

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS  
CAMPUS DE SOROCABA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

VICTOR LUCAS PEDROSO ALVES

**AGREGADOS MONETÁRIOS PONDERADOS: IMPACTOS SOBRE A INFLAÇÃO  
E O PRODUTO DA ECONOMIA BRASILEIRA**

Sorocaba  
2015

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS  
CAMPUS DE SOROCABA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

VICTOR LUCAS PEDROSO ALVES

**AGREGADOS MONETÁRIOS PONDERADOS: IMPACTOS SOBRE A INFLAÇÃO  
E O PRODUTO DA ECONOMIA BRASILEIRA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia para obtenção do título de mestre em Economia.

Orientação: Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Junior

Sorocaba  
2015

Alves, Victor Lucas Pedroso.  
A474a Agregados monetários ponderados: impactos sobre a inflação e o produto da economia brasileira / Victor Lucas Pedroso Alves. -- 2015.  
133 f : 30 cm.

Dissertação (mestrado)-Universidade Federal de São Carlos, *Campus* Sorocaba, Sorocaba, 2015.

Orientador: Geraldo Edmundo Silva Junior.

Banca examinadora: Maria Aparecida Silva Oliveira, Sidney Martins Caetano.

Bibliografia

1. Política monetária - Brasil. 2. Agregados monetários – Brasil. I. Orientador. II. Sorocaba-Universidade Federal de São Carlos. III . Título.

CDD 332

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca do *Campus* de Sorocaba.

**VICTOR LUCAS PEDROS O ALVES**

**AGREGADOS MONETÁRIOS PONDERADOS: IMPACTOS SOBRE A INFLAÇÃO E O  
PRODUTO DA ECONOMIA BRASILEIRA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação, para obtenção do título de mestre em Economia. Área de concentração Economia. Universidade Federal de São Carlos. Sorocaba, 20 de março de 2015.

Orientador(a)

---

Dr. Geraldo Edmundo Silva Junior  
Universidade Federal de São Carlos – *Campus* Sorocaba

Examinador(a)

---

Dr. (a) Maria Aparecida Silva Oliveira  
Universidade Federal de São Carlos – *Campus* Sorocaba

Examinador(a)

---

Dr. Sidney Martins Caetano  
Universidade Federal de Juiz de Fora

**DEDICATÓRIA**

*Aos meu país.*

## **AGRADECIMENTO**

*Agradeço ao meu orientador Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Junior por toda a orientação e conhecimentos transferidos ao longo deste período.*

*À CAPES/CNPq pelo auxílio financeiro durante o programa de mestrado.*

*À todo corpo docente, colegas de turma e funcionários do programa de Pós-Graduação em Economia (PPGEc) da Universidade Federal de São Carlos – Campus Sorocaba.*

## RESUMO

ALVES, Victor Lucas Pedroso. *Agregados Monetário Ponderados: Impactos sobre a inflação e o produto da economia brasileira*. 2015. 132 f. Dissertação de Mestrado em Economia – Centro de Ciências em Gestão e Tecnologias, Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2015.

A indecisão quanto a melhor forma de condução da política fez com que a literatura debatesse durante décadas os benefícios e custos das alternativas de política monetária. Os instrumentos mais comuns são, entre outras alternativas, a taxa de juros, a oferta de moeda em circulação e as reservas da autoridade monetária. Nos últimos vinte e cinco anos, a adoção generalizada do regime de metas de inflação mostrou que a política monetária ficou calcada apenas nas taxas de juros, com desdobramentos sobre a aferição das expectativas de inflação e a sua sensibilidade em relação às taxas de juros. Todavia, os sinais observados a partir dos agregados monetários possibilitaram a rediscussão do uso de agregados, já que o Banco Central Europeu (BCE) passou a atribuir significativo peso sobre os agregados monetários para as decisões de política. Apesar de tal fato, a política monetária no Brasil desconsidera o uso de tais agregados na magnitude sugerida pelo BCE. Assim, a presente dissertação tem como objetivo verificar os impactos dos choques monetários, medidos por alterações nos agregados monetários, sobre os preços e sobre o produto da economia brasileira para o período de fevereiro de 1980 a dezembro de 2013. Considerou-se uma ponderação de cada ativo que compõe os agregados monetários, sendo o peso representado pelo custo de oportunidade associado a sua manutenção. Modelos vetoriais auto regressivos (VAR) foram estimados, considerando a relação entre as variáveis e suas especificidades. Os agregados monetários ponderados, de fato, apresentaram comportamento distinto do observado em soma simples, principalmente entre as décadas de 1980 e 1990, dado o cenário econômico da época. As funções impulso resposta apresentaram comportamento semelhante, mas com intensidades diferentes, ou seja, ao considerar os agregados ponderados os impactos da oferta de moeda sobre a inflação e o produto se mostraram sensíveis ao cenário econômico de cada período considerado.

Palavras-chave: Política monetária. Agregados monetários ponderados. Choques Monetários. Índice Divisia.

## ABSTRACT

The benefits and the costs of the monetary policy alternatives have been debated through decades, without a consensus of how it should be conducted. The most common instruments are, between other, the interest rate, the money supply and monetary reserves. In the last twenty five years, the generalized adoption of inflation targeting evidenced that monetary policy had been based only on the interest rates, and the new regime demanded measurement on inflationary expectations and inflation sensibility on interest rate changes. However, the monetary aggregates observed signs brought back the discussion of its use as an instrument, since the European Central Bank (ECB) had put weight on the aggregates behavior to its monetary policy decisions. Besides it, Brazilian monetary policy neglects the usage of the monetary aggregates as suggested by the ECB. Therefore, this thesis aims to verify the effects of monetary shocks from Divisia and simple sum monetary aggregates on Brazilian product and inflation considering the period between February 1980 and December 2013. Each asset that compose the monetary aggregates were weighted by its opportunity cost obtaining the Divisia monetary aggregates indexes. Vector auto regression models (VAR) were estimated to study the relationship among variables. Specially, Divisia monetary aggregates showed higher sensibility in each economic scenario considered, even with similar behavior to the simple sum intensities. This seems to be intensely observed on the Divisia monetary aggregates impulse response functions. So, considering the weighted monetary aggregates, the impacts on the product and price level seems to be sensible to the economic scenario according to each economic scenario particularity.

Key words: Monetary policy. Monetary shocks. Divisia monetary aggregates index.



## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Velocidade do agregado M3 e M3+ em soma simples e ponderado pelo índice Divisia e pelo índice de Laspeyres.....	31
Figura 2 – Crescimento dos agregados ponderados para as décadas selecionadas.....	33
Figura 3 – Agregado M2 ponderado pelo índice Divisia (M2 DIV) e em soma simples (M2 SS).....	36
Figura 4 – Comportamento do agregado M3 ponderado pelo índice Divisia (Div) e em soma simples (SS) entre 1980 e 1992.....	37
Figura 5 – Multiplicador monetário do agregado M4 ponderado pelo índice Divisia (Div) e em soma simples (SS).....	38
Figura 6 – Comportamento mensal do agregado M4 entre 1980 e 1994 para o agregado ponderado (DM4) e em soma simples (M4SS).....	39
Figura 7 – Taxa de crescimento dos agregados M1 (8.a), M2 (8.b), M3 (8.c) e M4 (8.d) ponderados pelo índice Divisia (Div) e em soma simples (SS) entre fev/1980 e jan/1986.....	60
Figura 8 – Taxa de crescimento dos agregado M1 (9.1), M2 (9.b), M3 (9.c) e M4 (9.d) ponderados (Div) e em soma simples (SS) entre fev/1986 e fev/1990.....	61
Figura 9 – Taxa de crescimento dos agregado M1 (10.a), M2 (10.b), M3 (10.c) e M4 (10.d) ponderados (Div) e em soma simples (SS) entre mar/1990 e mai/1994.....	62
Figura 10 – Taxa de crescimento dos agregado M1 (11.a), M2 (11.b), M3 (11.c) e M4 (11.d) ponderados (Div) e em soma simples (SS) entre jun/1994 e dez/1998.....	63
Figura 11 – Taxa de crescimento dos agregado M1 (12.a), M2 (12.b), M3 (12.c) e M4 (12.d) ponderados (Div) e em soma simples (SS) entre jan/1999 e ago/2008.....	64
Figura 12 – Taxa de crescimento dos agregado M1 (13.a) M2 (13.b), M3 (13.c) e M4 (13.d) ponderados (Div) e em soma simples (SS) entre set/2008 e dez/2013.....	65
Figura 13 – Taxa de crescimento dos agregado M1(14.a), M2 (14.b), M3 (14.c) e M4 (14.d) ponderados (Div) e em soma simples (SS) entre jun/1994 e dez/2013.....	66
Figura 14 – Funções impulso resposta de um choque no agregado monetário M1 em soma simples durante 24 meses.....	74
Figura 15 – Funções impulso resposta de um choque no agregado monetário M1 ponderado pelo índice Divisia durante 24 meses.....	75
Figura 16 – Funções impulso resposta de um choque no agregado monetário M2 em soma simples durante 24 meses.....	79
Figura 17 – Funções impulso resposta de um choque no agregado monetário M2 ponderado pelo índice Divisia durante 24 meses.....	80
Figura 18 – Funções impulso resposta dos agregados M1 e M2 ponderados e em soma simples no período pré Plano Real.....	82
Figura 19 – Funções impulso resposta dos agregados M1 e M2 ponderados e em soma simples no período pós Plano Real.....	83
Figura 20 – Funções impulso resposta dos agregados M1 e M2 ponderados e em soma simples no período pré crise de 2008.....	84
Figura 21 – Funções impulso resposta dos agregados M1 e M2 ponderados e em soma simples no período pós crise de 2008.....	91

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Taxa de inflação, de desemprego e taxa de crescimento do PIB entre 1980 e 2013.....	14
Tabela 2 – Comportamento da inflação, PIB, desemprego, M1 e da taxa de juros entre 2000 e 2013 para os países que adotaram o QE.....	23
Tabela 3 – Teste de raiz unitária.....	68
Tabela 4 – Teste de cointegração de Johansen.....	69
Tabela 5 – Quebra Estrutural .....	70
Tabela 6 – Critérios de informação para os modelos com M1 e m2 em soma simples e ponderados pelo índice Divisia.....	70
Tabela 7 – Modelo vetorial auto regressivo (VAR) de primeira ordem para M1 em soma simples.....	72
Tabela 8 – Modelo vetorial auto regressivo (VAR) de primeira ordem para M1 ponderado.....	73
Tabela 9 – Modelo vetorial auto regressivo (VAR) de primeira ordem para M2 em soma simples.....	77
Tabela 10 – Modelo vetorial auto regressivo (VAR) de primeira ordem para M1 ponderado.....	78
Tabela 11 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e o IPCA para o modelo com o agregado M1 no período pré Plano Real.....	85
Tabela 12 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M2 no período pré Plano Real.....	87
Tabela 13 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M1 no período pós Plano Real.....	89
Tabela 14 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M2 no período pós Plano Real.....	90
Tabela 15 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M1 no período entre fev/1980 e dez/2013.....	93
Tabela 16 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M2 no período entre fev/1980 e dez/2013.....	94

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	11
<b>2 REVISÃO DE LITERATURA</b> .....	17
2.1 O GRANDE EXPERIMENTO MONETARISTA (1979-1982) E SEU DESENVOLVIMENTO.....	18
2.2 A INTENSIFICAÇÃO DO DEBATE: INSTRUMENTO E METAS.....	19
2.3 O DESENVOLVIMENTO DE FORMAS ALTERNATIVAS E “NÃO CONVENCIONAIS” DE POLÍTICA.....	21
2.4 CHOQUES MONETÁRIOS.....	26
2.5 AGREGADOS MONETÁRIOS PONDERADOS.....	29
<b>3 METODOLOGIA</b> .....	41
3.1 AGREGADOS MONETÁRIOS.....	41
3.1.1 O Índice Superlativo Divisia.....	41
3.2 MODELOS MULTIVARIADOS: MODELO VETORIAL AUTO REGRESSIVO (VAR).....	48
3.2.1 Modelo Vetorial Auto Regressivo (VAR).....	49
3.2.2 Função Impulso Resposta.....	50
3.3 DADOS, TRATAMENTO E ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	52
<b>4 RESULTADOS</b> .....	56
4.1 AGREGADOS MONETÁRIOS PONDERADOS.....	56
4.2 ESTIMAÇÃO DOS MODELOS.....	67
<b>5 CONCLUSÃO</b> .....	98
<b>6 REFERÊNCIAS</b> .....	101
<b>APÊNDICE</b> .....	107

## 1 INTRODUÇÃO

A política monetária é peça fundamental da política econômica de uma nação, pois permite que a autoridade monetária exerça influência, direta e indireta, sobre as variáveis macroeconômicas. Sua execução é pautada principalmente no uso de instrumentos ou no estabelecimento de metas intermediárias ou finais. A indecisão quanto a melhor forma de condução da política fez com que a literatura debatesse durante décadas os benefícios e custos de cada alternativa. Autores divergiram a respeito das implicações econômicas associadas a cada forma de conduta, não havendo consenso teórico ou empírico sobre o tema<sup>1</sup>, enquanto na prática, a política passou por diversas transformações, assumindo formas não usuais em momentos de inflação elevada e durante crises econômicas, como por exemplo o *quantitative easing* na mais recente crise econômica.

Os principais instrumentos de política monetária são, entre outros, a taxa de juros, a oferta de moeda em circulação e as reservas da autoridade monetária. Em fins dos anos 1970 e início dos anos da década de 1980, principalmente pelo persistente e elevado nível de inflação nos Estados Unidos, desenvolveram-se estudos sobre a política, exercendo significativa influência sobre as demais nações. Entre as possíveis alternativas de política que poderiam reduzir a inflação, cogitou-se a utilização de instrumentos considerados alternativos, como a oferta de moeda em circulação, através da manipulação dos agregados monetários. Tais discussões resultaram no Grande Experimento Monetarista, entre 1979 e 1982, em que o *Federal Reserve* (FED), autoridade monetária norte americana, considerou como principal instrumento para o desenvolvimento da política os agregados monetários, utilizando ainda seu estoque de reservas.

O debate entre a utilização de instrumentos ou metas se intensificou após tal experimento sendo que o principal resultado, para os Estados Unidos, foi a redução da inflação, com a economia entrando em uma recessão não esperada. Assim, a utilização dos agregados monetários como instrumento de política perdeu espaço, desenvolvendo-se análises a respeito da determinação de metas. Nesse cenário a Nova Zelândia em, 1990, destacou-se ao ser o primeiro país a adotar formalmente um regime de metas de inflação. Tal atitude levou diversos países a seguirem o mesmo caminho, reutilizando as taxas de juros como instrumento para que a meta fosse atingida. De forma geral, os resultados foram significativos para aqueles que adotaram o regime de metas criando a sensação de que sua adoção seria reflexo de uma futura estabilidade macroeconômica. (Svensson, 2010).

---

<sup>1</sup> Ver Poole (1970).

A adoção do regime de metas se estendeu a diversos países, sendo o Brasil em 1999 o décimo primeiro país a adotá-lo. Os países emergentes, dado suas particularidades econômicas, adaptaram-se à sua utilização com relativo sucesso, este questionado por alguns autores<sup>2</sup>.

O uso generalizado do regime de metas de inflação mostrou que a política monetária ficou calcada apenas nas taxas de juros, com desdobramentos sobre a aferição das expectativas de inflação e a sua sensibilidade em relação às taxas de juros.

Entretanto, com o surgimento a União Europeia (UE) em 2000, o desenvolvimento da política monetária baseado no comportamento dos agregados monetários voltou a ser discutido, já que o Banco Central Europeu (BCE), com uma meta inicial para o crescimento da oferta de moeda, atribuiu significativo peso sobre os agregados monetários. No Brasil, o Banco Central, tendo como principal preocupação a manutenção da inflação nos intervalos da meta estabelecida, desde 2005 em 4,5%, observa em suas programações monetárias trimestrais apenas o desempenho dos agregados, não havendo nenhuma interferência na decisão de alteração da taxa de juros.

Belongia e Ireland (2013) observaram, de modo geral, a pequena influência de instrumentos de política monetária além da taxa de juros e resgataram a discussão sobre a ausência do papel da oferta de moeda na conduta da política monetária norte americana como fonte de instabilidade. Como resultado, questionaram o comportamento negligente dos *policymakers* em relação à oferta de moeda, uma vez que seus resultados apresentaram impactos da instabilidade monetária sobre os preços e produto da economia. Tal resultado sugere que o comportamento dos agregados monetários não deve ser negligenciado como de fato ocorre entre as diversas autoridades monetárias. Com isso, as decisões das autoridades podem ser questionadas pela utilização exclusiva da taxa de juros como instrumento, e por possíveis equívocos na condução da política monetária.

Além da não consideração de possíveis impactos, gerados por instrumentos não considerados pelas autoridades monetárias, sobre as variáveis reais da economia, a qualidade das estatísticas monetárias disponíveis, quando consideradas, também podem ser fonte de instabilidade. Assim, considerando o desenvolvimento de Diewert (1976), alguns autores<sup>3</sup> questionaram a metodologia utilizada para a construção dos agregados, que apenas propõe a soma simples entre os ativos que os compõem, atribuindo a característica de perfeita substituição. Uma alternativa a tal metodologia foi a consideração da ponderação de cada

---

<sup>2</sup> Entre eles: Neves e Oreiro (2008), Ferrari Filho e Schifino (2010) e Leal, Silva e Caetano (2013)

<sup>3</sup> Ver Friedman e Schwartz (1970), Barnett *et al.*(1981) e Barnett (1982).

ativo, cujo peso seria o custo de oportunidade associado a sua manutenção, o que permitiria verificar diferenças entre o desempenho dos agregados ponderados e em soma simples. Assim, análises do comportamento dos agregados monetários ponderados em períodos específicos poderiam levar a conclusões de um desempenho não condizente com a teoria macroeconômica, ao contrário do apontado pelos agregados em soma simples.

O desenvolvimento da política monetária assumiu novos caminhos, principalmente após a mais recente crise econômica deflagrada pela bolha imobiliária no mercado norte americano. Em 2008, os EUA adotaram uma política considerada não convencional, colocando as taxas de juros em níveis próximos de zero. Passaram a atuar principalmente através da compra de ativos financeiros, para elevar a liquidez do mercado. Tal política foi chamada de *Quantitative Easing* (QE) ou afrouxamento monetário, e se estendeu a países como o Japão e Inglaterra que semelhantemente, mas com suas especificidades, seguiram as premissas do QE. Entre os países com economia emergente, principalmente para o Brasil, os impactos da crise foram amenizados pelas políticas de incentivo ao crédito e isenções tributárias, incentivando o consumo. Com as experiências dos Estados Unidos, Reino Unido, União Europeia e Japão, discutidas por Blinder (2010) e Fawley e Neely (2013), é notável que a adoção do QE passou a reconsiderar o controle e a emissão monetária como um instrumento potencial de política monetária.

A estabilidade da economia brasileira foi atingida após a implementação do Plano Real em julho de 1994, sendo o principal responsável pela redução da inflação que, historicamente, havia atingido níveis muito elevados nos anos anteriores. A política monetária foi baseada em uma âncora cambial entre 1994 e 1999, adotando-se, ainda em 1999, o tripé câmbio flexível-superávit primário-metas de inflação, com o último elemento sendo incorporado em 1999. Conforme a Tabela 1 observa-se que desde a adoção do regime até 2013, o Brasil teve sucesso em manter a inflação no centro ou abaixo da meta apenas em quatro anos<sup>4</sup>: 2000, 2006, 2007 e 2009. Em algumas situações o governo chegou a apresentar justificativas já que a taxa de inflação prevista não seria atingida, o que ocorreu através de uma Carta Aberta para os anos de 2003 e 2004. Assim, o regime de metas, mesmo mantendo a inflação estável desde a sua adoção, mas com média para o período acima do centro da meta estabelecida, gerou debates a respeito de sua real eficácia para a economia brasileira.

---

<sup>4</sup> Em 1999 a meta definida foi de 8% a.a., em 2000 de 6% a.a., em 2001 de 4% a.a. e em 2002 3,5% a.a.. Em 2003 a meta foi ajustada para 8,5% a.a., sendo que a meta formal era inicialmente 3,25% a.a. passando para 4% a.a., em 2004 se ajustou para 5,5% a.a., sendo a meta formal 3,75% a.a., posteriormente passando para 5,5% a.a. A partir de 2005 a meta foi definida em 4,5% a.a.

Tabela 1 – Taxa de inflação, de desemprego e taxa de crescimento do PIB entre 1980 e 2013.

Data	Taxa de Inflação (% a.a)	Taxa de Desemprego (Var. %)	Taxa de crescimento do PIB (Var. %)	Data	Taxa de Inflação (% a.a)	Taxa de Desemprego (Var. %)	Taxa de crescimento do PIB (Var. %)
1980	99,25	6,50	9,19	1997	5,22	6,14	3,37
1981	95,62	7,89	-4,40	1998	1,65	8,34	0,03
1982	104,79	6,91	0,59	1999	8,94	8,25	0,25
1983	164,01	7,57	-3,40	2000	5,97	7,84	4,30
1984	215,26	8,14	5,30	2001	7,67	6,83	1,31
1985	242,23	5,90	7,90	2002	12,53	7,88	2,65
1986	79,66	3,98	7,54	2003	9,30	12,31	1,14
1987	363,41	4,08	3,60	2004	7,60	11,47	5,71
1988	980,21	4,18	0,26	2005	5,69	9,82	3,15
1989	1.972,91	3,63	3,20	2006	3,14	9,97	3,95
1990	1.620,97	4,65	-4,16	2007	4,46	9,29	6,09
1991	472,70	5,24	1,03	2008	5,90	7,89	5,16
1992	1.119,10	6,14	-0,46	2009	4,31	8,08	-0,32
1993	2.477,15	5,74	4,66	2010	5,91	6,74	7,53
1994	916,46	5,43	5,33	2011	6,50	5,97	2,73
1995	22,41	4,96	4,41	2012	5,84	5,50	1,03
1996	9,56	5,80	2,15	2013	5,91	5,39	2,28

Fonte: Elaboração própria com dados do Ipeadata – taxa de inflação e de desemprego – e do FMI – variação percentual do PIB.

A taxa de crescimento do PIB atingiu os menores valores no início das décadas de 1980 e 1990, enquanto a taxa de desemprego chegou a 12,31% em 2003, com a inflação atingindo 9,3% ao ano. Observa-se ainda, a partir da Tabela 1, que mesmo após a adoção do regime de metas a economia manteve oscilações significativas no crescimento do PIB e a taxa de desemprego apresentou tendência declinante a partir de 2003. Tal comportamento sugere que a manipulação da taxa de juros não se mostra completamente efetiva no controle da inflação.

