Como aponta Oliveira e Turolla (2003), nesse período o país presenciou um aumento do custo de vida, elevando o preço médio dos bens e serviços, consequentemente acarretando a transição da inflação entre o Regime 0 e 1. Posteriormente, de meados de 1995 a meados de 1998 a inflação apresentou um período de estabilidade. Contudo, esse comportamento não se manteve de julho de 1997 a início de 2003. Em 1999, para o governo controlar a inflação, adotou o plano de metas da inflação, com a justificativa de coordenar as expectativas dos mercados e controlar a inflação. Contudo, não se observa resultados satisfatórios, desse plano, logo de início a sua adoção.

Em 2001 e 2002 as desvalorizações cambiais comprometeram a condução do regime de metas de inflação devido, principalmente, aos choques internacionais em 2001, e, em função da Crise Argentina, de 2002, que ocasionou desconfiança dos capitais internacionais quanto a mudanças na condução da política econômica (NORONHA, 2008), além do aumento do  $M_2$ , que elevou as taxas interbancárias. Períodos de alta inflacionária, como os apresentados pelo Brasil, conforme Mishkin (1997) dificultam a decisão de poupança de longo prazo e de investimento, aumentando a volatilidade dos preços, e aumentando o risco de financiamento e dos contratos de trabalho.

No ano de 2003, foi o primeiro ano do governo de Luiz Inácio da Silva, o IPCA apresentou alta de 9,3%. Essa foi influenciada pela crise cambial verificada no ano anterior, a qual levou o país a sofrer uma série de ataques especulativos (com o dólar chegando a custar quatro reais), bem como pelos reajustes dos preços monitorados (CARVALHO, 2006). A maior parte do governo foi marcada por um bom desempenho no combate à inflação. A fixação de rígidas metas de inflação, os aumentos nos fluxos de capitais para os países emergentes e os saldos significativos na balança comercial foram fundamentais para a manutenção da estabilidade dos preços. A maior mudança, em relação ao centro da meta estipulada para a inflação, após o período de 2003, foi identificada em novembro de 2012, no governo de Dilma Rousseff, impulsionado principalmente pelo aumento nos gastos com produtos alimentícios, que possuem um grande impacto no cálculo do IPCA.

Com base nessa análise, verifica-se que após a implantação do Plano Real, em julho de 1994, houve estabilização da moeda, no entanto flutuações ainda assolavam a economia brasileira, o que é comprovado pela permanência de 88,48% dos períodos no Regime 0 (período com menor variabilidade da inflação). Dessa forma, constata-se com a análise realizada, que o plano de metas da inflação não conseguiu manter a inflação na meta estipulada pelo Banco Central, tendo esse que fazer uso, em muitas ocasiões, do aumento da taxa Selic para controlar a inflação.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Houve, nas últimas décadas, uma movimentação em busca da estabilização monetária da economia brasileira. Pode-se destacar principalmente a implantação do Plano Real, em 1994 e a adoção do sistema de metas de Inflação pelo Banco Central desde 1999. Com intuito de analisar como a inflação se manteve após o Plano Real, esse estudo objetivou identificar uma possível relação de dependência entre a variação dos agregados monetários e a inflação por meio da aplicação da metodologia Autoregressiva com Mudanças Markovianas.

Os resultados obtidos na especificação do modelo MS-AR mostram a presença de dois Regimes diferentes que se alteram ao longo do período analisado. Destaca-se que no Regime

0, os resultados do IPCA demonstram pouca relação com os resultados passados, sofrendo maior impacto do  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_3$  e  $M_4$  de dois meses passados. Todavia, no Regime 1, os agregados acarretam um impacto positivo na previsão da inflação, chamando maior atenção ao alto valor do  $M_2$ . Além disso, se percebe que o impacto pode-se ser visto de maneira imediata, pois o crescimento desses agregados auxiliam na previsão da inflação do mês atual, demonstrando que no Regime 1, o crescimento dos agregados monetários apresentam maior poder explicativo para a inflação. Vale ressaltar, que após a implantação do Plano Real, houve predominância do Regime 0, bem como, maior probabilidade de continuarmos em um Regime da baixa volatilidade há do que a de retornamos ao Regime de alta da inflação. Além disso, após a posse do governo de Luiz Inácio Lula da Silva, em 2003, ocorreram poucos períodos de alta inflacionária, o que pode ser explicada pela tentativa do governo de controlar a inflação por meio da taxa Selic.

Desse modo, esses resultados não corroboram aos achados de Horváth, Komárek e Rozsypal (2011), Binner *et al.* (2010), Reynard (2007) e aos dos defensores do Novo Keynesianos, que como Woodford (2008) argumentam que os agregados monetários não devem ser considerados para a condução da Política Monetária. Assim, com base, nos resultados dessa pesquisa, pode-se sugerir, como realizado pelo Banco Central Europeu, um maior monitoramento dos agregados para a condução da Política Monetária Brasileira.

Um potencial de fragilidade do modelo considerado nesse trabalho se refere ao baixo número de observações, janeiro de 1995 a outubro de 2011, esse período de observações deve-se ao interesse em identificar a mudança de Regimes após a implantação do Plano Real em 1994. Resultados mais consistentes, provavelmente seriam obtidos se a base de dados estivesse em dados semanais. Outro caminho, seria agregar mais variáveis, como taxa de juros, PIB, salários, renda, além dos agregados monetários, que combinadas provavelmente trariam uma contribuição adicional na previsão da inflação.