Para elaborar as metas e agir em rotas de obtenção de resultados, o Banco Central do Brasil verifica o comportamento de variáveis como PIB, produção industrial, índice de volume de comércio, índice de preços entre outras variáveis chave para a economia nacional, além de apenas observar o comportamento dos meios de pagamentos na forma de soma simples. Uma vez que a taxa de juros é um elemento chave em suas programações monetárias, não se observa preocupação explícita em relação às alterações de comportamento dos agregados monetários. Ao longo dos anos noventa e início da década seguinte, alguns

autores<sup>5</sup>, estimaram os agregados monetários ponderados para o Brasil e verificaram que os resultados apresentaram diferenças significativas, em termos de trajetória temporal, em relação ao desempenho dos agregados em soma simples divulgados pelo Banco Central. Entretanto, não houve continuidade na divulgação dos agregados ponderados.

Os agregados monetários aos serem considerados em sua forma ponderada podem apresentar resultados diferentes em relação aos agregados tradicionais, podendo ser uma alternativa de instrumento a ser considerado pelo Banco Central. Assim, a presente dissertação tem como objetivo verificar os impactos dos choques monetários, medidos por alterações nos agregados monetários, sobre os preços e sobre o produto da economia brasileira, haja visto o resultado obtido por Belongia e Ireland (2013) para a economia norte americana. Para tal, foram considerados os agregados em sua forma tradicional e na forma ponderada para fins de comparação em relação aos impactos sobre os preços e o produto, bem como sobre as informações intermediárias (custo de oportunidade dos ativos) e os multiplicadores monetários. Ao se atentar para a possível instabilidade gerada pela oferta monetária sobre os preços e o produto da economia, é possível que a autoridade monetária exerça determinado controle sobre o comportamento dos agregados, amenizando possíveis impactos e contribuindo para que o canal de transmissão de política monetária não sofra significativo impacto.

Diante dessa perspectiva, Thornton (2014) discutiu sobre o papel da moeda na política monetária e concluiu que a mesma é peça fundamental para economia, influenciando direta e indiretamente o seu desenvolvimento, seja através da influência sobre o nível de preços ou sobre a oferta de crédito. As autoridades monetárias a tem ignorado e têm desenvolvido formas não convencionais buscando melhorar a efetividade da taxa de juros. É notório que a moeda é essencial para a atividade econômica e para a determinação do nível de preços, não sendo refletido o seu verdadeiro papel. A sofisticação dos mercados financeiros, a falta de uma relação estatística significativa entre os agregados monetários e a crença exagerada na habilidade de manipulação da taxa de juros pelas autoridades monetárias, entre outros, são fatores que fazem com que a moeda seja desconsiderada no desenvolvimento da política, colocando peso exagerado sobre a efetividade da manipulação da taxa de juros.

A importância do regime de metas para o Brasil é inegável, sendo que a manipulação da taxa Selic se apresenta como o principal instrumento para que se atinja a meta de inflação. Entretanto, como observado na Tabela 1, o Brasil manteve a taxa de inflação acima do centro

---

<sup>5</sup> Ver Rossi e Silva (1991), Rossi (1993), Divino (2000) e Fonseca Neto e Albuquerque Jr. (2002).



da meta durante vários anos (entre eles: 2005, 2008 e de 2010 até 2013), com exceção dos anos 2002 e 2003, gerando questionamentos sobre sua utilização e permitindo que instrumentos alternativos possam ser sugeridos para o exercício da política.

A utilização dos agregados monetários como instrumento de política pode abrir espaço para outros direcionamentos de política principalmente quando o país se encontra em uma situação de baixo crescimento e inflação elevada, como observado nos últimos anos. A sugestão da utilização da oferta de moeda como instrumento complementar de política monetária, poderia gerar maior margem de manobra na manipulação da taxa de juros sendo tal movimento compensado pela maior rigidez no controle dos agregados.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Conforme argumentado, o uso da política monetária apresenta na literatura inúmeras controvérsias quanto a sua utilização. Friedman, B. (2013)<sup>6</sup> argumentou a respeito do papel das autoridades monetárias, principalmente em torno da utilização de regras ou de uma política discricionária. Especificamente, o que tem sido notável na literatura sobre política monetária é uma discussão sobre quais são seus principais objetivos e quais deveriam ser os instrumentos adequados para que tais objetivos sejam atingidos.

Considerando-se os desdobramentos, – colapso do sistema de *Bretton Woods*, choque do petróleo, choque de juros em 1979, entre outros – a partir da década de 1970, a literatura se desenvolveu com alternativas em relação à utilização dos instrumentos. Discutiu-se sobre a utilização de metas para os agregados monetários, com Friedman, B. (1984) questionando a sua eficiência. Tal debate se intensificou durante o Grande Experimento Monetarista nos Estados Unidos, com divergências ao compararem a utilização da política baseada em uma regra com uma baseada em uma meta<sup>7</sup>. Destacou-se, portanto, o papel das informações disponíveis à autoridade monetária ao estabelecer sua política.

A questão da utilização da taxa de juros ou da oferta de moeda como instrumentos de política foi debatida por Poole (1970), ao comparar a utilização do estoque de moeda com as condições do mercado monetário. De forma geral, relacionou a escolha dos agregados monetários e da taxa de juros considerando a magnitude de elementos que afetam o comportamento do público no mercado de bens e serviços e no mercado de ativos financeiros, destacando a importância de parâmetros familiares ao comportamento econômico. Concluiu que a utilização conjunta de instrumentos seria a melhor alternativa de política. Mas, alertou que sua utilização seria dificultada por parâmetros desconhecidos, dificultando a realização de uma política ativa.

Desta forma, alguns autores<sup>8</sup> argumentam sobre a existência de um vácuo conceitual no centro do desenvolvimento da política monetária, uma vez que se discute a busca por modelos teóricos que demonstrem a superioridade de utilização de determinados instrumentos, ou de uma meta específica pelo Banco Central.

---

<sup>6</sup> Os artigos com autoria de Benjamin Friedman serão citados da seguinte forma: Friedman, B. As demais citações de Friedman, referir-se-ão à Milton Friedman.

<sup>7</sup> Entre tais trabalhos destacam-se: Sargent e Wallace (1975), McCallum (1981), Aizenmann e Frenkel (1986), entre outros.

<sup>8</sup> Para mais detalhes ver Friedman, B. (1990).

## 2.1 O Grande Experimento Monetarista (1979-1982) e seu desenvolvimento

O debate entre a utilização de instrumentos e metas persiste na literatura, com diversos argumentos a respeito dos benefícios gerados a partir da utilização de cada uma das possíveis regras. A experiência norte americana na adoção de uma regra específica para a taxa de crescimento da oferta de moeda, o chamado Grande Experimento Monetarista, atingiu seu objetivo mas com um alto custo para a sociedade.

O experimento foi realizado entre os anos de 1979 e 1982, visando a redução da inflação, através do estabelecimento de uma taxa de crescimento fixa da oferta de moeda. A partir de 1979, então, o FED tinha o objetivo de adotar uma meta para a oferta de moeda, e com isso chegar a um crescimento estável de tal oferta e do produto, determinando publicamente seus objetivos e justificando possíveis desvios das metas. Entretanto, tal adoção, segundo Friedman (1982), gerou problemas dada a ausência de definições específicas dos agregados monetários e de crédito.

Historicamente, Friedman (1982) atribuiu à inflação nos EUA a existência de uma inércia burocrática, uma vez que o sistema do FED apresentava dificuldades para mudar seus métodos operacionais, o que refletia a inabilidade de aprendizado a partir de suas experiências anteriores. Argumentou que o objetivo de longo prazo deveria ser a estabilidade dos preços, justificando a adoção de uma política baseada principalmente na oferta de moeda como instrumento.

Por outro lado, para Meltzer (2010), o *Federal Reserve* (FED) atribuía significativa importância à taxa de desemprego, o que levou a inflação a atingir níveis indesejáveis, indicando que poucos *policymakers* estavam dispostos a reduzir a inflação às custas de um maior nível de desemprego. Argumentou, também, que o elevado nível de inflação persistia, já que o FED se propôs a financiar parte do déficit público.

O governo norte americano acreditava que a determinação de uma regra para a taxa de crescimento dos agregados levaria a redução da taxa de crescimento da moeda, reduzindo a inflação de forma menos custosa em termos de renda, emprego e produto. Mas, o desemprego se elevou de forma significativa durante o período, fazendo com que a economia entrasse em recessão após o fim do experimento. As taxas de juros de longo prazo se comportaram ao contrário do esperado, apresentando níveis significativamente maiores, o que era esperado apenas com a flexibilização da política monetária. Conseqüentemente, em 1982, quando o governo decidiu flexibilizá-la, abandonando a meta estabelecida para os agregados, houve uma redução na taxa de juros de longo prazo.

Durante o mandato de Paul Volcker (agosto de 1979 à agosto de 1987), o FED reduziu significativamente a inflação, concentrando-se nas consequências de médio e longo prazos de suas políticas. Friedman, B. (1984) apresentou as lições obtidas com o experimento monetarista, discutindo as evidências surgidas a partir dos efeitos da política monetária sobre a atividade econômica. Com isso, dúvidas em relação a utilização de metas para os agregados monetários surgiram. Para o autor, a utilização exclusiva dos agregados monetários para a política, medidos pela sua taxa de crescimento, depende, além da relação entre os próprios agregados, da relação com a atividade econômica. Logo, a autoridade monetária deveria ter uma visão clara a respeito de qual agregado específico esteja considerando, com uma meta intermediária consistente com o resultado final desejado. As informações, então, passaram a ser peça chave já que a meta é apenas uma parte do conjunto de informações disponíveis para que o objetivo final seja atingido.

Em um balanço dos resultados obtidos com os desdobramentos da década de 1980, Friedman, B. (1988) expôs a fragilidade de execução da política por sua determinação baseada em regras simples. Defendeu regras que considerassem as informações disponíveis sobre alterações no comportamento da economia. Para tal, observou que os Estados Unidos se tornaram a principal potência mundial, fazendo com que a taxa de câmbio, além dos agregados e dos juros, passasse a ser peça chave para a execução da política monetária.

Já com o resultado, Friedman, B. (1990) apresentou uma significativa revisão de literatura em relação à execução da política monetária. Discutiu, baseando-se em trabalho empíricos, como o Banco Central deveria agir na sua condução. Argumentou que com o fracasso do experimento monetarista norte americano, alguns autores passam a considerar outras formas de realização da política, trazendo à discussão a utilização de metas intermediárias e a taxa de juros como instrumento.

## **2.2 A intensificação do debate: instrumentos e metas**

A utilização da taxa de juros como principal instrumento de política foi defendida por Romer (2000), que argumentou que seria uma ferramenta mais poderosa para a análise macroeconômica. O autor argumentou que uma regra de taxa de juros, baseada na taxa real, seria mais realista, além de ser mais simples que a curva LM. Nesse caso a demanda agregada relacionar-se-ia com a inflação e o produto.

Após a consolidação do regime de metas de inflação, o debate entre metas e instrumentos ficou evidente a partir da década de 2000. McCallum e Nelson (2004) defenderam a utilização de instrumentos na condução da política monetária e fizeram uma

crítica direta ao trabalho de Svensson (2003), que atribuiu significativo papel ao desenvolvimento da política em termos do regime de metas. Entre as críticas, os autores destacaram que a utilização de modelos com metas específicas levaria a uma dependência de modelos específicos, implicando a não adequação a modelos sob outras circunstâncias, ou seja, não seria condizente com o real comportamento da economia.

Svensson (2003) colocou que a utilização de instrumentos pode estar distante de situações ótimas, ao não deixar espaço para ajustamentos a partir de informações que estão além das existentes no modelo e que uma regra simples com instrumentos estaria distante da descrição da política monetária atual. McCallum e Nelson (2004) concluíram que os argumentos de Svensson (2003), contra a utilização de instrumentos, como a taxa de juros, podem ser igualmente aplicáveis ao regime de metas de inflação.

Mesmo com a observação de uma possível retomada da utilização de uma meta para a taxa de crescimento da oferta de moeda, pouco se observa a respeito de sua utilização. A utilização de um regime de metas de inflação passou a ser uma das principais estratégias de grande parte das autoridades monetárias, conforme apontou Svensson (2010).

Svensson (2010) argumentou que o regime de metas de inflação teve êxito em estabilizar tanto a inflação como o lado real da economia, uma vez que na prática tal regime é flexível, ou seja, além da estabilidade da inflação considera a importância do hiato do produto para a economia. A relação entre o índice de preços e o hiato do produto remete à Regra de Taylor desenvolvida por Taylor (1993), que propôs que independente da magnitude dos coeficientes o desempenho econômico seria melhor quando a definição da taxa de juros fosse baseada no desvio do nível de preços e do produto em relação ao nível ótimo<sup>9</sup>.

Assim, Svensson (2010) adicionou o conceito de metas de previsão, que determina o caminho da política tal que a previsão da variável meta, condicionada a tal caminho de política, estabilize a inflação em torno da meta e faça com que a utilização de recursos fique em torno do seu nível normal. O regime é caracterizado por um alto grau de transparência e prestação de contas por parte da autoridade monetária, ou seja, desvios da meta devem ser justificados.

O autor observou que para países industrializados e não industrializados o regime se mostrou como a mais flexível forma de política, sobrevivendo a choques como recessões e a

---

<sup>9</sup> Taylor (1993) argumentou que a utilização da palavra regra não implica em uma condução rígida de política, sendo utilizada a partir de um conceito mais abrangente: estar de acordo com o previsto. O autor atribuiu, ainda, significativa importância ao período de transição entre políticas, e através da estimação de modelos para os países do G7 concluiu que atribuir um peso ao nível de preços e ao produto em uma regra de taxa de juros era preferível para os países considerados.

recente crise financeira de 2008. Em termos da taxa de crescimento do produto e da sua volatilidade para países industrializados não houve significativa alteração entre aqueles que aderiram ao regime. Batini e Laxton (2007) e Gonçalves e Salles (2008), para mercados emergentes, concluíram que o regime de metas de inflação reduziu a volatilidade no crescimento do produto e no seu hiato, melhorando o desempenho macroeconômico dos países que aderiram ao regime. A adoção de uma meta para o crescimento da oferta de moeda foi abandonada, segundo Svensson (2010), pois se observou uma instabilidade na relação entre o crescimento de moeda e inflação.

Com os trabalhos de Svensson (2003), McCallum e Nelson (2004) e Svensson (2010) ficou claro que o debate a respeito de instrumentos e metas persiste na literatura. Diversos trabalhos empíricos foram desenvolvidos de forma a comparar as estratégias de política monetária, atribuindo papel significativo às políticas adotadas pelo *Federal Reserve* ao longo de sua existência.

### **2.3 O desenvolvimento de formas alternativas e “não convencionais” de política**

Verificou-se que muitos trabalhos são dedicados a discutir os resultados das políticas adotadas pelas principais autoridades monetárias, sendo que a experiência monetarista norte americana reduziu o interesse sobre a utilização dos agregados monetários como instrumento de política. Entretanto, no início dos anos 2000, alguns autores voltaram a estudar o impacto da utilização dos agregados como instrumento de política monetária incentivados, principalmente, pelo surgimento da União Europeia (UE).

Inicialmente, Dreger *et al.* (2006) afirmaram que a existência de uma relação estável e bem especificada entre moeda e preços pode ser pré-requisito para a utilização dos agregados monetários na condução da política monetária. Analisaram a demanda de moeda dos estados membros da UE atribuindo importante papel à taxa de câmbio por permitir a existência de relações de longo prazo para uma função de demanda de moeda bem comportada. Utilizaram, para tal, técnicas de cointegração. A entrada na UE representa a passagem da política monetária do país ao Banco Central Europeu (BCE).

Na condução de sua política, o BCE considera duas perspectivas, chamada de abordagem dos dois pilares, ou seja, há uma análise econômica, que considera as influências de curto e médio prazos no desenvolvimento dos preços, e há uma análise monetária, que explora a ligação entre a moeda e os preços com o longo prazo, sendo o M3 o principal agregado. Utilizaram dados trimestrais entre 1995 e 2004 e concluíram, a partir de análises de

cointegração para dados em painel para 10 países membros da zona do Euro, que a elasticidade da taxa de juros é negativa.

Ball (2009) interpretou a adoção do euro como a passagem do controle da política monetária nacional para o Banco Central Europeu (BCE), mas nem a adoção do euro nem a utilização de metas de inflação tiveram efeitos significativos no desempenho de economias avançadas. Entretanto, nos mercados emergentes o regime de metas de inflação reduziu substancialmente a volatilidade do produto, resultado semelhante ao apontado pelos trabalhos empíricos discutidos por Svensson (2010), beneficiando aqueles que o adotaram. Com isso, Ball (2009) considerou mínimo o impacto dos agregados sobre a decisão do curso da política para os países do continente europeu, ao comparar a utilização da política discricionária, do regime de metas de inflação e da opção pela entrada na UE.

Em relação a influência dos agregados sobre a decisão de política da UE, Ball (2009) argumentou que a análise monetária confirma a análise econômica na maioria dos casos. Mas, em situações de divergência, observa-se que o peso atribuído à análise monetária foi pequeno. Concluiu que se a estratégia de política fosse influenciada apenas pela análise econômica não haveria diferenças significativas na condução da política.

Hall *et al.* (2012), por outro lado, mostraram a estratégia na determinação da política monetária do BCE. Destacaram a importância dos agregados monetários nas suas decisões, refletindo a influência da teoria desenvolvida, no final da década de 1950, por Milton Friedman. Dessa forma, desenvolveu-se uma regra de política baseada em uma taxa de crescimento constante da oferta de moeda, com foco nas relações de longo prazo. A estratégia do BCE foi considerada de mais fácil entendimento, contribuindo para a transparência e prestação de contas em relação aos rumos da política. Adicionalmente, permitiu que as expectativas do nível de preços fossem ancoradas. Os autores observaram que, após a criação do BCE, o crescimento da oferta de moeda foi, até 2007, significativamente maior que o valor de referência criado. Dessa forma, concluíram que a análise monetária vai além da simples observação do comportamento dos agregados, envolvendo fluxos financeiros e de crédito, além dos preços dos ativos no mercado, contrariando o argumento de Ball (2009).

A discussão de formas alternativas de política monetária ganhou ainda mais força com a crise financeira de 2008, quando alguns países adotaram uma medida de expansão da liquidez como forma de redução dos impactos da crise. A política do *quantitative easing* (QE) consiste na alteração da composição e/ou do tamanho do balanço do Banco Central com o objetivo de melhorar a liquidez e/ou as condições de crédito. Quando a taxa nominal de juros está próxima de zero ou é igual a zero, a taxa real de juros se iguala ao negativo do nível de

inflação, havendo a adoção de políticas alternativas não convencionais, entre elas o QE, que foi adotado principalmente pelo Reino Unido, Japão e Estados Unidos. De forma geral o QE consiste na utilização das operações de mercado aberto para a compra de títulos de longo prazo. Reinhart (2009) questionou a aplicabilidade dos modelos macroeconômicos à verificação dos impactos gerados por esta política, além dos riscos associados a tal.

Tabela 2 – Comportamento da inflação, PIB, desemprego, M1 e da taxa de juros entre 2000 e 2013 para os países que adotaram o QE.

Estados Unidos					
Data	Taxa de Inflação (% a. a.)	Crescimento do PIB (Var. %)	Taxa de Desemprego (%)	Taxa de crescimento do M1 (% a. a.)	Taxa de Juros (% a. a.)
2000	3.43	4.09	3.97	0.12	6.19
2001	1.55	0.95	4.74	3.33	4.13
2002	2.62	1.78	5.78	4.95	1.71
2003	1.91	2.79	5.99	6.44	1.13
2004	3.21	3.80	5.54	5.53	1.29
2005	3.68	3.35	5.08	2.04	3.10
2006	2.20	2.67	4.61	0.22	4.94
2007	4.08	1.79	4.62	-0.15	5.08
2008	0.70	-0.29	5.80	4.54	2.21
2009	1.91	-2.80	9.28	14.14	0.25
2010	1.67	2.51	9.63	6.39	0.25
2011	3.07	1.85	8.93	15.37	0.25
2012	1.79	2.78	8.08	15.02	0.25
2013	1.24	1.88	7.35	10.18	0.25
Japão					
2000	-0.73	2.26	4.73	8.18	0.08
2001	-1.06	0.36	5.04	8.52	0.05
2002	-0.51	0.29	5.36	27.50	0.00
2003	-0.29	1.69	5.24	8.06	0.00
2004	0.50	2.36	4.72	4.16	0.00
2005	-0.72	1.30	4.43	4.66	0.00
2006	0.35	1.69	4.13	2.96	0.10
2007	0.55	2.19	3.83	-0.08	0.46
2008	1.05	-1.04	3.98	-0.51	0.47
2009	-1.99	-5.53	5.05	0.52	0.10
2010	-0.27	4.65	5.04	1.97	0.10
2011	-0.29	-0.45	4.57	4.75	0.10
2012	-0.23	1.45	4.34	3.64	0.10
2013	1.44	1.54	4.03	4.82	0.10

(Continua)



Tabela 2 – Comportamento da inflação, PIB, desemprego, M1 e da taxa de juros entre 2000 e 2013 para os países que adotaram o QE.

(Continuação)

Data	Taxa de Inflação (% a. a.)	Crescimento do PIB (Var. %)	Taxa de Desemprego (%)	Taxa de crescimento do M1 (% a.a.)	Taxa de Juros (% a.a.)
Reino Unido					
2000	0.86	4.36	5.45	15.17	5.94
2001	1.07	2.19	5.10	10.28	5.25
2002	1.48	2.30	5.20	7.60	4.00
2003	1.35	3.95	5.03	9.63	3.71
2004	1.44	3.17	4.75	12.57	4.31
2005	2.13	3.24	4.88	12.65	4.67
2006	2.68	2.76	5.45	10.59	4.60
2007	2.13	3.43	5.35	9.78	5.48
2008	3.88	-0.77	5.73	12.06	4.92
2009	2.10	-5.17	7.65	3.36	0.75
2010	3.39	1.66	7.85	1.68	0.50
2011	4.66	1.12	8.10	-0.11	0.50
2012	2.64	0.25	7.95	6.47	0.50
2013	2.09	1.76	7.60	10.78	0.50

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do FMI – inflação, crescimento do PIB e taxa de desemprego –, do *Federal Reserve Economic Data* – taxa de crescimento do M1 – e do Sistema Gerador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil – taxa de juros.

A partir da Tabela 2, observa-se que os três países colocaram suas taxas de juros em níveis próximos de zero, caracterizando a adoção do QE. A taxa de desemprego se elevou de maneira significativa nos Estados Unidos e no Reino Unido, tornando-se a principal preocupação dos *policymakers*, enquanto no Japão foi observado relativa estabilidade. A taxa de crescimento do PIB, para todos os países, atingiu níveis baixos, enquanto a inflação ficou abaixo da meta considerada ideal, de 2%, e o cenário de deflação do Japão foi mantido até 2012.

Em relação ao questionamento de Reinhart (2009), Joyce e Tong (2010) discutiram a adoção do QE no Reino Unido, que promoveu inicialmente a compra de títulos entre 2009 e início de 2010. Utilizaram uma grande quantidade de dados desagregados para examinar os efeitos no mercado de títulos a partir do anúncio do QE. Concluíram que os impactos iniciais levaram algum tempo para serem totalmente precificados refletindo os impactos variados sobre as taxas de juros, e a medida que os indivíduos se acostumaram com tal política a importância dos efeitos se reduziam com o tempo. Entretanto, foram significativos para o mercado financeiro do Reino Unido.

Blinder (2010) discutiu as estratégias de entrada e saída do QE para os Estados Unidos, comparando a experiência vivida pelo Japão. Formalmente, explicou que, com a crise, duas formas de QE foram adotadas. A primeira se deu do lado do ativo do balanço do FED, ou seja o processo de compra de ativos menos líquidos e venda das reservas do Tesouro. O segundo, do lado do passivo, aumentando suas reservas através de empréstimos. Houve, portanto, expansão de suas reservas, além da provisão de maior liquidez. O FED direcionou seus esforços na redução do prêmio pelo risco. O Banco do Japão foi o precursor na utilização de tais programas, pois, em 2001, em resposta a um extenso período de estagnação das condições econômicas, inundou o sistema bancário com o excesso de reservas que possuía. A sua experiência gerou conclusões firmes ao potencial de um QE como um instrumento de política.

Em relação à saída do QE, Blinder (2010) argumentou, ainda, que o FED poderia reduzir a compra de ativos de forma gradativa, já que a recuperação econômica pode ser prejudicada caso a retirada dos estímulos seja feita de forma abrupta. Deveria ainda reduzir o excesso de reservas, uma vez que são remuneradas ao permanecerem depositadas no banco central. De forma geral, concluiu que a decisão de saída deveria se basear na facilidade com que a autoridade monetária conseguiria encolher o seu ativo. Por fim, recomendou uma política de prestação de contas, onde o FED deveria apresentar aos comitês bancários do Congresso seus atos, justificativas e expectativas de suas transações.

Com a quebra do *Lehman Brothers* o FED, Banco Central Europeu (BCE), Banco do Japão e Banco da Inglaterra focaram em restaurar a função do até então disfuncional mercado financeiro, mas logo a preocupação se voltou para os estímulos do crescimento real e combate à desinflação. Fawley e Neely (2013) compararam os programas de QE adotados pelo Banco do Japão, Banco da Inglaterra, BCE e FED, apontando as principais diferenças entre os programas adotados. O BCE e o Banco do Japão realizaram empréstimos para seus principais bancos e optaram pela flexibilização através da realização de leilões, enquanto o FED e o Banco da Inglaterra realizaram a expansão da base monetária pela compra de ativos. Sugeriram que os bancos centrais têm poder de influenciar preços e o produto, mesmo quando as taxas de juros de curto prazo estão próximas de zero através do aumento de liquidez, particularmente, pela compra de ativos de longo prazo.

Fawley e Neely (2013) apontaram que o FED se comprometeu com uma política ligando alterações nas taxas de juros com a situação da economia e não com datas específicas, favorecendo a aplicação e desenvolvimento do QE. De forma geral, a autoridade, ao comprar um ativo com um risco associado reduziria a necessidade de compensação do mesmo para que

os investidores o adquiram, reduzindo o seu prêmio e estimulando a economia através dos canais de preço de ativos e de crédito. Destacaram que o QE do FED foi o maior em valor absoluto enquanto o do Banco do Japão foi o maior em proporção do PIB. Concluíram que o QE foi importante para as autoridades responderem de forma efetiva às condições econômicas, sendo usado principalmente para atingir as metas de inflação e estimular a economia.

## 2.4 Choques Monetários

Os choques monetários são observados geralmente a partir das funções de impulso resposta obtidas com modelos vetoriais auto regressivos (VAR). Entretanto, modelos econométricos alternativos foram desenvolvidos e testados para que se verifique o impacto de choques monetários sobre as variáveis de interesse.

Ohanian *et al* (1995) apresentaram as diferenças de modelos de ciclos de negócios keynesianos, que pressupõe rigidez de preços e/ou salários, e modelos neoclássicos que, por sua vez, consideram os preços flexíveis. Exploraram as implicações de choques reais e monetários em um modelo de ciclos reais de negócios com diferentes graus de rigidez entre os dois setores da economia, um com preços rígidos, determinado no período anterior, e um com preços flexíveis.

Através de um VAR, observaram que, com um choque de política monetária contracionista, alguns setores apresentam ajustamentos de preços significativamente diferente do agregado de preços. Em seguida verificaram o impacto de choques reais e monetários sobre o produto, trabalho, consumo e investimento.

De forma geral, Ohanian *et al* (1995) concluíram que a partir de um choque não antecipado, observam-se impactos diferentes sobre os setores. No setor de preços rígidos o consumo e o produto se elevaram, aumentando a produção e compensando a redução da produção do setor com preço flexível, caracterizando um processo de realocação da mão de obra e capital para o setor de preços rígidos. Quando o choque inesperado é sobre a tecnologia observaram que há o mesmo comportamento, mas com intensidade reduzida.

Leahy (1995) criticou alguns aspectos do trabalho de Ohanian *et al* (1995), em apenas um ponto no qual diferenças entre a rigidez dos setores importa, ou seja, o preço relativo entre os setores. No seu ponto de vista, a determinação dos preços do setor com rigidez com um período de antecedência, levaria à uma expectativa de inflação elevada após uma expansão monetária, pressionando o crescimento das taxas de juros de curto prazo, eliminando uma fonte de persistência da resposta da economia a choques monetários. Criticou ainda o fato do

investimento estar no setor de preços flexíveis, podendo gerar um efeito ambíguo ao ser beneficiado por um aumento na taxa de juros e ao ser inibido no setor de preços flexíveis.

Assim, Leahy (1995) sugeriu que se observe como as características dos bens levam a uma rigidez de preços e como podem afetar o funcionamento do ciclo. Argumentou que o efeito de preço relativo, que leva a uma realocação setorial, pode não ser forte e causado por outros fatores, como fricções do trabalho e capital.

Gilles (1995), por sua vez, criticou o fato de Ohanian *et al* (1995), para justificarem seu trabalho, utilizarem funções impulso resposta, mostrando o impacto de alterações na taxa de juros sobre diversos índices de preços. O autor considerou inconsistente tal análise já que a pressuposição de sua modelagem considerou alterações no estoque de moeda como sendo um choque monetário. Destacou, por outro lado, que o fenômeno do *price puzzle*<sup>10</sup>, observado constantemente na literatura de modelos VAR de política monetária, não foi observado.

Fisher (1999) utilizou um modelo de equilíbrio geral no canal de empréstimo bancário com um mercado de crédito imperfeito, discutindo o papel do patrimônio líquido na determinação do prêmio e a habilidade da política monetária em influenciar a oferta de fundos de empréstimos nos bancos, ou seja, influências sobre a transmissão de choques monetários. A calibragem dos parâmetros selecionados foi consistente com evidências diretas e indiretas de médias de longo prazo para a economia norte americana. Como variável de política monetária considerou o crescimento do estoque de moeda. Concluiu que o modelo foi consistente com as visões convencionais a respeito do comportamento da economia frente a uma contração monetária, e que valores extremos do *mark up* e da taxa de alavancagem foram necessários para que os resultados de trabalhos empíricos fossem atingidos. O autor apontou problemas associados a seus modelos como as pressuposições do modelo de equilíbrio geral, a flexibilidade de ajuste dos insumos e preços flexíveis. Ainda destacou a ausência de fatores que dificultam o ajuste dos pagamentos, uma vez que os bancos em sua modelagem não estão sujeito a imperfeições.

No ponto de vista de Romer e Romer (2004) a utilização de medidas inapropriadas podem dificultar a análise do impacto de choques monetários. Argumentaram que medidas convencionais de política monetária apresentam falhas bem como movimentos endógenos que podem levar a estimações viesadas a respeito dos efeitos da política, além de movimentos antecipatórios em relação ao comportamento das variáveis nos períodos seguintes. Assim,

---

<sup>10</sup> O fenômeno *price puzzle* representa um aumento dos preços frente a uma política monetária contracionista.

propuseram um novo indicador de choques monetários que deve ser relativamente livre de efeitos endógenos e antecipatórios.

Os autores consideraram que o fenômeno *price puzzle* é constantemente observado a partir da utilização da modelagem vetorial autorregressiva para verificar os impactos da política monetária. Alternativas surgiram para a redução de tais impactos, como a introdução de um índice de preços de *commodities*. Romer e Romer (2004) consideraram a taxa de juros como principal instrumento de política, estimando modelos VAR com medidas de choques monetários tradicionais e a nova medida de choques proposta. Suas estimações mostraram que a nova medida de choque monetário apresenta um forte efeito da política monetária sobre o produto e um efeito mais rápido e forte sobre os preços, se comparado ao demais resultados de modelos VAR encontrados na literatura.

Sua nova medida de choque monetário, foi obtida a partir da série da expectativa do *Federal Reserve* (FED) sobre o comportamento das taxas de juros, antes de suas reuniões do *Federal Open Market Committee* (FOMC, seu Comitê de Política Monetária). A partir de tal série removeram as informações que refletem os desenvolvimentos futuros da economia, utilizando previsões internas do FED. Concluíram que o comportamento do produto quando se utiliza a nova medida de choque monetário apresentou um efeito mais intenso do que o esperado e longo, em comparação com uma medida de choque tradicional. Os preços, como a nova medida de choques, caíram significativamente dois anos após a política monetária contracionista, já quando as medidas convencionais foram utilizadas se observou o fenômeno do *price puzzle*, justificado como a não adequação das variáveis tradicionais de choques monetários.

Céspedes *et al.* (2008) investigaram a relação entre as variáveis macroeconômicas do Brasil – índice de preço e de produção industrial, taxa de câmbio, taxa de juros, entre outras – para o período após o Plano Real. Seu trabalho, utilizando metodologia vetorial autorregressiva estrutural, questionou o processo de identificação das relações de independência condicional comumente baseado em pressupostos econômicos e no conhecimento prévio do comportamento das variáveis. Assim, propuseram a identificação do VAR estrutural através de uma técnica de inferência causal baseada em gráficos acíclicos direcionados, discutindo os benefícios e problemas associados a sua utilização. Com a amostra dividida entre 1996 e 1998, e entre 1999 e 2004, concluíram que no primeiro período a elevação da taxa Selic apresentou efeito negativo defasado sobre a inflação de aproximadamente seis meses, enquanto a contração sobre a atividade econômica foi imediata e persistente. Ao testarem variáveis alternativas em seu modelo verificaram a presença do *price puzzle*, principalmente

com maiores defasagens para o modelo. Concluíram que movimentos não antecipados na taxa de câmbio não apresentam apenas efeitos inflacionários, mas também efeitos reais, o que mostra a importância da taxa de câmbio como forma de explicar o comportamento da economia brasileira.

## 2.5 Agregados Monetários Ponderados

Os agregados monetários são definidos pela autoridade monetária de um país, podendo assumir diferentes composições. A obtenção dos agregados, de forma geral, se dá a partir da soma simples dos ativos que compõem cada um dos agregados. Assim, é possível observar seu comportamento ao longo do tempo.

Entretanto, na década de 1970, alguns autores<sup>11</sup> perceberam limitações na divulgação dos agregados monetários em soma simples, principalmente aqueles com maior nível de agregação. Friedman e Schwartz (1970) argumentaram a respeito da inadequação da utilização da soma simples, uma vez que cada ativo que compõe um agregado apresenta diferentes graus de liquidez. Tal argumento alertava para possíveis problemas na condução da política monetária, já que os agregados eram obtidos a partir da soma de ativos financeiros heterogêneos, além de considerar a possibilidade de perfeita substituição entre eles.

A partir da década de 80, autores, principalmente Barnett, passaram a defender uma reformulação na metodologia de cálculo dos agregados monetários, de forma a fundamentá-lo na união entre a teoria da agregação e a teoria de números índices. O laço entre ambas teorias foi formalmente estabelecido por Diewert (1976), que criou a classe de números índices superlativos, a partir de conceitos microeconômicos de agregação de bens em cestas de consumo.

A partir do desenvolvimento da classe de números índices superlativos, Barnett *et al.* (1981) discutiram a reformulação dos agregados, que consistia na aplicação de uma ponderação, pelo índice superlativo Divisia, no cálculo dos agregados. Assim, o índice Divisia seria o índice superlativo utilizado para a ponderação dos agregados monetários. Os autores justificaram seus argumentos através de evidências empíricas que apontavam para baixa elasticidade de substituição entre os ativos que compunham os agregados. Apresentaram o comportamento mensal do agregado M3, ponderado e em soma simples, para os Estados Unidos entre 1968 e 1978, e concluíram que o comportamento dos índices era significativamente diferente.

---

<sup>11</sup> Ver Friedman e Schwartz (1970) e Barnett *et al.* (1981)

Visto que problemas poderiam surgir a partir da agregação proposta pela autoridade monetária norte americana, por considerá-los em soma simples, Barnett (1982), vai além da ponderação e sugere, a partir do detalhamento das propriedades da teoria da agregação, uma nova forma de agregar os ativos monetários. Seu trabalho buscava a agregação monetária ótima, considerando evidências empíricas para tal, concluindo assim com a redefinição do conceito dos agregados monetários.

Os pesos utilizados na ponderação dos agregados são definidos pelo custo de uso dos ativos, visto que é o preço dos serviços monetários fornecidos. Sendo assim, os pesos consideram as respectivas parcelas dos ativos em relação ao dispêndio total dos serviços monetários. Entretanto, o custo de uso representa apenas o preço de um ativo, sendo necessário a consideração das quantidades para o cálculo dos pesos. Dessa forma, é possível concluir que os agregados monetários em soma simples são um caso especial do índice Divisia quando as taxas de retorno de todos os ativos são as mesmas, ou seja, corroboram a hipótese de que sejam substitutos perfeitos.

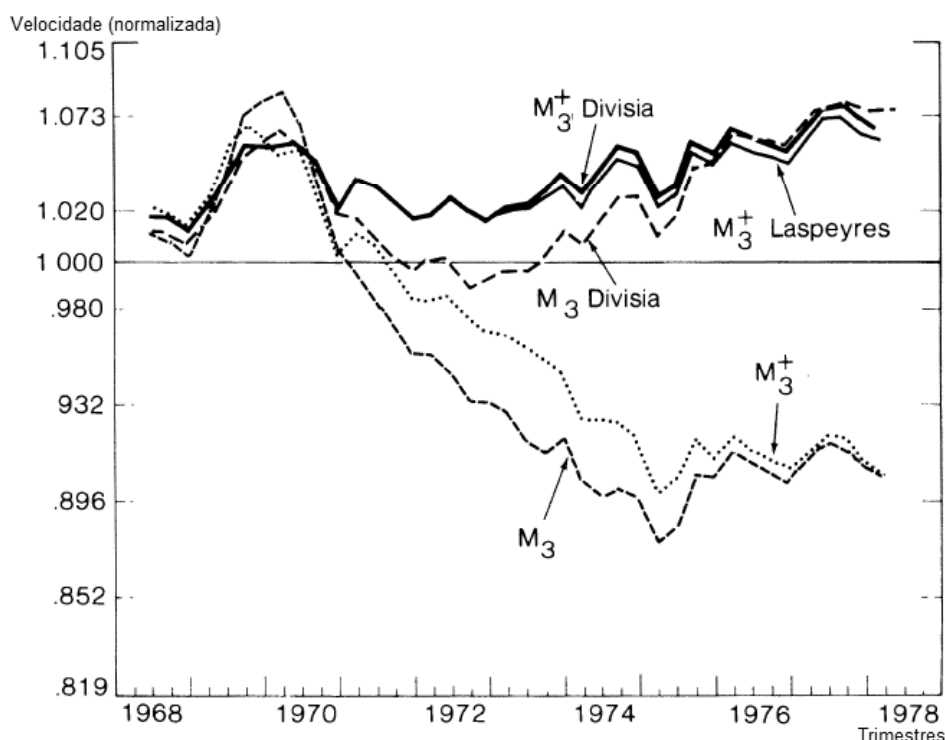
Barnett (1982) exemplificou a inferioridade dos agregados em soma simples fazendo uma analogia a um agregado de transporte, sendo inadequado a soma entre as unidades de trens e bicicletas, uma vez que o seu custo de uso é diferente. No contexto macroeconômico, o autor exemplificou considerando o ativo com o maior nível de agregação, composto por títulos de dívida pública. A economia poderia ser monetizada pela aquisição de tais títulos, o que manteria o agregado em soma simples inalterado, refletindo apenas uma alteração de um título pelo mesmo montante em moeda. O índice Divisia, por sua vez, não consideraria uma troca pura entre os ativos, apresentado um comportamento diferente.

Em termos da velocidade do agregado monetário  $M3^{12}$ , o autor argumentou que o comportamento do agregado em soma simples viola a visão teórica de que em períodos de crescimento nas taxas de juros e de aumento na expectativa de inflação a oferta de moeda deveria aumentar, o que não foi observado na economia norte americana entre 1968 e 1978, ver Figura 1. Por outro lado o agregado ponderado pelo índice Divisia apresentou uma função estável das taxas de juros no período considerado.

---

<sup>12</sup> Kavajecz (1994) definiu o agregado M3 como a soma entre o agregado M2 e os depósitos em fundos mútuos em bancos, associações de empréstimos e em parcelas de uniões de crédito, já o agregado M3+ pelos títulos não bancários dos EUA, valores mobiliários de curto prazo além de papéis comerciais.

Figura 1 – Velocidade do agregado M3 e M3+ em soma simples e ponderado pelo índice Divisia e pelo índice de Laspeyres.



Fonte: Barnett (1982).

De forma semelhante, Barnett *et al.* (1984) compararam o desempenho dos agregados tanto em soma simples como ponderados através do teste de causalidade de *Granger* entre renda e moeda, e através das propriedades da função de demanda estimada com os agregados. Justificaram que tal teste contribuiu para a obtenção de informações incrementais a respeito da utilidade dos agregados monetários como indicadores. Ao verificarem a causalidade de *Granger* entre a renda e moeda observaram que a hipótese de que moeda não *Granger* causa a renda é rejeitada, logo, existe impacto da moeda sobre a renda. Por outro lado, a hipótese contrária, de que a renda não *Granger* causa moeda não é rejeitada, logo, considerou-se que não há impacto da renda sobre os agregados, exceto para o M1.

O desempenho dos agregados ponderados pelo índice Divisia, no que diz respeito à previsão e à estabilidade paramétrica, foi superior. Concluíram que os agregados ponderados apresentaram melhor desempenho à medida que se aumentava o grau de agregação e em relação as funções de demanda por moeda, compararam os agregados através da observação dos parâmetros estimados, da estabilidade e da precisão de previsão, fazendo as modificações nas equações e as manipulações econométricas necessárias para que se atingisse os melhores resultados.



Muito se discutiu a respeito da definição ideal dos agregados, tendo influência direta do trabalho de Barnett (1980) ao propor uma definição dos agregados que seguissem um nível ótimo de agregação. O *Federal Reserve* (FED) de *St. Louis* se destacou no debate principalmente pela divulgação dos agregados ponderados e pela sugestão de reformulação da composição dos agregados, a partir do desenvolvimento de Anderson e Jones (2011), criando os Índices de Serviços Monetários (MSI).

Os autores argumentaram que os agregados ponderados pelo índice Divisia são úteis, uma vez que medem o fluxo de serviços monetários, derivados de consumidores e firmas, através de um conjunto de ativos com características e taxas de retorno diferentes. Propuseram, então, uma nova forma de agregação dos ativos para os Estados Unidos, deixando claro a influência do FED de *St. Louis*, ao ser o pioneiro na divulgação dos agregados ponderados pelo índice Divisia, seguindo a definição do FED, e posteriormente pela divulgação dos Índices de Serviços Monetários (MSI), definidos de acordo com sua sugestão de reformulação. Assim, apresentaram uma extensa e detalhada revisão dos Índices de Serviços Monetários, deixando claro as diferenças na composição de seus agregados em relação aos tradicionais, definidos e divulgados pelo FED.

Anderson e Jones (2011) justificam as alterações na composição dos agregados de forma a considerar os programas adotados pela autoridade monetária norte americana que alteram a liquidez dos agentes, refletido no comportamento dos agregados ponderados, enquanto os agregados em soma simples se mantêm inalterados. Alertaram para os métodos de seleção das taxas de referência da economia utilizadas na construção dos índices, de forma a incorporar tais programas do FED.

Em sua análise empírica os autores verificaram o comportamento mensal e anual dos agregados destacando períodos de alterações significativas na economia norte americana como políticas de crescimento acelerado, período do Experimento Monetarista (1979-1982), além da mais recente crise na economia, a crise de 2008<sup>13</sup>. A Figura 2, mostra o crescimento dos agregados ponderados, segundo a agregação dos autores, para quatro períodos entre 1967 e 2011, divididos em quatro gráficos.

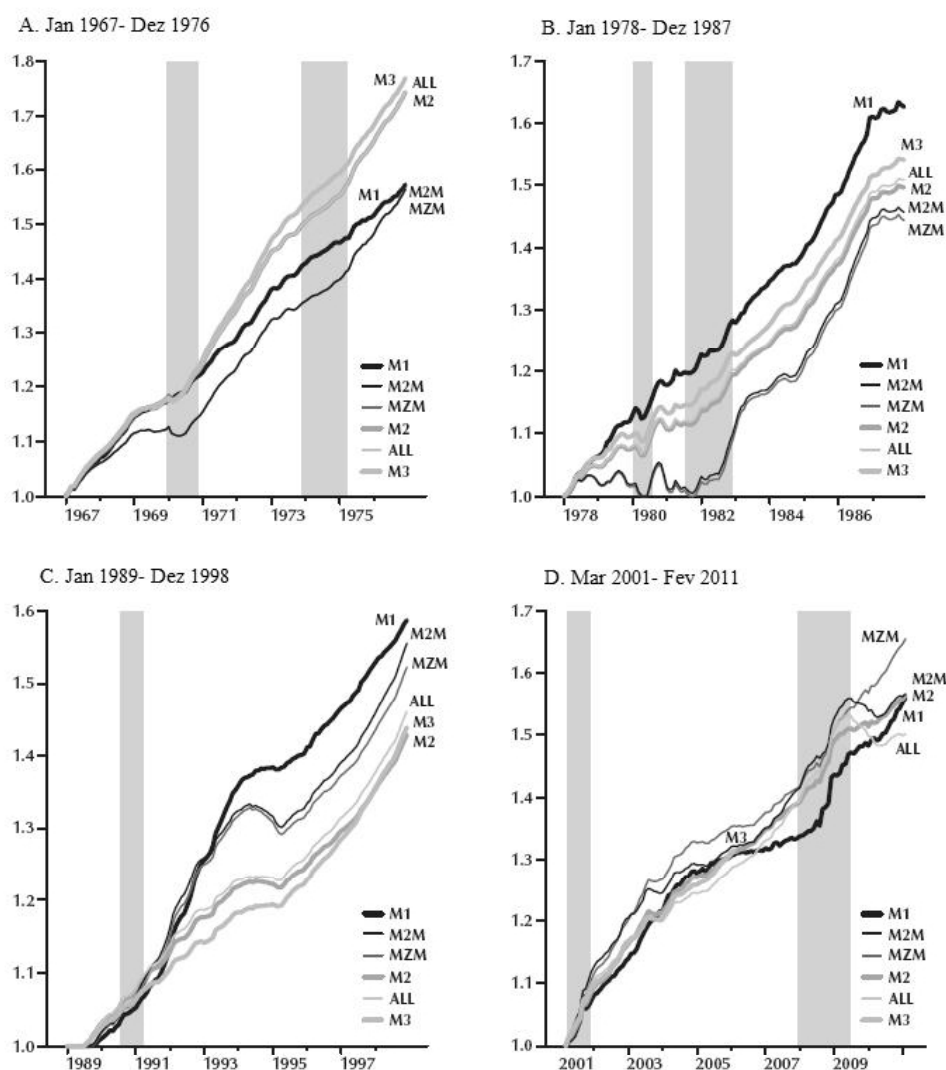
Cada gráfico na Figura 2 compara o caminho de um respectivo agregado ao longo da década considerada. O Gráfico A destaca o período de processo de crescimento inflacionário no final da década de 1960 e meados de 1970. O Gráfico B inclui o período de queda na inflação entre 1979 e 1982, o C destaca a recessão da década de 1990, e o D inclui a recessão

---

<sup>13</sup> As áreas sombreadas na Figura 2 representam os picos de ciclos de negócio definidos pelo *National Bureau of Economic Research* (NBER).

e a recuperação da economia em 2001 e a crise financeira de 2008. No Gráfico D é possível observar o crescimento de todos os agregados apresentados quando o FED adotou políticas de flexibilização de crédito no início de 2008, seguida pela adoção do *Quantitative Easing* (QE).