## Referências

- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Reformulação dos Meios de Pagamento - Notas Metodológicas**. 2009. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/ftp/infecon/NM-MeiosPagAmplp.pdf>> Acesso em: 26 mar. 2012.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inflação**. 2011. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2011/06/ri201106P.pdf>> Acesso em: 22 mar. 2012
- BERGER, H., HARJES, T., STAVREV, E. The ECB's monetary analysis revisited. IMF Working Paper 08/166, Washington, DC, 2008.
- BINNER, J. M. et al. Admissible monetary aggregates for the euro area. **Journal of International Money and Finance**, v. 28, n. 1, p. 99-114, fev. 2009.
- BINNER, J. M. et al. Does money matter in inflation forecasting? *Physica A*, v. 389, p.4793-4808, abr. 2010.
- CARVALHO, E. F. Inflação e Política Monetária: um balanço do governo Lula. **Conjuntura e Planejamento**, Salvador: SEI, n.150, p.18-22, 2006.
- DRAKE, L., MILLS, T.C. A new empirically weighted monetary aggregate for the United States. **Economic Inquiry**, v. 43, n. 1, p. 138–157, 2005.
- ELGER, T.; JONES, B. E.; NILSSON, B. Forecasting with Monetary Aggregates: Recent Evidence for the United States. **Journal of Economics and Business**, v. 58, n. 5–6, p.428–446, 2006.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, n. 64, p. 813-836, 1996.
- FREITAS, M. C. P. Os efeitos da crise global no Brasil: aversão ao risco e preferência pela liquidez no mercado de crédito. **Estudos Avançados**, v. 23, n.66, 2009.
- FRIEDMAN, M. The quantity theory of money - a restatement. In: Friedman, M. (org.), **Studies in the Quantity Theory of Money**, pp. 3-21, Chicago: University of Chicago Press, 1956.
- FUNDAP. Fundo para o desenvolvimento das atividades portuárias. Regime de Política Macroeconômica no Governo de Dilma. **Boletim de Economia**, n. 7, 2011. Disponível em: <[http://novo.fundap.sp.gov.br/arquivos/pdf/Boletim\\_de\\_Economia%207\\_Conjuntura\\_Economica\\_Regime\\_de\\_Politica\\_Macroeconomica\\_no\\_Governo\\_Dilma.pdf](http://novo.fundap.sp.gov.br/arquivos/pdf/Boletim_de_Economia%207_Conjuntura_Economica_Regime_de_Politica_Macroeconomica_no_Governo_Dilma.pdf)> Acesso em: 21 mar. 2012.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of non stationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v. 57, p. 357-384, 1989.
- HOFMANN, B. Do monetary indicators lead euro area inflation?. **Journal of International Money and Finance**, v. 28, n. 7, p. 1165–1181, 2009.
- HORVÁTHA, R; KOMÁREK, L.; ROZSYPAL, F. Does money help predict inflation? An empirical assessment for Central Europe. **Economic Systems**, v. 35, p. 523–536c, 2011.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA**. 2012. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc\\_ipca/](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/)> Acesso em: 25 mar. 2012.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Desigualdade, Estabilidade e Bem-Estar Social**. 2006. Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/livros/desigualdaderendanobrasil/Cap\\_03\\_Desigualdade\\_Estabilidade.pdf](http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/livros/desigualdaderendanobrasil/Cap_03_Desigualdade_Estabilidade.pdf)> Acesso em: 01 abr. 2012.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. **Journal of Econometrics**, v. 54, p.159-178, 1992.
- MATHIAS, A. Capítulo 9 – O Regime permanente de metas de inflação: propostas de aperfeiçoamento. In: Brasil Pós-Crise (Terceira Edição) 2009, Pages 139–152
- MCCALLUM, B. Monetary policy analysis in models without money. NBER Working Paper 8174, Cambridge, MA, 2001.

- MISHKIN, F.S. Issues in Inflation Targeting. Paper presented at the Bank of Canada Conference, Price Stability and the Long-Run Target for Monetary Policy, June 8-9, 2000
- NELSON, E. Why money growth determines inflation in the long run: answering the Woodford critique. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 40, p.1791–1814, 2008.
- NORONHA, L. E. P. Dois Regimes monetários: Uma análise comparativa do período pós Plano Real. **Revista OIKOS**, Rio de Janeiro, v. 05, n. 2, 2008.
- OLIVEIRA, G; TUROLLA, F. Política econômica do segundo governo FHC: mudança em condições adversas. **Tempo Social**, São Paulo, v.15, n.2, nov. 2003.
- PAUL, S.; RAMACHANDRAN, M. Currency equivalent monetary aggregates as leading indicators of inflation. **Economic Modelling**, v. 28, n.4, p. 2041–2048, 2011.
- PHILLIPS, A. W. The relationship between unemployment and rate of change of money wages in the United Kingdom, 1861- 1957, 1958.
- REYNARD, S. Maintaining low inflation: Money, interest rates, and policy stance. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 5, p. 1441-1471, 2007.
- STOCK, J.H.; WATSON, M.W. Forecasting inflation. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, n. 2, p. 293–335, 1999.
- TALLMAN, E.W.; CHANDRA, N. Financial Aggregates as Conditioning Information for Australian Output and Inflation, Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper No. 9704, 1996.
- TAYLOR, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, p. 195-214, North-Holland, 1993.
- TONG, H. On a threshold model. In C. H. Chen (ed.). *Pattern Recognition and Signal Processing*. Sijhoff & Noordhoff, Amsterdam, 1978.
- VALENTE, V. F.; KANCZUK F. **Agregados monetários e preços: testes de cointegração e causalidade de Granger e análise de funções de resposta a impulso para o período de 1979-2006 no Brasil**. São Paulo, 2007, Originalmente apresentado como monografia da Universidade de São Paulo, 2006.
- WOODFORD, M. 2008. How important is money for monetary policy conduct? **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 40, p. 1561–1598.