Figura 2 - Crescimento dos agregados ponderados<sup>14</sup> para as décadas selecionadas.



Fonte: Anderson e Jones (2011).

A partir da Figura 2 é possível observar que nos períodos em que o FED adotou uma política mais restritiva o crescimento dos agregados ponderados foi menor, como observado entre 1969 e 1971 e para o agregado M2 no início de 1980. Os autores destacaram o impacto

<sup>14</sup> Anderson e Jones (2011) definiram os agregados apresentados no gráfico da seguinte forma: M1 representa o agregado M1 ponderado em sua definição tradicional do FED; M2M é o agregado M2M ponderado em sua definição tradicional, diferencia-se do M2 por não considerar depósitos em bancos comerciais e instituições de poupança; MZM é o agregado MZM ponderado em sua definição tradicional, diferencia-se do M2M por incorporar fundos institucionais; M2 é o agregado M2 ponderado em sua definição tradicional do FED; ALL é o agregado monetário mais amplo considerado pelos autores; e M3 é o agregado M3 ponderado em sua definição tradicional do FED.

aparente das políticas do final de 1992 e 1994 sobre os agregados, que respectivamente acelerou a economia, levando a um crescimento mais acentuado dos agregados, e uma política mais restritiva, reduzindo seu crescimento. O Gráfico D considera o período da crise de 2008, que antes de 2008 refletiu em uma redução do crescimento dos agregados, retomando o crescimento em meados de 2009. De forma geral, os autores concluem que os agregados ponderados apresentam comportamento distinto daquele observado em sua forma tradicional.

De forma a comparar o desempenho entre os agregados ponderados e os obtidos em soma simples, Anderson e Jones (2011) observaram a correlação entre eles e concluíram que os agregados em soma simples são, na sua maior parte altamente correlacionados com os agregados ponderados. Em relação à crise financeira de 2008, observaram que o custo de uso dos serviços monetários refletia a escassez de liquidez do mercado, dado o prejudicado mercado de curto prazo.

Os impactos da crise de 2008 sobre a economia são indiscutíveis, havendo a retomada da discussão a respeito da utilização de instrumentos de política monetária considerados não usuais, apesar do consenso existente sobre utilização das taxas de juros. Dessa forma, a eclosão da crise passou a ser tema recorrente de estudo na literatura, e como observado anteriormente os agregados monetário sofreram impactos. Agentes do mercado acreditavam em um significativo aperfeiçoamento da política monetária, dado o seu comportamento eficaz frente as oscilações da economia, entretanto tal crença é questionável quando observado o comportamento dos agregados monetários ponderados.

Barnett e Chauvet (2011) evidenciaram as possíveis formas que as estatísticas monetárias poderiam ter indicado tal eclosão, considerando principalmente o papel dos agregados monetários ponderados pelo índice Divisia. Para os autores a maioria dos enigmas em teoria monetária foram solucionados com o uso de agregados ponderados. Consideraram que as estatísticas monetárias levaram a equívocos, principalmente em relação à crença de uma política monetária mais desenvolvida, por serem pobres e distantes da teoria de números índices. Os autores sugerem que os agregados monetários em soma simples levaram à adoção de uma política contracionista mais intensa do que o necessário no período pré-crise.

Ao apresentarem a ponderação dos agregados pelo índice Divisia, os autores destacaram que sua utilização extrai e mensura o efeito renda gerado por uma alteração nos preços relativos dos ativos, permanecendo inalterado quando ocorre o efeito substituição, que não altera a utilidade nem os serviços recebidos. Historicamente evidenciaram o comportamento distinto da velocidade de circulação dos agregados em soma simples dos ponderados. No período do Grande Experimento Monetarista argumentaram que a recessão

que seguiu após o fim na grande inflação pode ter sido intensificada pelas ações políticas, uma vez que ao observar a taxa de crescimento dos agregados em soma simples observava-se um nível adequado, enquanto para o agregado ponderado a taxa de crescimento era significativamente maior, o que pode ter intensificado o período de recessão.

De forma geral, Barnett e Chauvet (2011) concluíram que as ações do FED antes de períodos de recessões foram mais contracionistas do que se pretendia, sendo influenciadas principalmente pelas estatísticas em soma simples. Sugeriram, por sua vez, a disseminação da utilização da ponderação para as estatísticas monetárias, além de acreditarem que a crise de 2008 foi influenciada pelas posições, equivocadas, de risco adotadas pelo mercado financeiro, sendo que tal equívoco foi gerado pelo um conjunto falho de informações disponíveis. Dessa forma, equívocos levaram à excessiva liquidez que alimentou a bolha especulativa que existia no mercado norte americano, além de políticas contracionistas além da medida, contribuíram para aprofundar os impactos da crise.

Não restrito apenas à economia norte americana, a análise dos agregados monetários ponderados se estendeu por diversos países<sup>15</sup>, dado as diversas evidências de sua superioridade frente as estatísticas em soma simples. No Brasil alguns autores, no início da década de 90, passaram a discutir a importância de se considerar uma ponderação para os agregados, principalmente pelo histórico de hiperinflação e planos econômicos fracassados.

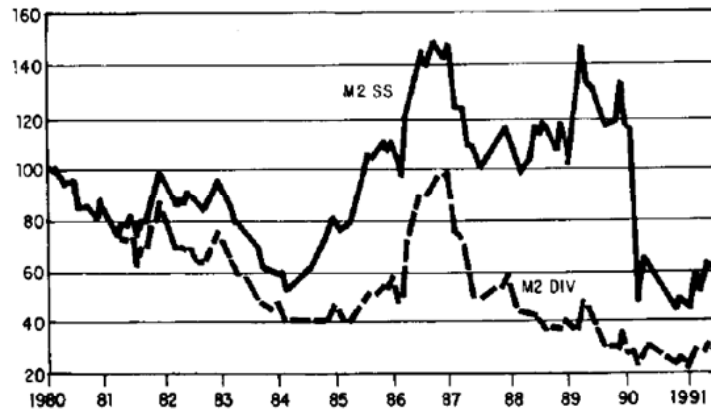
Assim, Rossi e Silva (1991) foram os primeiros a considerar os agregados monetários ponderados para a economia brasileira. Considerando o desenvolvimento da literatura para a ponderação dos agregados, os autores calcularam os agregados M2, M3 e M4 com a ponderação pelo índice Divisia e compararam com o comportamento dos agregados em soma simples, entre 1974 e 1991. Procuraram mostrar, ainda, uma relação mais próxima da inflação com os agregados através de uma regressão entre a taxa de inflação e a taxa de variação dos agregados.

Os resultados mostraram que quanto mais amplo o agregado maior a relação com a inflação, uma vez que o aumento de inflação eleva a demanda por ativos indexados, componentes de agregados mais amplos como M3 e M4. O comportamento dos agregados com a ponderação foi significativamente diferente do comportamento dos mesmo em soma simples, principalmente no ano de 1990, com o bloqueio de ativos do Plano Collor, como se observa na Figura 3 para o agregado M2.

---

<sup>15</sup> Os agregados monetários ponderados pelo índice Divisia também foram estimados para a Grã-Bretanha (Batchelor, 1989; Belongia e Chrystal, 1991), Japão (Ishida, 1984), Holanda (Fase, 1985), Canadá (Cockerline e Murray, 1981), Austrália (Hoa, 1985) e Suíça (Yue e Fluri, 1991).

Figura 3 – Agregado M2 ponderado pelo índice Divisia (M2 DIV) e em soma simples (M2 SS).



Fonte: Rossi e Silva (1991).

O comportamento do multiplicador monetário foi significativamente mais estável quando utilizada a ponderação dos agregados pelo índice Divisia, bem como a velocidade de circulação da moeda, definida pela razão entre PIB e oferta de moeda. De forma geral concluíram que o índice Divisia capta as substituições entre os ativos na economia de forma mais adequada que os ativos em soma simples. Para a construção dos agregados ponderados consideraram que a remuneração de janeiro de 1980 a junho de 1983 foi a correção trimestral baseada na Unidade Padrão de Capital (UPC), sendo a rentabilidade calculada da seguinte maneira:

$$r_2 = (1 + r_{2t})^{1/3} - 1$$

Onde:  $r_{2t}$  é a taxa trimestral. A partir de julho de 1983 os rendimentos da poupança foram calculados de acordo com os indexadores:

Julho/83 a Fevereiro/86 = rentabilidade mensal da Obrigação Reajustável do Tesouro Nacional (ORTN);

Março/86 a Janeiro/87 = variação mensal do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) calculado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas;

Fevereiro/87 = taxa mensal de juros *overnight*;

Março/87 a Abril/87 = IPC;

Maio/87 a Setembro/87 = *overnight*;

Outubro/87 a Dezembro/88 = IPC

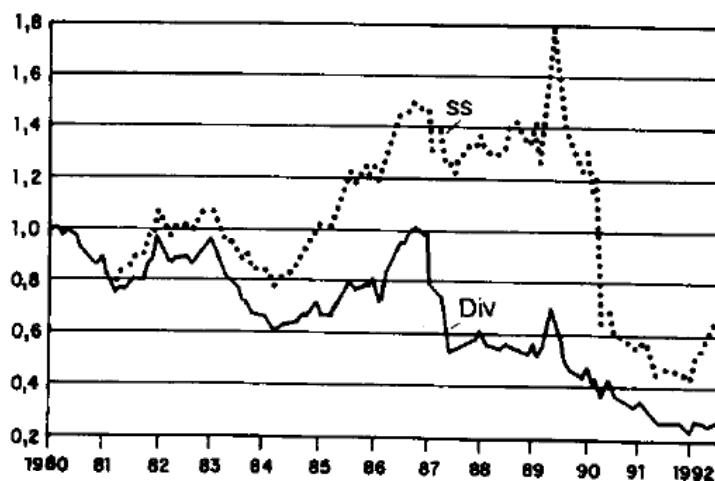
Janeiro/89 a Abril/89 = *overnight*

Maio/89 a Março/90 = IPC

De maneira análoga, Rossi (1993) argumentou que os ativos financeiros são apresentados em unidades monetárias, apresentando diferentes graus de liquidez. Assim, a agregação econômica adequada deveria considerar tal heterogeneidade, atribuindo-se diferentes pesos aos componentes do agregado. Discutiu sobre a dificuldade de se atribuir preços aos fluxos dos serviços de um ativo durante a sua utilização, sendo necessário o cálculo do seu custo de oportunidade. Além da consideração de alguns critérios para a escolha da taxa de juros máxima na economia, já que deve refletir a transferência intertemporal de riqueza. Dessa forma o autor sugeriu a utilização dos seguintes critérios: tomar o valor máximo entre as taxas de vários ativos do agregado e multiplicar por 1,05 para que o seja positivo; e o segundo consiste na escolha entre o maior valor entre o obtido pelo critério anterior e os valores relativos a taxa de variação dos índices das bolsas de valores do Brasil e a taxa de câmbio no mercado paralelo.

Rossi (1993) utilizou o segundo critério, e concluiu que os agregados mais amplos, como o M4, deixam mais evidente os méritos da agregação pelo Divisia, além de ser os que apresentam menores taxa de variação. A Figura 4 mostra o comportamento do agregado M3 para a economia brasileira, considerando dados mensais para o período entre 1980 a 1992.

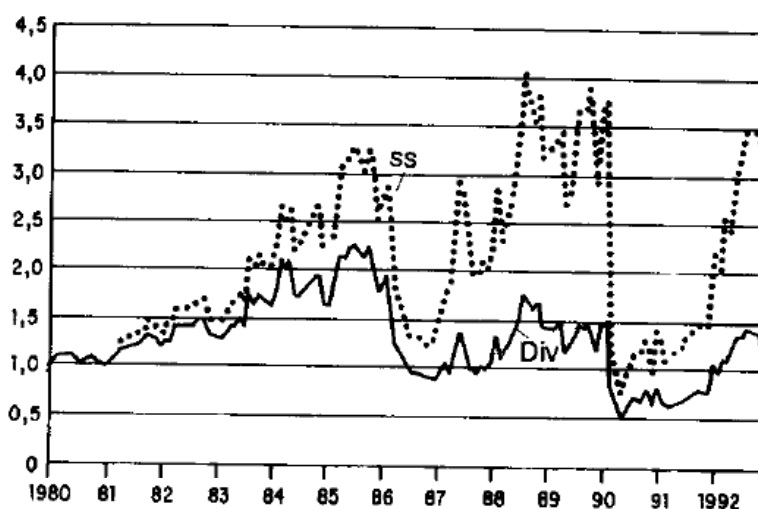
Figura 4 – Comportamento do agregado M3 ponderado pelo índice Divisia (Div) e em soma simples (SS) entre 1980 e 1992.



Fonte: Rossi (1993).

O multiplicador monetário, dado pela razão entre o agregado e a base monetária, foi comparado com os agregados em soma simples. Observou-se, a partir da Figura 5, que o comportamento para o agregado M4 ponderado pelo índice Divisia foi significativamente diferente do agregado M4 em soma simples. Tal fato é observado pela menor variabilidade do multiplicador do agregado ponderado, principalmente em 1990.

Figura 5 – Multiplicador monetário do agregado M4 ponderado pelo índice Divisia (Div) e em soma simples (SS).



Fonte: Rossi (1993).

Haja visto o trabalho pioneiro de Rossi e Silva (1991) seguido pelo trabalho de Rossi (1993), o desenvolvimento da literatura dos agregados monetários ponderados para o Brasil ficou restrito a estes trabalhos. Por algum tempo, influenciados pelos trabalhos citados, passou-se a divulgar em uma nota adicional os agregados ponderados para o país. Entretanto, tal prática foi abandonada mantendo-se apenas a divulgação pelo BCB dos agregados em soma simples.

Assim, retomou-se a discussão a respeito do desempenho dos agregados monetários ponderados no Brasil apenas em 2000, enquanto a literatura internacional discutia os diversos impactos sobre o desempenho dos agregados ponderados tanto em relação ao desempenho da economia como em relação à tomada de decisão da autoridade monetária, sendo que os principais trabalhos continuaram a ser desenvolvidos por Barnett, sempre argumentando sobre o desempenho superior das estatísticas ponderadas.

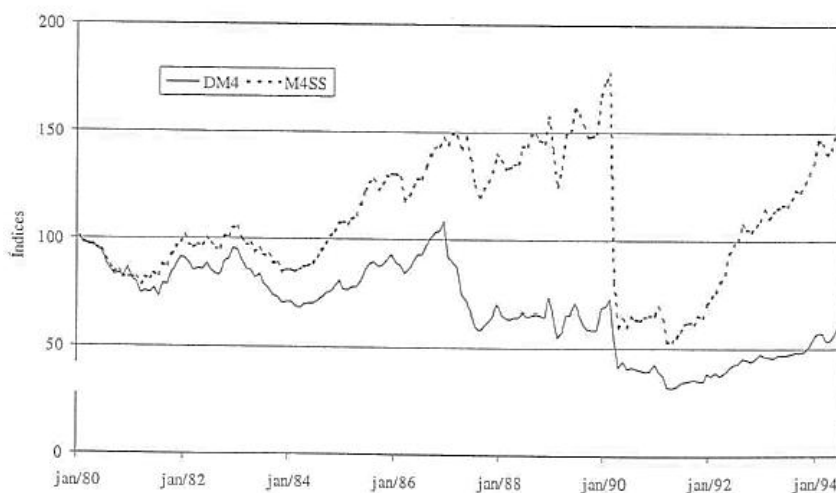
No Brasil, Divino (2000)<sup>16</sup>, verificou a causalidade entre a moeda e as variáveis taxa de inflação e nível de renda, utilizando os conceitos de agregados monetários ponderados pelo índice Divisia e os obtidos pela soma simples. Argumentou a respeito da inferioridade dos agregados em soma simples, pela existência de diferentes graus de liquidez. Sendo assim

<sup>16</sup> Divino (2000) definiu os ativos e as suas respectivas rentabilidades da seguinte forma:  $m_{1t}$  é a soma do papel moeda em poder do público mais depósitos à vista;  $r_1$  é a rentabilidade de  $m_{1t}$  igual a zero;  $m_{2t}$  representa os títulos federais em poder do público;  $r_2$  é a taxa média de financiamento do *overnight* lastreado em títulos federais, líquida de imposto de renda;  $m_{3t}$  representa os depósitos em cadernetas de poupança;  $r_3$  é a remuneração da caderneta de poupança livre de imposto de renda no período;  $m_{4t}$  títulos privados – CDB, letras de câmbio e letras hipotecárias;  $r_4$  é a taxa de remuneração mensal dos CDB pré-fixados, líquidas de imposto de renda.

considerou a ponderação de cada ativo pelo seu custo de oportunidade, atribuindo-se maiores pesos à aqueles com maior liquidez. Baseando-se no desenvolvimento de Rossi e Silva (1991) e de Rossi (1993) para a definição do índice Divisia bem como do custo de oportunidade de cada ativo que compõe o agregado, o autor estende a série do índice Divisia até 1994.

Ao analisar o período de 1980 à 1994, verificou-se que os agregados ponderados apresentaram relativa estabilidade, mesmo com um cenário constantes alterações na condução da política econômica, como mostra a Figura 6.

Figura 6 – Comportamento mensal do agregado M4 entre 1980 e 1994 para o agregado ponderado (DM4) e em soma simples (M4SS).



Fonte: Divino (2000).

Divino (2000), em relação a causalidade entre os agregados monetários, renda e inflação entre 1980 e 1994, concluiu, através do teste de Engle-Granger, que houve simultaneidade na precedência temporal das variações na moeda e inflação, sendo condizentes com a indexação do período. Já a relação entre a moeda e o nível de renda, observou-se uma causalidade bidirecional entre as variáveis. Por fim, destacou a superioridade da utilização do índice Divisia, uma vez que fez com que inovações financeiras fossem consideradas de forma a isolar o efeito de substituição provocado por tais inovações, permitindo a mensuração adequada da liquidez na economia.

Fonseca Neto e Albuquerque Jr. (2002), por sua vez, discutiram sobre as características que a política monetária assumiu ao longo do tempo, principalmente partir da década de 80, sendo o seu principal instrumento a manipulação das taxas de juros. Entretanto, argumentam que os agregados podem ter maior utilidade do que lhes é atribuído, principalmente em sua forma ponderada. Assim, os autores verificaram a possibilidade dos



agregados anteciparem flutuações no produto e nos preços no Brasil entre 1995 e 2002. Para verificarem a causalidade entre os agregados utilizaram informações do PIB real e do Índice de Preços ao Consumido Amplo (IPCA).

A construção dos agregados monetários ponderados pelo índice Divisia mostra comportamento diferente em relação aos agregados em soma simples, sendo que o agregado M3 ponderado durante o período considerado ficou mais próximo do agregado em soma simples em comparação com os trabalhos da década de 90. Entretanto, Fonseca Neto e Albuquerque Jr (2002) destacaram o distanciamento entre as séries no ano de 1997 pela introdução da CPMF<sup>17</sup>, o que não fica nítido no comportamento do agregado em soma simples. Em termos da antecipação das flutuações sobre o PIB e os preços, os agregados M1 e M2 não se mostraram adequados, enquanto os demais agregados monetários permitiram a antecipação de flutuações no IPCA. Os autores, mesmo aplicando a ponderação aos agregados monetários, concluíram que a sua utilização não foi útil para a verificação da antecipação das flutuações, justificando sua utilização apenas para a sofisticação da metodologia.

Observa-se, então, o pequeno número de trabalhos no Brasil que abordaram o conceito ponderado para os agregados monetários no contexto de impactos sobre a política monetária. Mas, a utilização de tal conceito é estendida a trabalhos de equilíbrio geral aplicados ao custo de bem estar da inflação, como feito por Cysne (2011), sendo que tal abordagem foge da abordagem proposta sobre a sua utilização sobre a política monetária. Ao contrário do que se observou no Brasil, o debate a respeito da utilização dos agregados monetários ponderados persistiu na literatura internacional.

---

<sup>17</sup> A Contribuição Provisória sobre a Movimentação ou Transmissão de Valores e de Créditos e Direitos de Natureza Financeira (CPMF) foi um tributo na esfera federal que vigorou de 1997 à 2007. Era uma contribuição destinada à saúde pública, previdência social e ao Fundo de Combate e Erradicação da Pobreza.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Agregados Monetários

Os agregados monetários, ou meios de pagamentos, são indicadores da oferta de moeda na economia, sendo utilizados pelo Banco Central como indicadores antecedentes de pressões de demanda sobre o setor real da economia. Dessa forma, a autoridade monetária considera que mesmo com o consenso a respeito da utilização das taxas de juros como principal instrumento de política monetária, os agregados são instrumentos importantes para o acompanhamento dos efeitos da política, como indicadores de liquidez e de captações internas de recursos.

O Banco Central do Brasil (BCB) considera que os meios de pagamentos sejam restritos, que é representado pelo agregado com o maior grau de liquidez, e ampliados, cuja reformulação foi divulgada pelo BACEN (2001) em notas técnicas<sup>18</sup>. Tal reformulação constou em uma alteração no critério de ordenamento dos componentes dos agregados ampliados, definindo-os pelo seu sistema emissor, sendo justificada pelo estágio de desenvolvimento do sistema financeiro.

Observa-se que os agregados são obtidos pela soma simples dos respectivos ativos que os compõem. Entretanto, tal procedimento considera pressupostos inadequados dado a heterogeneidade dos ativos componentes, ou seja, são somados ativos com características distinta em termos do seu grau de liquidez, principalmente em relação aos agregados restritos e ampliados.

##### 3.1.1 O Índice Superlativo Divisia

O índice Divisia é o índice superlativo utilizado para a ponderação dos agregados monetários. A sua obtenção se deve principalmente ao trabalho de Diewert (1976), que ao relacionar a teoria da agregação com a teoria dos números índices, criou a classe de índices superlativos, sendo que o índice Divisia apresenta características que fazem com que seja o mais adequado para a aplicação aos agregados. Entretanto, foi derivado a partir da aplicação de conceitos microeconômicos.

---

<sup>18</sup> O agregado monetário restrito, segundo BACEN (2001), é definido por:

M1 = papel moeda em poder do público + depósitos à vista.

Já os agregados monetários ampliados são:

M2 = M1 + depósitos especiais remunerados + depósitos de poupança + títulos emitidos por instituições depositárias;

M3 = M2 + quotas de fundos de renda fixa + operações compromissadas registradas no Selic.

O agregado monetário mais amplo, considerado como poupança financeira é definido da seguinte forma:

M4 = M3 + títulos públicos de alta liquidez

Para a obtenção do índice Divisia é necessário apresentar os conceitos da teoria de números índices apresentados por Diewert (1976). Definiu-se o índice de quantidade e o índice de preço, entre dois períodos, por:

$$Q(p^0, p^1; x^0, x^1) \text{ e } P(p^0, p^1; x^0, x^1) \quad (1)$$

onde  $p^i$  representa os preços e  $x^i$  as quantidades, com  $i = 0, 1$ . O produto entre os índices deve satisfazer o teste fraco de fator reverso<sup>19</sup>. Os índices ideais multiplicados também satisfazem tal propriedade. Um índice, de quantidade (preço), é considerado ideal quando é obtido a partir da raiz quadrada do produto entre índices de quantidades (preços)<sup>20</sup>.

Dado a definição de um índice ideal, o autor, através de um teorema, define o índice ideal,  $Q_{Id}$ , utilizado para a agregação. Seja  $x^r$ , onde  $r$  são os períodos, o resultado de um problema de maximização de uma função definida pela forma quadrática  $f(x) \equiv (x^T Ax)^{\frac{1}{2}} \equiv (\sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N x_j a_{jk} x_k)^{\frac{1}{2}}$ . Então:

$$\frac{f(x^r)}{f(x^0)} = Q_{Id}(p^0, p^r; x^0, x^r), r = 1, \dots, R \quad (2)$$

Assim, se o índice de quantidade e a forma funcional para a função agregadora,  $f(x)$ , satisfazem a Equação (2), então o índice  $Q_{Id}$  é dito exato para a função agregadora  $f$ . É possível concluir que o índice ideal é o único índice correspondente à uma forma funcional  $f$ , que é capaz de definir uma aproximação de segunda ordem para uma função arbitrária duas vezes diferenciável, linear e homogênea.

Define-se, então, um índice superlativo, que é exato para uma função agregadora  $f$ , que por sua vez permite uma aproximação de segunda ordem para uma função linear homogênea. Então, o índice Divisia, por sua vez, deve ser exato para uma função agregadora específica, de forma a satisfazer a igualdade da Equação (2).

Para que se verifique a forma funcional adequada da função agregadora que faz com que o índice Divisia seja um índice superlativo, Diewert (1976) considerou aproximação de *Törnqvist-Theil*, a partir seguinte função quadrática:

---

<sup>19</sup> O produto entre o índice de quantidade e de preços resulta na razão de dispêndio entre os dois períodos:

$$Q(\cdot)P(\cdot) = \frac{p^1 x^1}{p^0 x^0}$$

Tal afirmativa pode ser provada utilizando-se os índices de Laspeyres e Paasche.

<sup>20</sup> O índice ideal de quantidade pode ser obtido pela raiz quadrada do produto entre os índices de quantidade de Laspeyres e Paasche. O índice ideal de preço pode ser obtido da mesma forma.

$$f(z) = a_o + a^T z + \frac{1}{2} z^T A z \quad (3)$$

Considerando a função quadrática, definiu-se uma função transcendental logarítmica (translog),  $f(x)$  de seguinte forma:

$$\ln f(x) \equiv \alpha_o + \sum_{n=1}^N \alpha_n \ln x_n + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N \gamma_{jk} \ln x_j \ln x_k \quad (4)$$

Onde:  $\sum_{n=1}^N \alpha_n = 1$ ,  $\gamma_{jk} = \gamma_{kj}$  e  $\sum_{k=1}^N \gamma_{jk} = 0$  para  $j = 1, 2, \dots, N$ .

A partir de uma aproximação de segunda ordem da uma função translog homogênea, representada pela Equação (3), obtém-se uma função arbitrária duas vezes diferenciável, linear e homogênea. Então, utilizando os parâmetros da função translog, define-se a função  $f^*$ :

$$f^*(z) \equiv \alpha_o + \sum_{j=1}^N \alpha_j z_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} z_i z_j \quad (5)$$

Ao aplicar o lema da aproximação quadrática<sup>21</sup>, obtém-se:

$$f^*(z^1) - f^*(z^0) = \frac{1}{2} [\nabla f^*(z^1) + \nabla f^*(z^0)](z^1 - z^0) \quad (6)$$

Considerando que a relação entre as funções  $f(x)$ , na Equação 3, e a  $f^*(z)$ , Equação 4, é dada por:

$$\frac{\partial f^*(z^r)}{\partial z_j} = \frac{\partial \ln f(x^r)}{\partial \ln x_j} = \left[ \frac{\partial f(x^r)}{\partial x_j} \right] \left[ \frac{x_j^r}{f(x^r)} \right] \quad (7)$$

Substituindo na Equação (5), obtém-se:

$$\ln f(x^1) - \ln f(x^0) = \frac{1}{2} \left[ \hat{x}^1 \frac{\nabla f(x^1)}{f(x^1)} + \hat{x}^0 \frac{\nabla f(x^0)}{f(x^0)} \right] [\ln x^1 - \ln x^0] \quad (8)$$

Onde:  $\ln x^1 \equiv [\ln x_1^1, \ln x_2^1, \dots, \ln x_N^1]$ ,  $\ln x^0 \equiv [\ln x_1^0, \ln x_2^0, \dots, \ln x_N^0]$ ,  $\hat{x}^1$  é o vetor  $x^1$  diagonalizado em uma matriz, e  $\hat{x}^0$  é o vetor  $x^0$  diagonalizado em uma matriz.

Seja  $x^r \gg 0$  a solução de problema de maximização de uma função agregadora translog. As condições de primeira ordem de tal problema, após a eliminação dos

<sup>21</sup> Se e somente se uma função quadrática é definida como  $f(z)$ , então:

$$f(z^1) - f(z^0) = 1/2 [\nabla f(z^1) + \nabla f(z^0)]^T (z^1 - z^0)$$

onde  $\nabla f(z^r)$  é o vetor gradiente de  $f$  em  $z^r$ .

multiplicadores de Lagrange<sup>22</sup>, resulta na relação  $\frac{p^r}{p^r x^r} = \frac{\nabla f(x^r)}{x^r \nabla f(x^r)}$ . Como  $f$  é homogênea, a relação  $x^r \nabla f(x^r)$  pode ser substituída por  $f(x^r)$ . Assim, obtém-se:

$$\ln \left[ \frac{f(x^1)}{f(x^0)} \right] = \frac{1}{2} \left[ \frac{\hat{x}^1 p^1}{p^{1r} x^1} + \frac{\hat{x}^0 p^0}{p^{0r} x^0} \right] [\ln x^1 - \ln x^0] = \sum_{n=1}^N \frac{1}{2} [s_n^1 + s_n^0] \ln \left[ \frac{x_n^1}{x_n^0} \right] \quad (9)$$

Ou

$$f \left( \frac{x^1}{x^0} \right) = \prod_{n=1}^N \left[ \frac{x_n^1}{x_n^0} \right]^{1/2[s_n^1 + s_n^0]} \equiv Q_0(p^0, p^1; x^0, x^1) \quad (10)$$

Onde  $s_n^r = \frac{p_n^r x_n^r}{p^r x^r}$ , ou seja, a  $n$ -ésima parcela do custo no período  $r$ .

Diewert (1976) concluiu que o índice de quantidade é exato para uma função agregadora translog homogênea, sendo que o lado direito da Equação (10) mostra a propriedade de aproximação de segunda ordem de uma função translog homogênea, caracterizando o índice de quantidade  $Q_0$  como superlativo. O autor ainda argumenta que a função translog é a única função diferenciável linear homogênea que é exata para o índice de quantidade de *Törnqvist-Theil*.

Todo o desenvolvimento, da Equação (2) a Equação (10), foi apresentado para que se obtenha o índice Divisia de quantidade, sendo o mais adequado para a utilização no contexto macroeconômico de agregados monetários. O índice de preço pode ser obtido a partir de argumentação semelhante, com mudanças na notação, a partir de uma função translog de custo unitária como função agregadora<sup>23</sup>.

<sup>22</sup> Konyus e Byushgens (1926), Hotelling (1935), Wold (1944) e Pearce (1964).

<sup>23</sup> Seja a função translog de custo unitária de finida por:

$$\ln c(p) \equiv \alpha_o^* + \sum_{j=1}^N \alpha_j^* \ln p_j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^N \gamma_{jk}^* \ln p_j \ln p_k$$

Com  $\sum_{n=1}^N \alpha_n^* = 1$ ,  $\gamma_{jk}^* = \gamma_{kj}^*$  e  $\sum_{k=1}^N \gamma_{jk}^* = 0$  para  $j = 1, 2, \dots, N$ .

Considerando o lema de Shephard (1953) e Samuelson (1947), observa-se que se  $f$  é linearmente homogênea e côncava,  $p^r x^r$  solução de um problema de minimização de  $p^r$ , e a função de custo unitária  $c$  é diferenciável em  $p^r$ , então:  $x^r = \nabla c(p^r) f(x^r)$ .

Dado que existe um comportamento de minimização de custo entre 0 e 1, aplicando o lema de aproximação quadrática na função translog de custo unitária, obtém-se:

$$\ln c(p^1) - \ln c(p^0) = \frac{1}{2} \left[ \hat{p}^1 \frac{\nabla c(p^1)}{c(p^1)} + \hat{p}^0 \frac{\nabla c(p^0)}{c(p^0)} \right] [\ln p^1 - \ln p^0] = \frac{1}{2} \left[ \hat{p}^1 \frac{x^1}{p^1 x^1} + \hat{p}^0 \frac{x^0}{p^0 x^0} \right] [\ln p^1 - \ln p^0]$$

Utilizando o corolário  $\frac{x^r}{p^r x^r} = \frac{\nabla c(p^r)}{c(p^r)}$ , para  $r = 0, 1$ .

$$\ln c(p^1) - \ln c(p^0) = \sum_{n=1}^N [s_n^1 + s_n^0] \ln \left[ \frac{p_n^1}{p_n^0} \right]$$

ou

$$\frac{c(p^1)}{c(p^0)} = \prod_{n=1}^N \left[ \frac{p_n^1}{p_n^0} \right]^{1/2[s_n^1 + s_n^0]}$$

Apesar das propriedades adequadas de um índice superlativo, Diewert (1976) destacou que os índices superlativos obtidos não satisfazem o teste fraco de fator reverso, já que  $Q_o$  é consistente com uma função translog agregadora homogênea enquanto  $P_o$  é consistente com uma função agregadora dual a uma função de custo unitária. Ou seja, as funções agregadoras não coincidem.

A função agregadora, entretanto, assume a forma funcional de uma função translog garantindo assim que seja exata para o índice Divisia de quantidade. Sendo assim, surge o questionamento a respeito da flexibilidade da forma funcional da função agregadora. Para tratar de tal particularidade se considerou uma função agregadora quadrática média de ordem  $r$ , sendo definida por:

$$f_r(x) = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N a_{ij} x_i^{r/2} x_j^{r/2} \right]^{1/r} \quad (11)$$

Onde:  $a_{ij} = a_{ji}$ , com  $1 \leq i \text{ e } j \leq N$ , são parâmetros. Assim, se  $r = 1$  a equação se reduz a uma forma funcional linear generalizada, se todo  $a_{ij} = 0$ , para  $i \neq j$ , então a equação se torna uma forma funcional com elasticidade de substituição constante (CES). O limite, quando  $r$  tende a zero, da função agregadora quadrática média é uma função agregadora translog homogênea.

A partir de tal função agregadora, o autor apresentou um teorema que mostra que a forma funcional é flexível. Tal teorema pressupõe que a função agregadora linear é homogênea definida em um subconjunto aberto no ortante positivo de um espaço  $N$ -dimensional. Então,  $f_r$ , para todo  $r \neq 0$ , apresenta uma aproximação diferencial de segunda ordem para  $f$ .

A partir da forma funcional considerada, o índice de quantidade quadrático médio de ordem  $r$  é definido por:

---

Onde:  $s_n^r = \frac{p_n^r x_n^r}{p^r x^r}$ , ou seja, a  $n$ -ésima parcela do custo no período  $r$ .

O lado direito da equação acima é o índice de preço de Fisher. Tal índice de preço é exato para uma função translog de custo unitária, sendo a única função diferenciável de custo unitária que é exata para esse índice de preço.

$$\begin{aligned}
Q_r(p^0, p^1; x^0, x^1) &\equiv \left\{ \frac{\sum_{i=1}^N \left( \frac{x_i^1}{x_i^0} \right)^{r/2} \left( \frac{p_i^0 x_i^0}{p^0 x^0} \right)}{\sum_{k=1}^N \left( \frac{x_k^0}{x_k^1} \right)^{r/2} \left( \frac{p_k^1 x_k^1}{p^1 x^1} \right)} \right\}^{1/r} \\
&= \left[ \sum_{i=1}^N \left( \frac{x_i^1}{x_i^0} \right)^{\frac{r}{2}} s_{i^0} \right]^{1/r} \left[ \sum_{k=1}^N \left( \frac{x_k^1}{x_k^0} \right)^{-\frac{r}{2}} s_k^1 \right]^{-1/r} \quad (12)
\end{aligned}$$

Para qualquer  $r \neq 0$ ,  $Q_r$  deve ser calculado a partir dos preços e quantidade observadas nos dois períodos.  $Q_r$  é expresso como o produto entre a média de ordem  $r$  da raiz quadrada das quantidades relativas, ponderada pela parcela de dispêndio no período base, multiplicada pelo produto entre a média de ordem  $-r$  da raiz quadrada das quantidades relativas, ponderada pela parcela de dispêndio no período um.

Generalizando, Diewert (1976) relacionou a função agregadora  $f_r$  ao índice de quantidade  $Q_r$  por um teorema, onde supõe que  $f_r(x)$  seja definido como na Equação (10), e que  $x^0$  e  $x^1$  sejam soluções de problemas de maximização da função agregadora, então:

$$\frac{f_r(x^1)}{f_r(x^0)} = Q_r(p^0, p^1; x^0, x^1) \quad (13)$$

É possível concluir o índice de quantidade quadrático médio de ordem  $r$  é exato para uma função agregadora quadrática média de ordem  $r$ , o que caracteriza  $Q_r$  como um número índice superlativo.

Considerando a flexibilidade da forma funcional, o autor verificou que a classe de índices superlativos, representado por  $Q_r$ , satisfazem as seguintes propriedades: o valor do índice não se altera quando a ordem dos componentes do agregado muda; o índice é igual a unidade se todas as quantidade se mantêm constantes de um período para outro; não se altera quando as unidades de medida dos componentes muda; o índice não se torna infinito, indeterminado, nem assume o valor zero quando o preço de um componente é zero (para qualquer  $r \neq 0$ ), nem quando a quantidade de um componente se torna zero (se  $0 < r \leq 2$ ); satisfaz o teste de proporcionalidade<sup>24</sup> e o teste do ponto reverso<sup>25</sup> (ou teste do tempo

<sup>24</sup>  $Q_r(p^0, p^1; x^0, \lambda x^1) = \lambda$ .

<sup>25</sup>  $Q_r(p^0, p^1; x^0, x^1) Q_r(p^1, p^0; x^1, x^0) \equiv 1$ .

reverso). Entretanto, dois testes não são satisfeitos: o teste de circularidade<sup>26</sup> e o teste de fator reverso<sup>27</sup>.

O que Diewert deixa claro é que não existe outra forma funcional linear homogênea,  $f$ , diferente de  $f_r$ , tal que seja exata para  $Q_r$ . Assim, um índice de quantidade quadrático médio de ordem  $r$  pode ser utilizado para agregar insumos ou ativos, desde que apresente a forma funcional quadrática média de ordem  $r$  para a função agregadora.

O índice superlativo de quantidade é exato para uma função agregadora homogênea que apresenta uma aproximação de segunda ordem para uma função agregadora contínua duas vezes diferenciável.

A construção do índice Divisia de quantidade depende da obtenção dos respectivos pesos, que por sua vez depende das informações de preços e quantidades dos componentes do agregado. Mas, ao considerar os componentes dos agregados monetários, por se tratar de ativos financeiros, deve-se atribuir um preço ao seu fluxo de serviços durante sua utilização, havendo, portanto, um custo de oportunidade. Dessa forma, considera-se que um ativo não se esgota em um período, nem se deprecia. Por outro lado, apresenta determinado nível de rentabilidade. Além disso, os ativos ao serem remunerados se tornam substitutos imperfeitos, sendo que o preço dos serviços monetários não é mais claramente definido.

Para um bem durável, o custo pelo seu uso é calculado pelo custo de aquisição menos o valor esperado descontado na revenda, enquanto para um ativo financeiro é necessário que se adote pressupostos em relação à sua natureza. De acordo com Rossi e Silva (1991) as seguintes situações são consideradas: ativo sem remuneração e preços estáveis; ativo remunerado pela sua taxa de juros e preços estáveis; ativo não remunerado e preços variáveis; e ativo com juros e preços variáveis. Na descrição de cada um dos tipos de ativos é possível concluir que caso a inflação não afete as taxas de juros nominais, a variação de preços não interfere no custo de oportunidade do serviço monetário, independente do ativo pagar ou não juros.

Assim, concluiu-se que o custo de oportunidade dos serviços monetários difere entre os ativos que apresentam taxas de juros distintas. De forma geral o custo de oportunidade de um ativo é definido por:

$$p_{it} = \bar{p}_{it} - \frac{(1 - r_{it})\bar{p}_t}{1 + R_t} = \frac{\bar{p}_t(R_t - r_{it})}{1 + R_t} \quad (14)$$

<sup>26</sup>  $Q_r(p^0, p^1; x^0, x^1)Q_r(p^1, p^2; x^1, x^2) \neq Q(p^0, p^2, x^0, x^2)$ .

<sup>27</sup>  $Q_r(p^0, p^1; x^0, x^1)P_r(p^0, p^1; x^0, x^1) \neq p^1x^1/p^0x^0$ .



Onde:  $r_{it}$  é a taxa de juros que remunera o ativos  $i$ ;  $\bar{p}_t$  é um índice geral de preços da economia;  $R_t$  é a taxa de juros nominal da economia.  $(R_t - r_{it})$  representa o preço pago pelos serviços monetários do ativo<sup>28</sup> (remuneração).

Então, para a obtenção do índice Divisia é necessário que se calcule o dispêndio em serviços monetários do estoque do ativo financeiro, que é obtido pelo produto entre o custo de oportunidade, calculado pela Equação (13), e o estoque do ativo. O índice Divisia é então definido pela taxa de variação do agregado, que é uma média ponderada das taxas de variação dos componentes do mesmo. Assim, a Equação (9) pode ser reescrita, aproximada pelo índice de *Tornqvist-Theil*, da seguinte forma:

$$\ln Q_t^D - \ln Q_{t-1}^D = \sum_{i=1}^n s_{it}^* (\ln m_{it} - \ln m_{i,t-1}) \quad (15)$$

Onde:

$$s_{it}^* = \frac{s_{it} + s_{i,t-1}}{2} \quad \text{e} \quad s_{it} = \frac{p_{it}m_{it}}{\sum_{k=1}^n p_{kt}m_{kt}}$$

Observa-se que o índice Divisia de quantidade, dado pela taxa de variação (diferença logarítmica) do agregado monetário  $Q$ , é uma média ponderada da taxa de variação dos componentes do agregado monetário. Os pesos são representados pelo dispêndio com serviços monetários de cada componente.

### 3.2 Modelos Multivariados: Modelo Vetorial Auto Regressivo (VAR)<sup>29</sup>

Antes do Plano Real, o Brasil era marcado por alterações de moeda e pelo persistente problema da inflação. Sendo assim, o presente trabalho considerada o período entre 1980 e 2013 para que se observe o comportamento dos preços e do produto da economia brasileira quando submetidos aos choques monetários.

A principal fonte de dados para o estudo é o Banco Central do Brasil, que através do seu site, disponibiliza inúmeras séries que serão utilizadas para a estimação do modelo, entre elas: agregados monetários, base monetária, remuneração dos ativos que compõe os agregados, entre outras.

Assim, será possível a estimação das funções impulso resposta permitindo que se observe o comportamento das variáveis incluídas nos modelos quando submetida a choques

<sup>28</sup> Se o indivíduo possui o ativo ele é remunerado pela taxa  $r_{it}$ , com o custo de oportunidade de aplicar no mercado à taxa  $R_t$ .

<sup>29</sup> Maiores detalhes a respeito de tal modelagem podem ser encontrados em Enders (2009) e Hamilton (1994)

nas demais e em si mesma. Esse comportamento revela padrões que podem estar ou não de acordo com a teoria macroeconômica. A utilização de modelos multivariados permite que tal análise seja realizada, sendo que a utilização de cada tipo de modelo varia conforme o comportamento das variáveis, ou seja, as suas relações determinam qual é o modelo mais adequado.

### 3.2.1 Modelo Auto regressivo (VAR)

O modelo vetorial auto regressivo é utilizado para capturar a interdependência linear entre as diversas séries temporais. Cada variável em um modelo VAR possui uma equação estimada que explica sua evolução se baseando nas suas próprias defasagens e na defasagem das demais variáveis consideradas. De modo geral, o modelo pressupõe a existência e um efeito intertemporal entre as variáveis.

É possível descrever o modelo considerando um conjunto de  $y$  variáveis endógenas ao longo do tempo ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) como uma função linear de seus valores defasados. Um modelo VAR de ordem  $p$  pode ser apresentado da seguinte forma:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{c} + \mathbf{\Pi}_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{\Pi}_2 \mathbf{Y}_{t-2} + \dots + \mathbf{\Pi}_p \mathbf{Y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, t = 1, \dots, T \quad (16)$$

Onde  $\mathbf{\Pi}_i$  são as matrizes de coeficientes ( $n \times n$ ) e  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  é vetor ( $n \times 1$ ) de ruídos branco não observáveis e com média zero. Matricialmente, podemos reescrever o modelo da seguinte forma:

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{nt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \\ \vdots \\ c_n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \pi_{11}^1 & \pi_{12}^1 & \dots & \pi_{1n}^1 \\ \pi_{21}^1 & \pi_{22}^1 & \dots & \pi_{2n}^1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{n1}^1 & \pi_{n2}^1 & \dots & \pi_{nn}^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ \vdots \\ y_{nt-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \pi_{11}^2 & \pi_{12}^2 & \dots & \pi_{1n}^2 \\ \pi_{21}^2 & \pi_{22}^2 & \dots & \pi_{2n}^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{n1}^2 & \pi_{n2}^2 & \dots & \pi_{nn}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-2} \\ y_{2t-2} \\ \vdots \\ y_{nt-2} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \pi_{11}^n & \pi_{12}^n & \dots & \pi_{1n}^n \\ \pi_{21}^n & \pi_{22}^n & \dots & \pi_{2n}^n \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{n1}^n & \pi_{n2}^n & \dots & \pi_{nn}^n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-n} \\ y_{2t-n} \\ \vdots \\ y_{nt-n} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{pmatrix} \quad (17)$$

Com  $cov(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2s}) = \sigma_{12}$  para  $t = s$ ; 0 caso contrário.

A partir da Equação 17 é possível observar que o modelo vetorial auto regressivo é composto por um sistema de equações com as variáveis defasadas. Sendo assim, no contexto do presente estudo tal modelo é utilizado para que se estime os choques dos agregados sobre a inflação e o produto dado o comportamento das variáveis consideradas no modelo.

A sua utilização varia conforme os resultados obtido a partir do teste de cointegração, que a partir do número de vetores de cointegração obtido é possível definir se o modelo será estimado considerando a primeira diferença das variáveis, se serão utilizadas no nível ou até se o modelo vetorial de correção de erros seria o mais adequado. A utilização de um modelo vetorial de correção de erros se dá quando existe um número menor de vetores de cointegração do que variáveis consideradas no modelos. Quando não existem vetores de cointegração o modelo mais indicado é o VAR considerando a primeira diferença das variáveis e quando há o mesmo número de variáveis e vetores de cointegração o mais indicado é a utilização de um VAR no nível.

### 3.2.2 Função Impulso Resposta

A função impulso resposta apresenta o comportamento das variáveis quando são submetidas a um impulso, ou seja, a reação de um sistema dinâmico quando há mudanças externas, sendo as reações expressas em função do tempo. No presente trabalho o impulso seria representado pela variação da oferta de moeda, com a resposta representando a reação das variáveis endógenas, preço e produto, no período do choque e nos períodos subsequentes.

Matematicamente a função de impulso resposta é obtida a partir da condição de estabilidade do modelo, ou seja, os autovalores do polinômio  $(I - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i)$  devem estar fora do círculo unitário. Dessa forma é possível obter um vetor de médias móveis infinito, VMA( $\infty$ ).

A partir do modelo estimado obtém-se as funções de impulso-resposta:

$$\frac{dX_{i,t+s}}{d\varepsilon_{j,t}} \quad (18)$$

Com  $i, j = 1, \dots, n$  e  $s = 0, 1, 2, \dots$

Na análise vetorial auto regressiva estrutural os termos  $\varepsilon$  são obtidos a partir dos termos de distúrbios estruturais, sendo representados por  $v_{1t}, \dots, v_{nt}$ . Sendo assim, a equação (21) pode ser reescrita por:

$$\frac{dX_{i,t+s}}{dv_{j,t}} \quad (19)$$

Com  $i, j = 1, \dots, n$  e  $s = 0, 1, 2, \dots$

De forma geral, as funções impulso resposta mostram a resposta de um período quando o modelo é submetido a um choque de um desvio padrão. Dado o objetivo de se

verificar a resposta de uma variável a um impulso de outra variável em um sistema que envolve diversas variáveis tais funções foram obtidas.

A obtenção das funções impulso resposta pode ser exemplificada a partir da consideração de um sistema com três variáveis

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \end{bmatrix} \quad (20)$$

Para isolar o efeito da variável  $y_{1,t}$  se considera que as três variáveis apresentam o valor da sua média antes do período  $t = 0$ , ou seja,  $y_t = \mu$  para  $t < 0$ , e que a alteração unitária em  $y_{1,t}$  se dá no mesmo período, isto é,  $\epsilon_{10} = 1$ .

O comportamento das variáveis quando um choque, ou inovação, em  $y_{1,t}$  ocorre pode então ser verificado quando  $t = 1, 2, \dots$ , ou seja,  $\epsilon_{20} = \epsilon_{30} = 0$  e  $\epsilon_2 = 0, \epsilon_3 = 0, \dots$  Considerando que as variáveis têm média zero e que

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \epsilon_t \quad (21)$$

Tal análise pode ser realizada desde que o modelo seja estável, ou seja, as raízes de  $(I - \sum_{i=1}^p \Phi_i \beta^i)$  devem estar fora do círculo unitário. Assim é possível que, a partir de um modelo auto regressivo, se obtenha um modelo de média móvel de ordem infinita,  $y_t = \bar{Y} + \sum_{i=1}^{\infty} \Phi_1^i \epsilon_{t-1}$ , com  $\bar{Y}$  representando a média de longo prazo. Em um modelo vetorial auto regressivo a média de longo prazo é representada por

$$\bar{Y} = (I - \Phi_1^i)^{-1} \Phi_0 \quad (22)$$

em termos matriciais:

$$Y_t = \bar{Y} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{y1} \epsilon_{1t} \\ \sigma_{y2} \epsilon_{21} \end{bmatrix} \quad (23)$$

$$Y_t = \bar{Y} + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \beta \epsilon_{t-i}$$

$$Y_t = \bar{Y} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{i,11} & \psi_{i,12} \\ \psi_{i,21} & \psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{y1} \epsilon_{1t} \\ \sigma_{y2} \epsilon_{21} \end{bmatrix}$$

As variáveis  $\psi_i$  são os multiplicadores de impactos de um choque aleatório sobre as variáveis endógenas. Assim a resposta total de um choque  $\varepsilon_{yt}$  sobre  $Y_{t+h}$  é dado pela soma dos coeficientes  $\psi_{i,11}$  com  $i = 1, 2, 3, \dots, h$ .

### 3.3 Dados, Tratamento e Estratégia Empírica

Para a construção dos agregados ponderados foi utilizada a definição dos agregados monetários apresentada pela Nota Técnica 3 do Banco Central do Brasil (2001). Os dados foram obtidos no site do Ipeadata e, principalmente, a partir do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGST) do Banco Central do Brasil, em periodicidade mensal entre janeiro de 1980 e dezembro de 2013.

Para a ponderação é necessário o cálculo do custo de oportunidade. Para tal, considerando a definição do BCB, coletou-se o estoque de cada um dos ativos, que compõem os agregados, e suas respectivas remunerações. Assim, considerando a taxa de referência da economia, determinada pelo maior valor entre as remunerações, e as respectivas rentabilidades de cada ativo, calculou-se o custo de oportunidade.

Os agregados monetários foram desagregados seguindo a Nota Técnica do BC. Assim, para a construção dos agregados ponderados pelo índice Divisia, considerou-se os seguintes ativos:

$m_0$ : papel moeda em poder do público, que é definido pela diferença entre a emissão de moeda pelo Banco Central e a parcela que fica em seu caixa;

$m_1$ : depósitos a vista nos bancos comerciais;

$m_2$ : depósitos em poupança;

$m_3$ : depósitos em poupança para investimento;

$m_4$ : depósitos especiais remunerados;

$m_5$ : títulos privados em poder do público, composto principalmente por fundos de investimento com vencimentos diversos;

$m_6$ : quotas de fundos de renda fixa, composta por fundos cambiais, de curto prazo, de renda fixa, extramercado, multimercado e referenciado;

$m_7$ : operações compromissadas, que se caracterizam pela venda não definitiva do ativo com recompra a prazo e preço previamente definido;

$m_8$ : títulos federais em poder do público; e

$m_9$ : títulos estaduais e municipais em poder do público.

Os agregados em soma simples foram obtidos da seguinte forma:

$$M1 = m_0 + m_1;$$

$$M2 = M1 + m_2 + m_3 + m_4 + m_5;$$

$$M3 = M2 + m_6 + m_7;$$

$$M4 = M3 + m_8 + m_9.$$

As respectivas rentabilidades foram obtidas de diferentes formas, uma vez que alguns ativos são compostos por títulos que são remunerados de maneira distinta. Assim, considerou-se as seguintes taxas de remuneração:

$r_0$ : remuneração do ativo  $m_0$ , que por hipótese é igual à zero;

$r_1$ : remuneração do ativo  $m_1$ , que também é igual à zero;

$r_2$ : remuneração dos ativos  $m_2$  e  $m_3$ , ou seja, é a rentabilidade da caderneta de poupança. Seguiu-se a construção desenvolvida por Rossi e Silva (1991) para o período de janeiro de 1980 a março de 1990. De abril de 1990 em diante se considerou a rentabilidade nominal mensal da poupança<sup>30</sup>, composta pela taxa referencial (TR).

$r_3$ : remuneração do ativo  $m_4$ , que representa o rendimento mensal dos depósitos especiais remunerados, para o período de agosto de 1991 a dezembro de 1995.

$r_4$ : remuneração do ativo  $m_5$ , sendo calculada pela média entre as remunerações mensais do Certificado de Depósito Bancário (CDB), CDB pré-fixado, Certificado de Depósito Interbancário (CDI), letras de câmbio ao mutuário e ao tomador;

$r_5$ : remuneração do ativo  $m_6$ , calculada pela média entre as rentabilidades mensais do fundo de renda fixa de curto prazo, fundos extra mercado e extra mercado do Banco do Brasil (BB), CDI, fundos de aplicação em quotas (FAQ) de fundos de investimento financeiro (FIF) de curto prazo, de 30, 60 e 90 dias, e fundo de ações.

$r_6$ : remuneração do ativo  $m_7$ , calculada pela média mensal entre a taxa Selic, e a rentabilidade do CDB e do CDI.

$r_7$ : remuneração do ativo  $m_8$ , calculada pela média mensal entre a taxa Selic e a rentabilidade das Letras do Tesouro Nacional (LTN) com vencimento em 3, 6 e 12 meses; e

$r_8$ : remuneração do ativo  $m_9$ , calculada pela média mensal entre a taxa Selic, a rentabilidade das Letras Financeiras do Tesouro (LFT) e a taxa referencial (TR).

A taxa de referência da economia,  $R$ , foi obtida pelo valor máximo entre todas as rentabilidades apresentadas, considerando-as individualmente, incluindo o rendimento do

---

<sup>30</sup> A alteração da regra de rentabilidade da poupança ocorrida em maio de 2012 quando a taxa de juros estava próxima de atingir seu piso histórico (7,25% a.a. em março de 2013), não foi considerada na estimação dos agregados.

dólar comercial e a taxa referencial de *swaps* DI pré-fixada de 180 e 360 dias. A partir de seu cálculo, obteve-se o custo de oportunidade associado a manutenção de um ativo, dado pela diferença entre a taxa de referência da economia e a respectiva remuneração. Após a obtenção do custo de oportunidade, realiza-se a multiplicação entre tal custo e o estoque da cada ativo para a obtenção dos serviços monetários prestados pelo ativo.

Os serviços monetários foram somados considerando a composição de cada agregado. Calculou-se, assim, a participação do serviço monetário de cada ativo individualmente sobre o total de serviços monetários prestados pelos ativos que compõem os agregados. Uma vez obtida tal participação, obteve-se a média entre o período corrente e o anterior de tal participação. Desta forma, obtiveram-se os pesos para que os agregados monetários sejam ponderados.

Todos os dados foram coletados em milhões de unidades monetárias correntes. Logo, para que fosse possível a comparação do comportamento dos agregados ao longo do período considerado, os valores foram transformados para milhões de reais.

Para a estimação dos modelos multivariados foram considerados, além dos agregados monetários em soma simples e ponderados pelo índice Divisia, a taxa de câmbio mensal, a taxa de juros over ao mês e o índice de preço de *commodities*, todas obtidas no Ipeadata. A opção pela inclusão das duas primeiras se deu pelo fato de a taxa de juros ser o principal instrumento de política monetária utilizado pelo Banco Central, e a taxa de câmbio pela característica do Brasil que apresenta uma economia majoritariamente exportadora de *commodities*, estando sujeito à oscilação da cotação da moeda estrangeira. A consideração de tais variáveis no modelo ainda pode ser justificada pela recorrente presença nos modelos de avaliação das políticas nacionais observados na literatura, permitindo-se que os resultados obtidos sejam confrontados e comparados mesmo que tenham utilizado metodologias distintas.

Uma vez que o presente trabalho tem como objetivo verificar os impactos de choques monetários sobre o produto e a inflação, considerou-se como *proxy* do PIB o índice de produção industrial e o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) como *proxy* da inflação, ambos publicados pelo IBGE. Todas as variáveis utilizadas para a estimação dos modelos apresentam periodicidade mensal entre fevereiro de 1980 e dezembro de 2013, totalizando 409 observações. Entretanto, a análise do período como um todo para a economia brasileira pode gerar resultado não condizentes com os diversos cenários econômicos observados ao longo do 33 anos considerados. Assim, optou-se pela divisão da amostra em

seis subperíodos de forma a observar o comportamento dos agregados monetários e das funções impulso resposta, visando minimizar os possíveis impactos dos demais períodos.

O primeiro subperíodo considerou a taxa de crescimento dos agregados entre fevereiro de 1980 e janeiro de 1986, período anterior à implementação do Plano Cruzado. O segundo subperíodo foi considerado a partir de fevereiro de 1986 a fevereiro de 1990, representando o período de choques heterodoxos na economia brasileira. O terceiro subperíodo se inicia com o Plano Collor, em março de 1990, marcando o início dos choques voltados para a ortodoxia na economia, e se estende até maio de 1994. O quarto subperíodo considerou a implantação do Plano Real, junho de 1994, se estendendo até dezembro de 1998. O quinto subperíodo permitiu que se observasse o comportamento dos agregados após a desvalorização da moeda nacional, em janeiro de 1999, até o período pré crise financeira em agosto de 2008. A quebra do banco norte americano *Lehman Brothers* em setembro de 2008 foi considerada como o início do sexto subperíodo se estendendo até o final da série, em dezembro de 2013.

As variáveis consideradas para a estimação dos modelos e das funções impulso resposta foram incluídas já com as devidas transformações. Optou-se por considera-las como taxa de crescimento para o melhor ajuste do modelo.



## 4 RESULTADOS

### 4.1 Agregados Monetários Ponderados

A literatura apontou que o comportamento da taxa de crescimento dos agregados monetários ponderados é diferente dos agregados em soma simples. Visando observar tal comportamento, construíram-se gráficos para cada um dos agregados, considerando a divisão da amostra em seis subperíodos para que se observasse com maiores detalhes a evolução da taxa de crescimento. A taxa de crescimento do agregado M1, apesar de apresentar remuneração igual à zero, apresenta comportamento distinto quando considerado em sua forma ponderada, logo serão apresentados o comportamento de todos os agregados monetários considerados pelo Banco Central do Brasil.

A Figura 7 mostra o comportamento dos agregados ao longo do primeiro subperíodo. Observa-se que o comportamento tanto dos ponderados como dos agregados em soma simples são semelhantes. A ponderação gerou movimento semelhantes, mas posteriores na taxa de crescimento do M2, confirmando que a sensibilidade dos agregados ponderados é significativamente diferente da observada em soma simples. Para o M3 e M4 a ponderação levou a um nível de crescimento mais elevado, indicando que os agregados em soma simples podem levar à análises e inferências equivocadas a respeito do comportamento da oferta de moeda. Para o agregado M1, quando em soma simples, o nível de crescimento foi superior ao ponderado no final do primeiro subperíodo, confirmando a hipótese de que o mesmo pode levar a autoridade monetária a direcionamentos equivocados de política, já que é o agregado monetário como maior grau de liquidez.

Já no período de choques heterodoxos (Figura 8) o comportamento da taxa de crescimento dos agregados ponderados é significativamente diferente, com picos e vales mais acentuados. Observa-se, de forma geral, que a taxa de crescimento em soma simples apresentou relativa estabilidade. Os agregados M1, M2 e M3 apresentaram comportamentos semelhantes, destacando-se grande oscilação dos agregados ponderados no final de 1986 e durante 1987. A inclusão do custo de oportunidade como fator de ponderação dos agregados refletiu tal comportamento, já que foi um período de intensas mudanças no cenário econômico com adoção de novos planos, como o Plano Cruzado II em novembro de 1986 e o Plano Bresser em junho de 1987. Deve-se atentar para o comportamento oposto das taxas de crescimento do M2, M3 e M4 entre junho e agosto de 1988, refletindo o desempenho econômico do país com o recorrente fracasso dos planos econômicos.

O agregado M4, observado na Figura 8.d, foi o que apresentou a maior oscilação em comparação a taxa de crescimento em soma simples. O crescimento ponderado se apresenta em níveis mais elevados, implicando em maior distanciamento entre as séries. O nível mais elevado da taxa de crescimento para o agregado foi atingido em junho de 1987. Observa-se, ainda, um descolamento inicial entre a série ponderada e em soma simples a partir de maio de 1989.

De modo geral, para o período de fevereiro de 1986 a fevereiro de 1990 – segundo subperíodo – os agregados ponderados foram mais suscetíveis às oscilações vividas pela economia brasileira, já que em tal período três planos econômicos fracassaram. Além dos já citados, Plano Cruzado II e Plano Bresser, houve ainda o Plano Verão em janeiro de 1989. A composição dos agregados ainda mostra que os impactos são maiores sobre determinados ativos, conforme observado com o agregado ponderado M4 (Figura 8.d) com uma taxa de crescimento superior ao longo da maior parte do período, ao contrário do observado para o agregado M1 (Figura 8.a).

A Figura 9 considerou o período de choques ortodoxos da economia brasileira, iniciando-se com o Plano Collor em março de 1990, que entre as suas medidas promoveu o confisco de ativos. É notável o impacto sobre os agregados ponderados que reduziram sua taxa de crescimento de forma abrupta e significativa. Para o agregado M2, a taxa ponderada teve aproximadamente o dobro do impacto observado sobre a taxa em soma simples. O mesmo comportamento é observado após adoção do plano para o agregado M3. Observa-se ainda que para ambos agregados, a taxa de crescimento em soma simples permaneceu praticamente estável entre fevereiro de 1992 e fevereiro de 1993. O agregado ponderado M4, ao contrário do M1, oscilou de forma significativa com taxas superiores ao agregado em soma simples, que no início do período apresentou um crescimento seguido de uma queda pouco expressiva. O comportamento relativamente estável após 1992 pode ter sido reflexo da manutenção de um único plano econômico, o Plano Collor II implementado em janeiro de 1991.

Observou-se, principalmente nos períodos entre planos econômicos da Figura 8 e da Figura 9, que a oscilação das taxas de crescimento dos agregados, com destaque para a dos ponderados, foi maior durante o processo de fracasso e de adoção dos planos, refletindo a instabilidade econômica vivida pelo país. A partir de 1991, oscilações menores foram observadas para a taxa em soma simples, enquanto os agregados ponderados apresentaram maior sensibilidade.

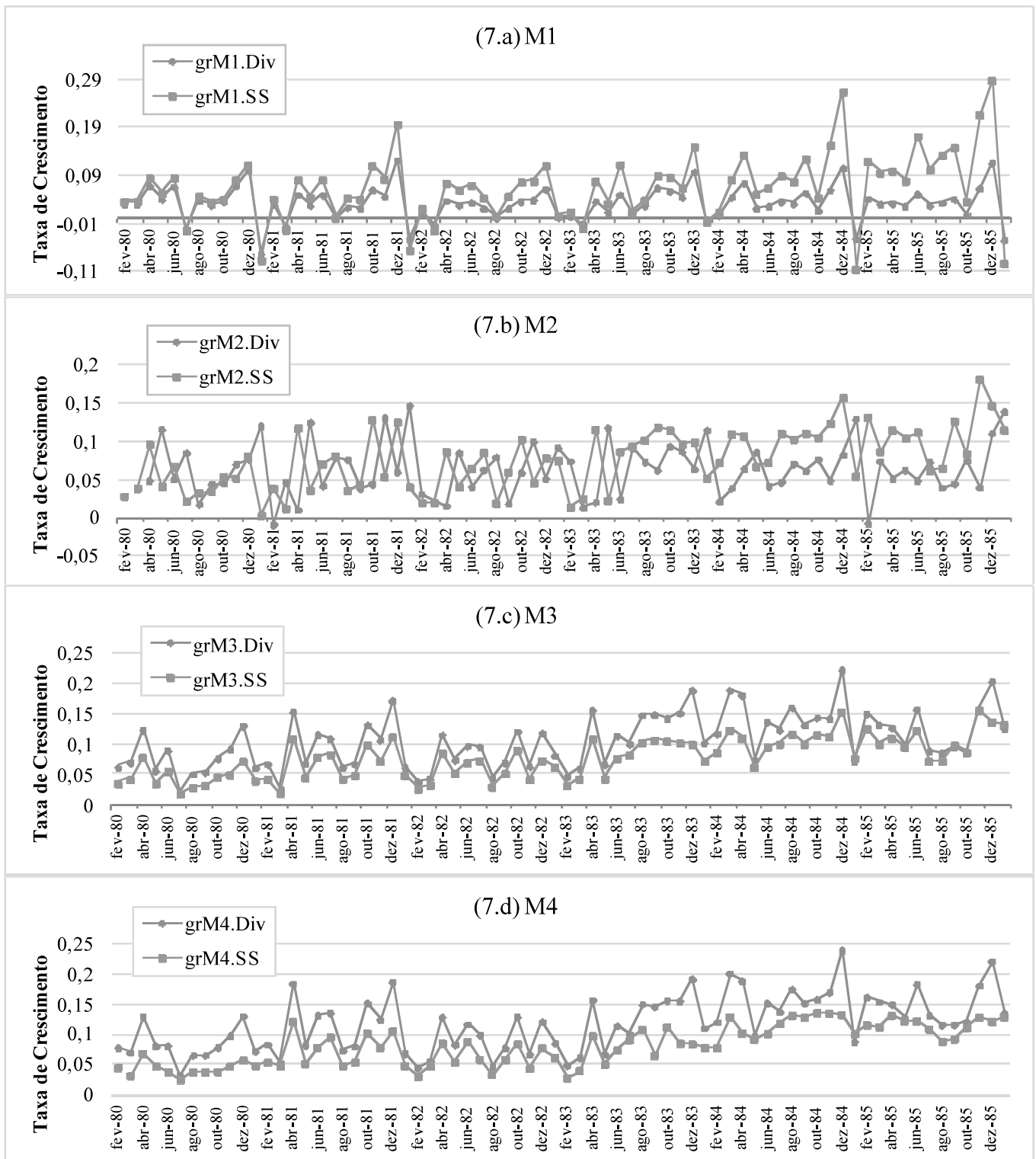
Com o fracasso da adoção das medidas ortodoxas na economia, introduziu-se o Plano Real em junho de 1994, que trouxe mudanças nas regras de política monetária. Tal plano marca a, recentemente questionada, estabilidade econômica do país. O comportamento dos agregados monetários a partir da adoção do Plano Real é apresentado na Figura 10. Os agregados ponderados em soma simples apresentaram uma redução na sua taxa de crescimento atingindo níveis mínimos, abaixo de 0,05%, e comportamento estável em torno de tais níveis. Entretanto, os agregados ponderados mostram maior sensibilidade frente as oscilações da economia, destacando-se o final 1997, já refletindo a situação externa que foi agravada pelas crises da Ásia (outubro de 1997) e posteriormente da Rússia (agosto de 1998). O agregado M1 (Figura 10.a) já começa a apresentar comportamento sazonal entre dezembro e janeiro de cada ano considerado no subperíodo, refletindo os maiores gastos dos indivíduos no final e início do ano.

O agravamento da situação externa com crises, representadas pela significativa perda de reservas internacionais, culminou com a liberalização da taxa de câmbio pelo Banco Central, que procurou, até janeiro de 1999, manter a taxa de câmbio entre bandas fixas. A Figura 11 mostra o comportamento dos agregados a partir da liberalização do câmbio. A estabilidade econômica até então obtida com o Plano Real é observada para os agregados. Observa-se que o agregado M1 apresenta comportamento característico com a sazonalidade de um ano para outro, como já era possível observar no subperíodo anterior. Para os agregados como um todo, ambas as taxas de crescimento reduziram a amplitude de sua oscilação, sendo que para o agregado M3 a taxa de crescimento do agregado ponderado atinge o seu maior nível para o período, próximo de 0,12%. O agregado ponderado M4 apresenta comportamento semelhante ao agregado em soma simples com alguns picos no início de 2002, o que em parte pode ter sido reflexo da incerteza associada ao processo eleitoral que ocorreu em tal ano, com elevado nível de inflação.

Na Figura 12, observa-se como os agregados monetários se comportaram após a eclosão da crise financeira de 2008 até dezembro de 2013. O M1 em soma simples continua com sua característica sazonal, observada a partir do Plano Real, enquanto quando ponderado as oscilações foram menos expressivas ao longo do período. O agregado ponderado M2 apresentou taxas menores de crescimento em comparação à sua taxa em soma simples. Para o agregado M3 a oscilação da taxa foi a menor entre os três agregados, atingindo um crescimento máximo próximo de 0,03%. Entretanto, ambas as taxas se comportaram de forma significativamente semelhante. O agregado M4 ponderado, também apresentou comportamento oscilatório próximo ao do agregado em soma simples, atingindo o máximo

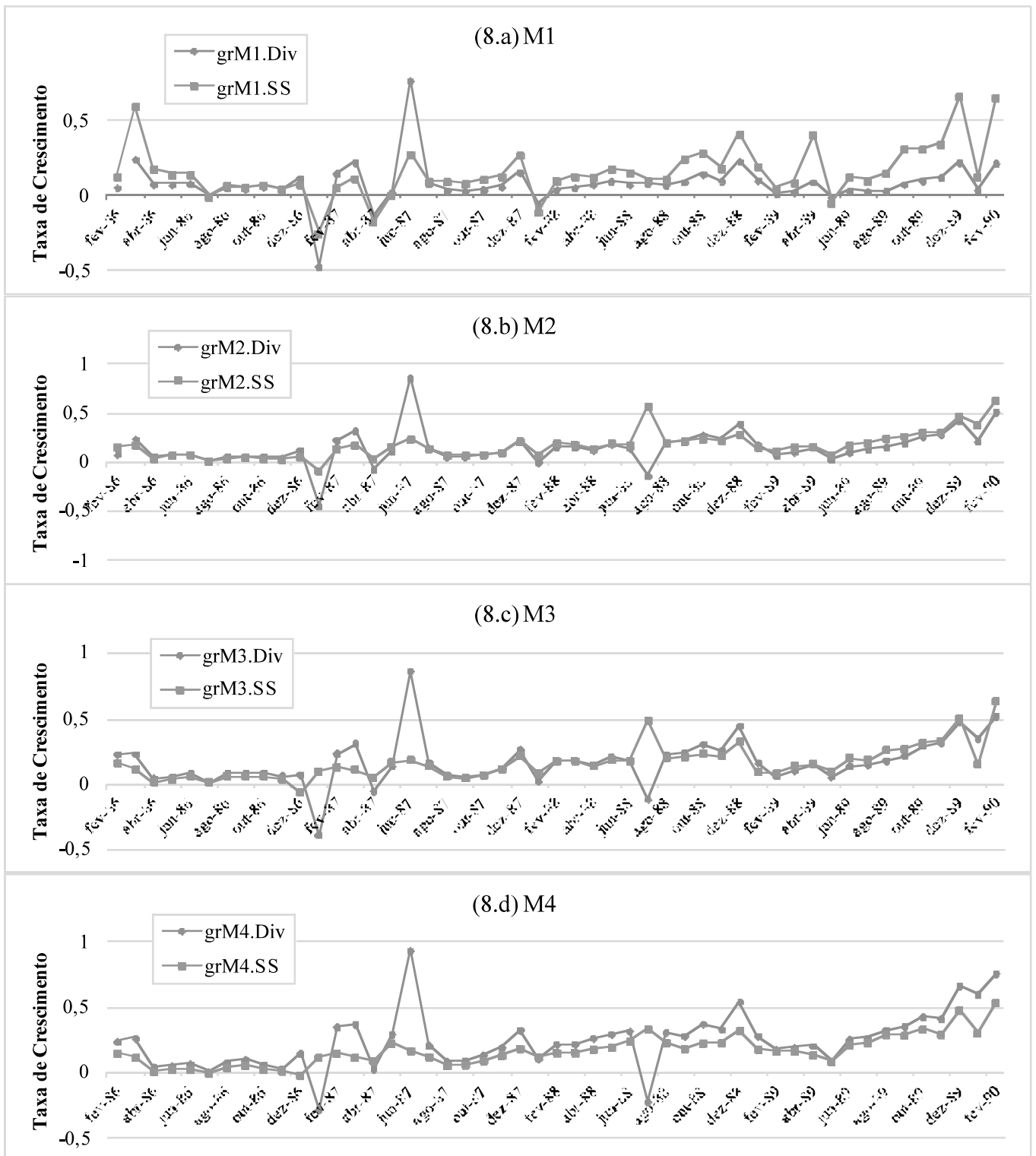
crescimento entre agosto e setembro de 2010, próximo de 0,035%. Fato notável em relação ao agregado M2 é a sazonalidade que ocorre no mês de janeiro com uma redução nas taxas de crescimento, refletindo o comportamento do agregado M1. Entretanto, por ser composto por ativos mais líquidos, como a caderneta de poupança, seu comportamento sazonal é menos expressivo. Tal comportamento já não é observado nos agregados M3 e M4 por apresentar em sua composição ativos menos líquidos.

Figura 7 – Taxa de crescimento dos agregados M1 (7.a), M2 (7.b), M3 (7.c) e M4 (7.d) ponderados pelo índice Divisia (Div) e em soma simples (SS) entre fev/1980 e jan/1986.



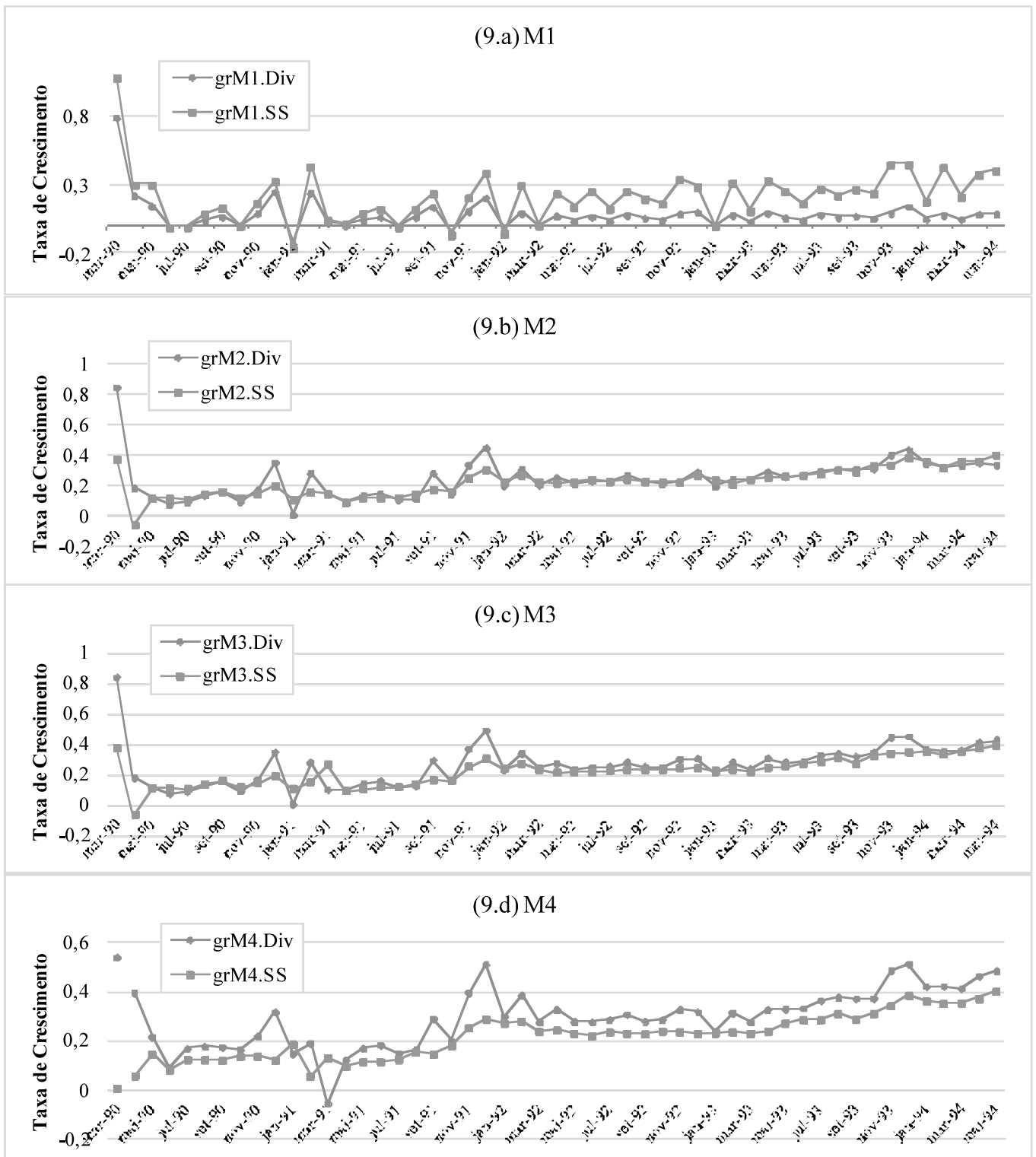
Fonte: Elaboração própria.

Figura 8 – Taxa de crescimento dos agregado M1 (8.1), M2 (8.b), M3 (8.c) e M4 (8.d) ponderados (Div) e em soma simples (SS) entre fev/1986 e fev/1990.



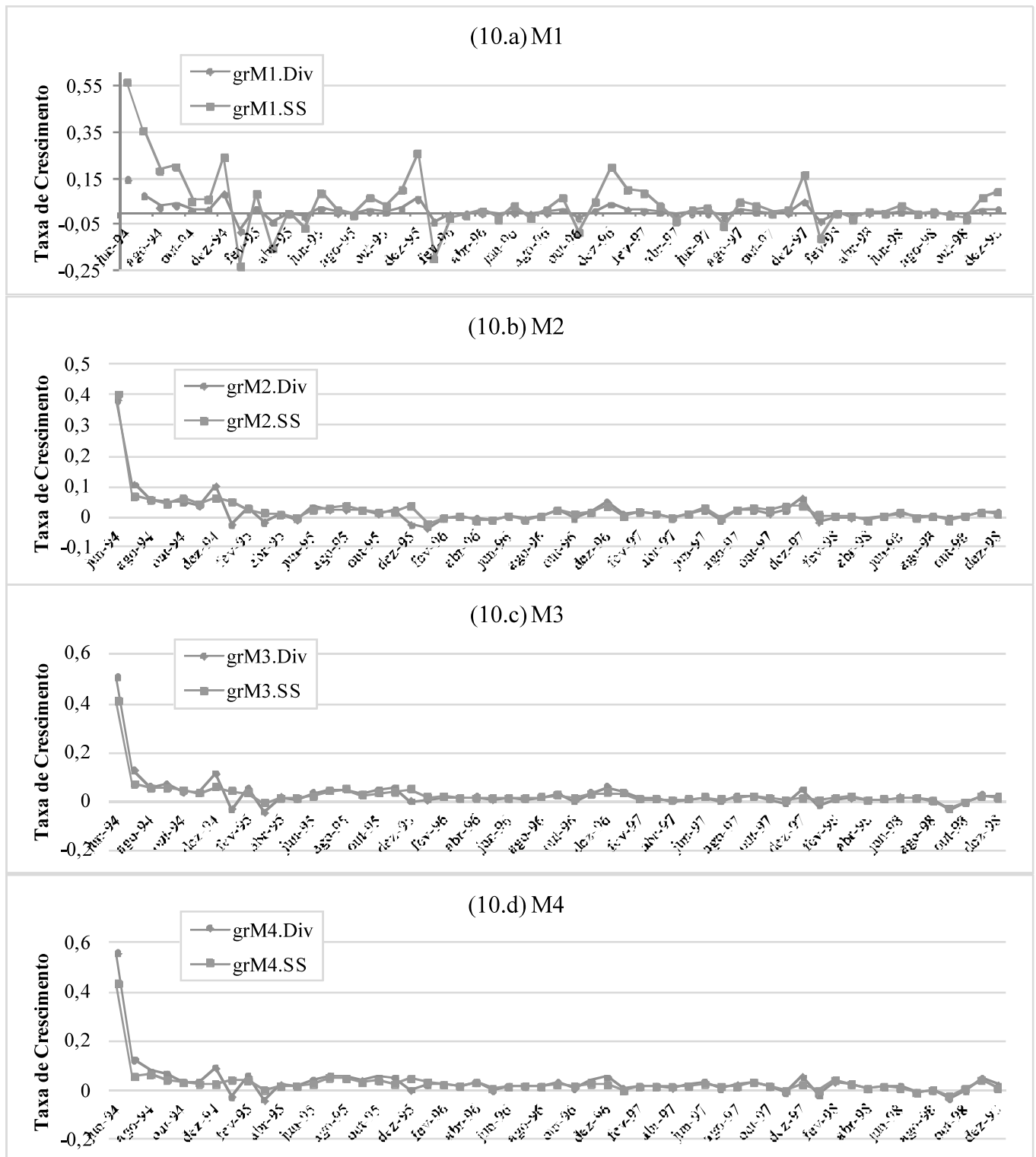
Fonte: Elaboração própria.

Figura 9 – Taxa de crescimento dos agregado M1 (9.a), M2 (9.b), M3 (9.c) e M4 (9.d) ponderados (Div) e em soma simples (SS) entre mar/1990 e mai/1994.



Fonte: Elaboração própria.

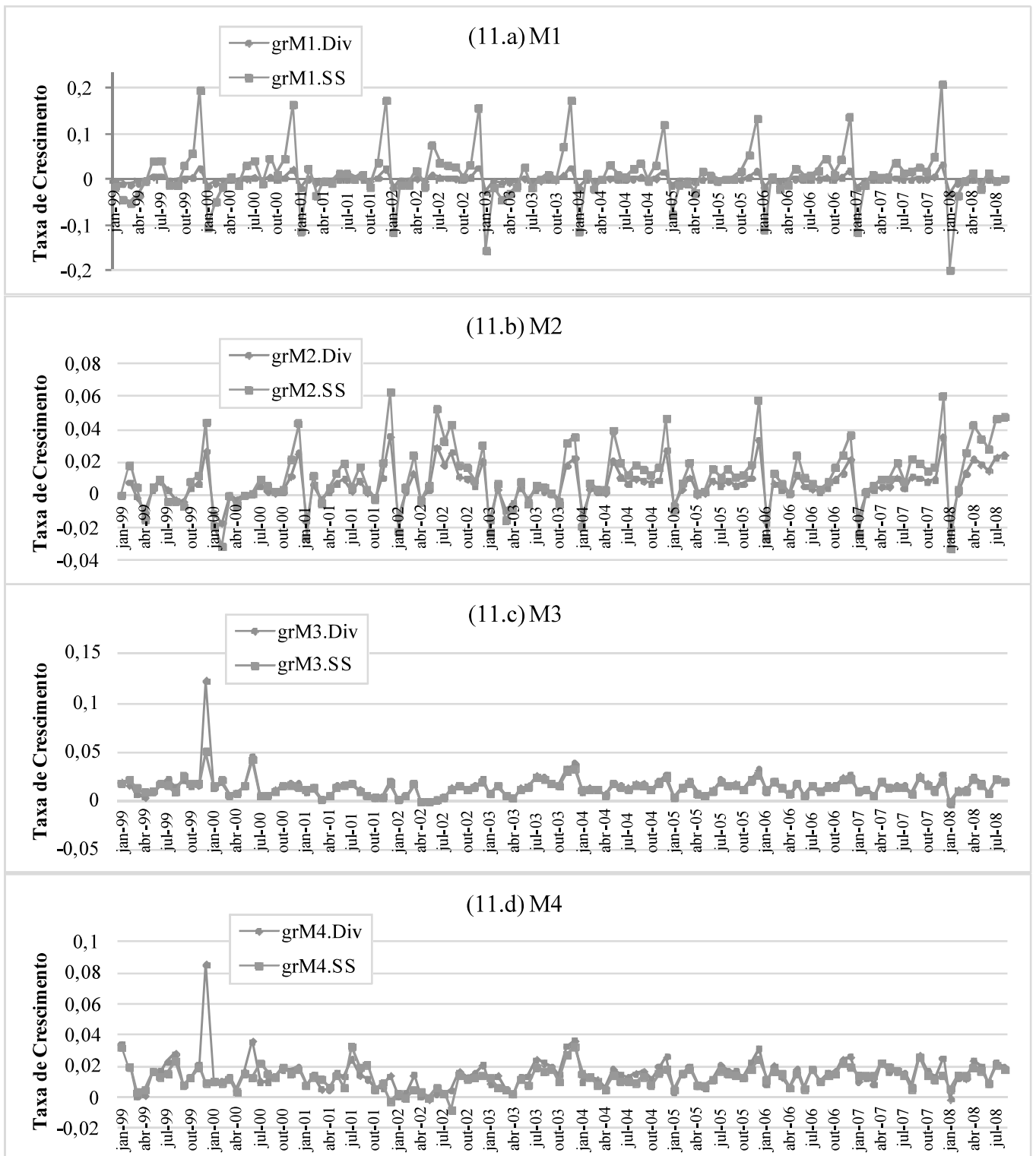
Figura 10 – Taxa de crescimento dos agregado M1 (10.a), M2 (10.b), M3 (10.c) e M4 (10.d) ponderados (Div) e em soma simples (SS) entre jun/1994 e dez/1998.



Fonte: Elaboração própria.

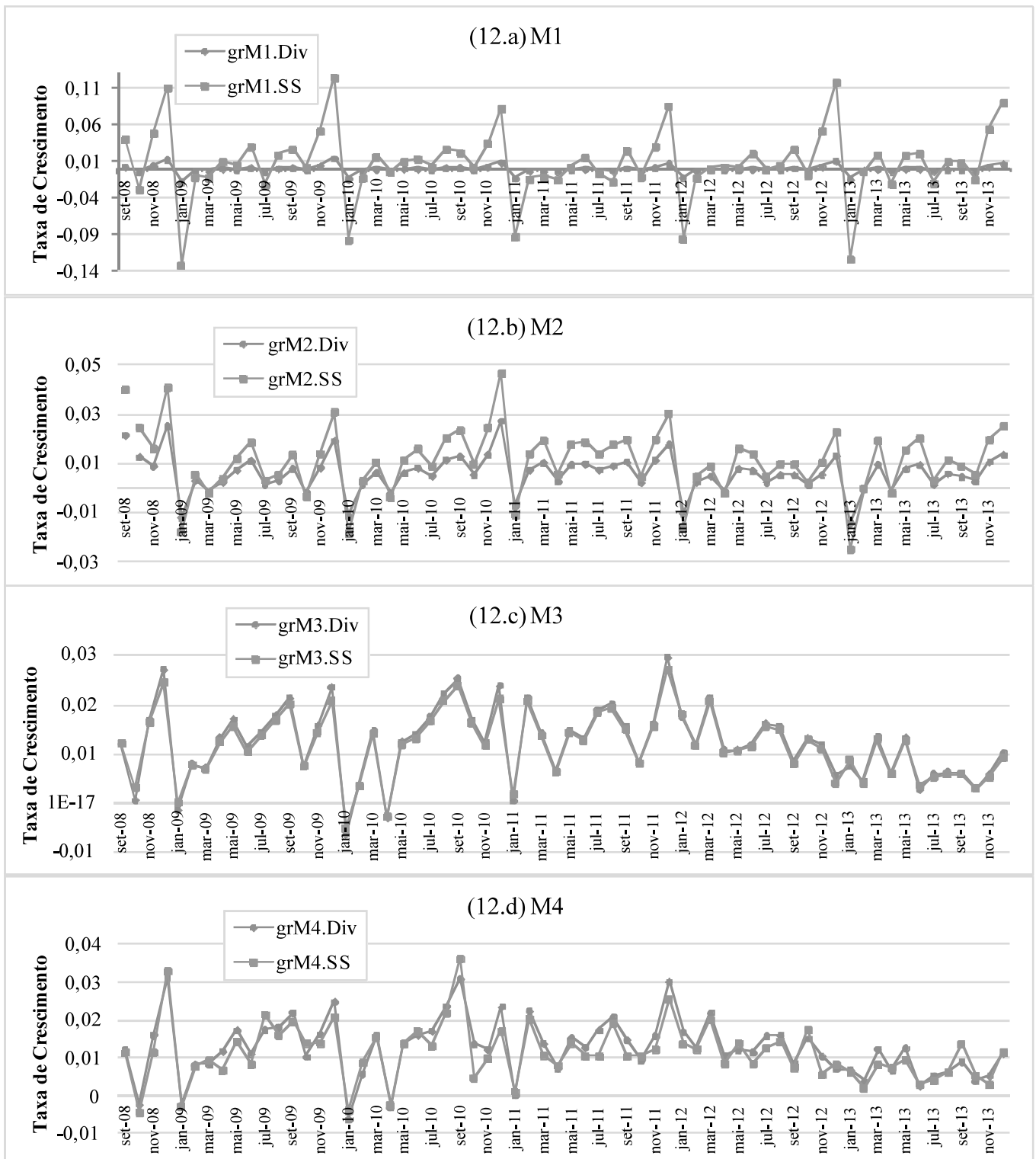


Figura 11 – Taxa de crescimento dos agregado M1 (11.a), M2 (11.b), M3 (11.c) e M4 (11.d) ponderados (Div) e em soma simples (SS) entre jan/1999 e ago/2008.



Fonte: Elaboração própria.

Figura 12 – Taxa de crescimento dos agregado M1 (12.a) M2 (12.b), M3 (12.c) e M4 (12.d) ponderados (Div) e em soma simples (SS) entre set/2008 e dez/2013.

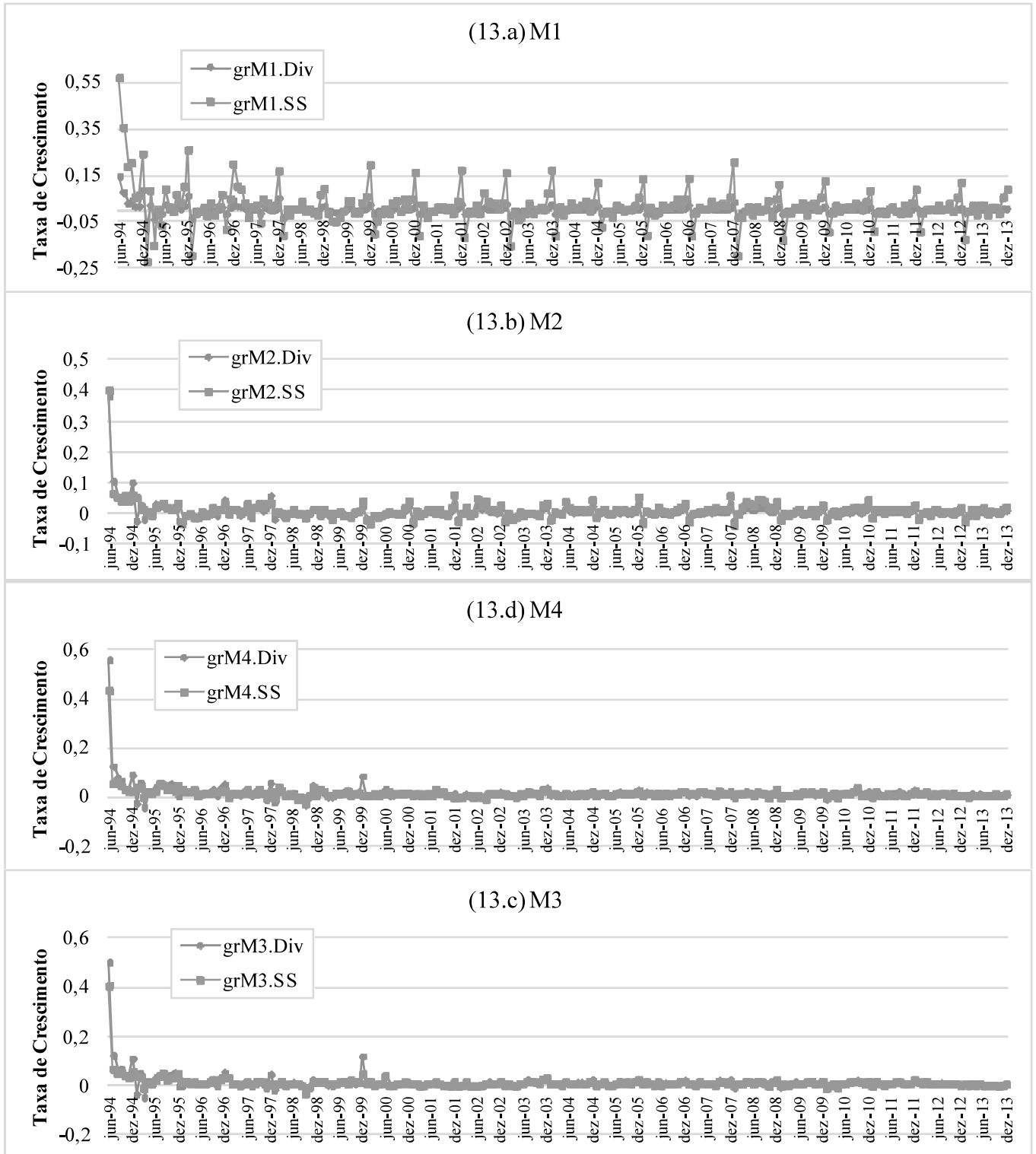


Fonte: Elaboração própria.

A estabilidade de preços obtida com o Plano Real pode ser melhor observada a partir da Figura 13, que mostra o comportamento dos agregados após a adoção do Plano Real até

dezembro de 2013. Observa-se que após a adoção do Plano Real os agregados apresentaram uma menor amplitude de oscilação, mas ainda suscetíveis aos impactos de períodos instáveis.

Figura 13 - Taxa de crescimento dos agregado M1(13.a), M2 (13.b), M3 (13.c) e M4 (13.d) ponderados (Div) e em soma simples (SS) entre jun/1994 e dez/2013.



Fonte: Elaboração própria.

## 4.2. Estimação dos modelos

A verificação do comportamento das variáveis é fundamental para que se escolha o modelo mais adequado. Costumeiramente, o roteiro de manipulação econométrica das variáveis se dá a partir da realização, inicial, do teste de raiz unitária que indica a estacionariedade das variáveis. Tal teste deve ser realizado já com as devidas transformações nas variáveis. Assim, optou-se, no presente trabalho, pela realização de três testes de raiz unitária dado a não existência de um consenso na literatura econométrica a respeito de qual seria o teste mais adequado<sup>31</sup>. Realizou-se o teste Aumentado de *Dickey-Fuller* (ADF), o teste de *Phillip-Perron* e o *Ng-Perron*. Todos os testes apresentam a mesma finalidade de indicar a presença de raiz unitária nas séries, representada pela hipótese nula. Toda a estimação e a realização dos testes para os modelos foram feitas utilizando o *software Eviews* 6.0.

A regra de decisão do teste de raiz unitária apresenta uma particularidade pelo fato de apresentar parte de sua distribuição no campo negativo. Assim, a hipótese nula é rejeitada quando o valor da estatística obtido com a realização do teste é inferior, “mais negativo”, em relação aos valores tabelados dos níveis de significância. Caso contrário, a hipótese nula, da existência de uma raiz unitária não pode ser rejeitada. Após tal procedimento, a diferenciação das séries pode ser realizada com o objetivo de fazer com que não haja mais raízes unitárias. A Tabela 3 mostra um resumo dos resultados obtidos com tal teste<sup>32</sup>.

---

<sup>31</sup> Os testes de raiz unitária apresentam características distintas, o que leva o pesquisador a escolher aqueles que apresentam maior rigor na captação dos fenômenos observados nas variáveis selecionadas, ou seja, a presença de tendência ou sazonalidades indica que um teste de raiz unitária que leve em consideração o comportamento da tendência e outro que considere a sazonalidade devam ser aplicados. Assim, seus resultados poderão ser mais contundentes. A realização do teste de raiz unitária no presente estudo seguiu o procedimento indicado por Enders (2009), Cap. 4.

<sup>32</sup> Ao longo da presente seção serão apresentados apenas os resultados considerando os agregados M1 e M2 por serem os que apresentam maior grau de liquidez. Além de que as recentes inovações nos meios de pagamentos, como as transações com cartões, alteraram a velocidade de realização das transações, fazendo com que a análise do M2 seja relevante.

Tabela 3 – Teste de raiz unitária.

	grM1.SS	grM1.Div	grM2.SS	grM2.Div	grIProd_Ind	grIPCA	grTx de Câmbio	grIC	grSelic
<b>ADF</b>									
Estatística	-3.2934	-2.9702	-7.9478	-2.8999	-7.2851	-5.0072	-6.0576	-13.7127	-4.9603
$\alpha$ :	1%	-3.9815							
	5%	-3.4213							
	10%	-3.1334							
<b>Phillip-Perron</b>									
Estatística	-18.1295	-21.0727	-18.8828	-9.0056	-34.9379	-4.3933	-8.3650	-13.6675	-4.0247
$\alpha$ :	1%	-3.9808							
	5%	-3.4209							
	10%	-3.1332							
<b>Ng-Perron</b>									
Estatística	-2.3266	-1.4981	-6.3159	-2.3213	1.2961	-4.3361	-4.9442	-8.8660	-4.0927
$\alpha$ :	1%	-3.4200							
	5%	-2.9100							
	10%	-2.6200							

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

É possível concluir que todas as variáveis são estacionárias para o teste de *Phillip-Perron*, pois a estatística calculada é menor que os valores críticos. O agregado monetário M1 em soma simples teve a hipótese nula rejeitada no teste *Ng-Perron*, enquanto o teste ADF indicou estacionariedade à 10%. Já em sua forma ponderada o agregado M1 apresentou estacionariedade apenas no teste de *Phillip-Perron*, bem como o agregado M2 ponderado. Para as demais variáveis os teste indicaram a rejeição da hipótese nula à 1%, com exceção do índice de produção industrial com a hipótese rejeitada no teste de *Ng-Perron*. De forma geral é possível concluir que as variáveis selecionadas para estimação do modelo são estacionárias.

Uma vez realizado o teste de raízes unitárias, segue-se para a realização do teste de cointegração. Sua aplicação é desconsiderada em diversos trabalhos empíricos encontrados na literatura, uma vez que sua existência torna trabalhosa a manipulação do modelo. A realização do teste de cointegração de *Johansen*<sup>33</sup> é essencial para que seja definido o modelo mais adequado para a estimação das funções impulso resposta. Tal teste é amplamente utilizado e permite que se observe o número de vetores de cointegração, levando-se em consideração as variáveis selecionadas.

<sup>33</sup> O procedimento do teste de *Johansen* se dá a partir da estimação da defasagem máxima do modelo, obtida através da estimação de um VAR irrestrito com as séries não diferenciadas, onde os critérios de *Akaike*, *Schwarz* e *Hannah-Quinn* são observados. O passo seguinte é a escolha dos termos determinísticos do modelo, ou seja, existe a opção de inclusão de tendência, linear ou quadrática, e de intercepto. Após a seleção do modelo com termos determinísticos, o teste do traço e de raiz máxima são realizados, finalizando o procedimento com a regra de decisão de ambos, cuja hipótese nula não considera a existência de nenhum vetor de cointegração.

O teste de cointegração de *Johansen* indicou a existência de 6 vetores de cointegração, de acordo com o agregado monetário considerado no modelo, conforme observado na Tabela 4. Tal resultado indica que o modelo vetorial autoregressivo é o mais indicado dado a existência do mesmo número de vetores de cointegração e de variáveis consideradas para a estimação dos modelos.

Tabela 4 – Teste de cointegração de *Johansen*.

<b>M1.SS</b>		<b>Linear</b>		<b>Linear</b>	<b>Quadrático</b>
	s/ intercepto	intercepto	intercepto	intercepto	intercepto
	s/ tendência	s/ tendência	s/ tendência	tendência	tendência
Traço	6	6	6	6	6
Raiz Max.	6	6	6	6	6
<b>M1.Div</b>					
	s/ intercepto	intercepto	intercepto	intercepto	intercepto
	s/ tendência	s/ tendência	s/ tendência	tendência	tendência
Traço	6	6	6	6	6
Raiz Max.	6	6	6	6	6
<b>M2.SS</b>		<b>Linear</b>		<b>Linear</b>	<b>Quadrático</b>
	s/ intercepto	intercepto	intercepto	intercepto	intercepto
	s/ tendência	s/ tendência	s/ tendência	tendência	tendência
Traço	6	6	6	6	6
Raiz Max.	6	6	6	6	6
<b>M2.Div</b>					
	s/ intercepto	intercepto	intercepto	intercepto	intercepto
	s/ tendência	s/ tendência	s/ tendência	tendência	tendência
Traço	6	6	6	6	6
Raiz Max.	6	6	6	6	6

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

Uma vez definida a utilização de um modelo VAR, optou-se pela inclusão de variáveis *dummies* em cada um dos modelos estimados de acordo com o resultado obtido no teste de quebra estrutural para os agregados monetários. Tal teste foi realizado a partir do *software J-Multi* com a finalidade de identificar em qual período da série existe uma quebra, sendo que o teste permite que se identifique a data em que a série passa a apresentar comportamento distinto do que era observado. A realização de tal teste e a inclusão das variáveis binárias é relevante para o presente estudo por considerar séries históricas longas e com particularidades em seu comportamento ao longo do horizonte de estudo, já que abrange períodos de grandes transições na política econômica brasileira.

A Tabela 5 mostra os resultados do teste de quebra estrutural para cada um dos modelos.

Tabela 5 – Teste de quebra estrutura

Séries	Período total: 1980 à 2013
grM1.SS	1990M04
grM1.Div	1990M05
grM2.SS	1995M12
grM2.Div	1990M03

Fonte: Elaboração própria a partir do *software J-Multi*.

A variável *dummy* incluída no modelo assume o valor zero até o mês indicado na Tabela 5. A partir de tal data o valor 1 é considerado. Observa-se que para o período como um todo, a década de 90 se destacou por apresentar quebras para todos os agregados. Especificamente o ano de 1990 se destacou, com alteração no seu comportamento para os agregados M1 ponderado e em soma simples e para o agregado M2 ponderado. A quebra estrutural apresentada para o agregado M2 em soma simples foi a que mais se aproximou do Plano Real, pois o teste indicou a quebra em dezembro de 1995.

Após a inclusão das variáveis *dummies* para os agregados monetários e a estimação dos modelos VAR, se faz necessário verificar através dos critérios de informação qual a ordem mais adequada de cada um dos modelos. Tal definição foi obtida a partir da observação dos critérios de informação. A Tabela 6 apresenta tais critérios indicando as possíveis ordens do modelo através de um asterisco.

Tabela 6 – Critérios de informação para o modelo com M1 e M2 em soma simples e ponderados pelo índice Divisia.

M1.SS						
Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-599.6744	NA	1.02E-06	3.227833	3.352505	3.277309
1	-35.86759	1103.812	6.27E-08	0.442573	<b>0.941258*</b>	0.640473
2	69.59084	203.1258	4.35E-08	0.076038	0.948737	0.422363*
3	128.1405	110.9199	3.86E-08	-0.042958	1.203756	0.451793
4	169.2343	76.54947	3.76E-08	-0.069838	1.550889	0.573338
5	189.2361	36.62603	4.10E-08	0.014585	2.009326	0.806187
M1.Div						
Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	134.6875	NA	2.11E-08	-0.647428	-0.522756	-0.597952
1	681.4404	1070.424	1.42E-09	-3.342694	<b>-2.844008*</b>	-3.144793
2	766.8499	164.509	1.10E-09	-3.60343	-2.73073	-3.257104*
3	807.8657	77.7028	1.07E-09	-3.629898	-2.383185	-3.135147

(*Continua*)

Tabela 6 – Critérios de informação para o modelo com M1 e M2 em soma simples e ponderados pelo índice Divisia.

*(Continuação)*

<b>M1.Div</b>						
Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
4	846.6436	72.23531	1.05E-09	-3.644557	-2.02383	-3.001381
5	866.8319	36.96752	1.15E-09	-3.561118	-1.566377	-2.769517
<b>M2.SS</b>						
Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1033.47	NA	1.00E-05	5.517003	5.641674	5.566478
1	-576.269	895.1044	1.09E-06	3.294296	<b>3.792981*</b>	3.492196*
2	-523.555	101.5342	9.95e-07*	3.206094*	4.078793	3.552419
3	-506.743	31.84907	1.10E-06	3.307351	4.554064	3.802102
4	-474.253	60.52308	1.12E-06	3.325871	4.946599	3.969048
5	-459.631	26.77499	1.26E-06	3.438684	5.433425	4.230285
<b>M2.Div</b>						
Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-51.0383	NA	5.62E-08	0.332656	0.457327	0.382131
1	506.8647	1092.253	3.58E-09	-2.42145	<b>-1.922764*</b>	-2.22355
2	587.4968	155.3073	2.83E-09	-2.65698	-1.78428	-2.310650*
3	628.2959	77.2922	2.76E-09	-2.6823	-1.43559	-2.18755
4	668.0321	74.02044	2.71E-09	-2.70202	-1.08129	-2.05884
5	683.096	27.58397	3.02E-09	-2.59154	-0.59679	-1.79993

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

Os principais critérios de informação observados para a determinação da ordem de um modelo multivariado são: critério de *Akaike* (AIC), de *Schwarz* (SC) e o de *Hannah-Quinn* (HQ). Na Tabela 6 é possível observar que para cada um dos critérios existe uma ordem diferente. Sendo assim, o critério de *Schwarz*, em tais situações, é considerado como o mais adequado, ou seja, indica a ordem que melhor se adequa ao modelo. Então, tanto para o modelo com o agregado M1 como para o M2 ponderados ou em soma simples, foi estimado um modelo vetorial auto regressivo de primeira ordem.

Uma vez definido o modelo a ser utilizado, a ordem do mesmo e suas particularidades, estimou-se dois modelos para cada agregado monetário considerado, ou seja, um para o agregado em soma simples e outro para sua forma ponderada. Os resultados da estimação do modelo para o M1 em soma simples podem ser observados na Tabela 7.



Tabela 7 – Modelo vetorial auto regressivo de primeira ordem para M1 em soma simples.

<b>Modelo Vetorial Auto regressivo</b>						
	GRMISS	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRMISS(-1)	-0.129638 (0.05063) [-2.56054]	-0.002815 (0.0194) [-0.14508]	-1.400806 (0.91023) [-1.53896]	-0.006117 (0.00824) [-0.74229]	-0.027903 (0.01893) [-1.47369]	-3.551471 (1.13246) [-3.13606]
GRIPROD_IND(-1)	0.382244 (0.13775) [ 2.77485]	-0.197134 (0.05279) [-3.73399]	-2.208369 (2.47659) [-0.89170]	0.0000712 (0.02242) [ 0.00317]	-0.101541 (0.05152) [-1.97108]	-3.774143 (3.08124) [-1.22488]
GRIPCA(-1)	0.006942 (0.00317) [ 2.18899]	-0.001639 (0.00122) [-1.34846]	0.018208 (0.05702) [ 0.31933]	0.000465 (0.00052) [ 0.90035]	0.00069 (0.00119) [ 0.58178]	-0.140916 (0.07094) [-1.98644]
GRIC(-1)	-0.22954 (0.2958) [-0.77600]	0.178099 (0.11337) [ 1.57100]	7.571763 (5.31803) [ 1.42379]	0.31676 (0.04815) [ 6.57899]	-0.067851 (0.11062) [-0.61337]	8.639009 (6.61643) [ 1.30569]
GRTXDECAMBIO(-1)	-0.056138 (0.16713) [-0.33590]	-0.023887 (0.06405) [-0.37293]	4.824247 (3.00469) [ 1.60557]	-0.1205 (0.0272) [-4.42960]	0.10595 (0.0625) [ 1.69517]	3.51581 (3.73829) [ 0.94049]
GRSELIC(-1)	0.012165 (0.00311) [ 3.91033]	0.001289 (0.00119) [ 1.08113]	0.891286 (0.05593) [ 15.9361]	0.000702 (0.00051) [ 1.38657]	0.007308 (0.00116) [ 6.28216]	1.077458 (0.06958) [ 15.4844]
C	0.012387 (0.02025) [ 0.61169]	0.010534 (0.00776) [ 1.35731]	1.178384 (0.36406) [ 3.23676]	-0.000215 (0.0033) [-0.06536]	0.014336 (0.00757) [ 1.89304]	1.404116 (0.45295) [ 3.09995]
DUMMY_GRMISS	-0.00569 (0.02157) [-0.26380]	-0.003428 (0.00827) [-0.41463]	-1.930601 (0.38781) [-4.97824]	0.003327 (0.00351) [ 0.94746]	-0.014659 (0.00807) [-1.81725]	-1.072151 (0.48249) [-2.22212]

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Os coeficientes obtidos a partir da estimação de um modelo vetorial auto regressivo mostram a influências das variáveis defasadas sobre a variável de interesse. Dessa forma cada uma das variáveis consideradas para a estimação do modelos apresentam parâmetros que mostram a relação de curto prazo entre o seu comportamento e o comportamento defasado de si mesma e das demais variáveis consideradas.

De maneira semelhante a Tabela 8 apresenta os resultados da estimação do modelo com o agregado M1 ponderado pelo índice Divisia.

Tabela 8 – Modelo vetorial auto regressivo (VAR) de primeira ordem para M1 ponderado.

Modelo Vetorial Auto regressivo						
	GRM1DIV	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRM1DIV(-1)	-0.101009	0.042956	-6.416188	-0.036998	-0.123338	-20.16083
	-0.0536	-0.13327	-6.31039	-0.05659	-0.13035	-7.83278
	[-1.88443]	[ 0.32233]	[-1.01677]	[-0.65380]	[-0.94618]	[-2.57390]
GRIPROD_IND(-1)	0.0287	-0.190774	-1.764196	0.001467	-0.092008	-2.932515
	-0.02099	-0.05218	-2.4706	-0.02216	-0.05104	-3.06664
	[ 1.36759]	[-3.65639]	[-0.71407]	[ 0.06621]	[-1.80282]	[-0.95626]
GRIPCA(-1)	0.000901	-0.001835	-0.009703	0.000494	0.000308	-0.162162
	-0.00049	-0.00123	-0.05823	-0.00052	-0.0012	-0.07228
	[ 1.82083]	[-1.49173]	[-0.16663]	[ 0.94621]	[ 0.25604]	[-2.24344]
GRIC(-1)	-0.015731	0.180021	7.359578	0.315398	-0.068792	8.013153
	-0.04574	-0.11372	-5.38482	-0.04829	-0.11123	-6.68391
	[-0.34391]	[ 1.58303]	[ 1.36673]	[ 6.53150]	[-0.61844]	[ 1.19887]
GRTXDECAMBIO(-1)	0.040965	-0.020683	5.363818	-0.119225	0.1148	4.477731
	-0.02561	-0.06367	-3.01509	-0.02704	-0.06228	-3.74249
	[ 1.59950]	[-0.32482]	[ 1.77899]	[-4.40951]	[ 1.84321]	[ 1.19646]
GRSELIC(-1)	0.0000039	0.001393	0.899447	0.000611	0.007299	1.056694
	-0.0005	-0.00123	-0.05837	-0.00052	-0.00121	-0.07245
	[ 0.00786]	[ 1.12971]	[ 15.4102]	[ 1.16697]	[ 6.05380]	[ 14.5855]
C	0.014937	0.008061	1.08586	-0.000029	0.014794	1.461575
	-0.00326	-0.0081	-0.3834	-0.00344	-0.00792	-0.4759
	[ 4.58657]	[ 0.99553]	[ 2.83215]	[-0.00843]	[ 1.86790]	[ 3.07117]
DUMMY_GRM1DIV	-0.011734	-0.000868	-1.797792	0.003281	-0.01502	-1.05778
	-0.0034	-0.00845	-0.40036	-0.00359	-0.00827	-0.49694
	[-3.45046]	[-0.10262]	[-4.49047]	[ 0.91386]	[-1.81619]	[-2.12857]

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

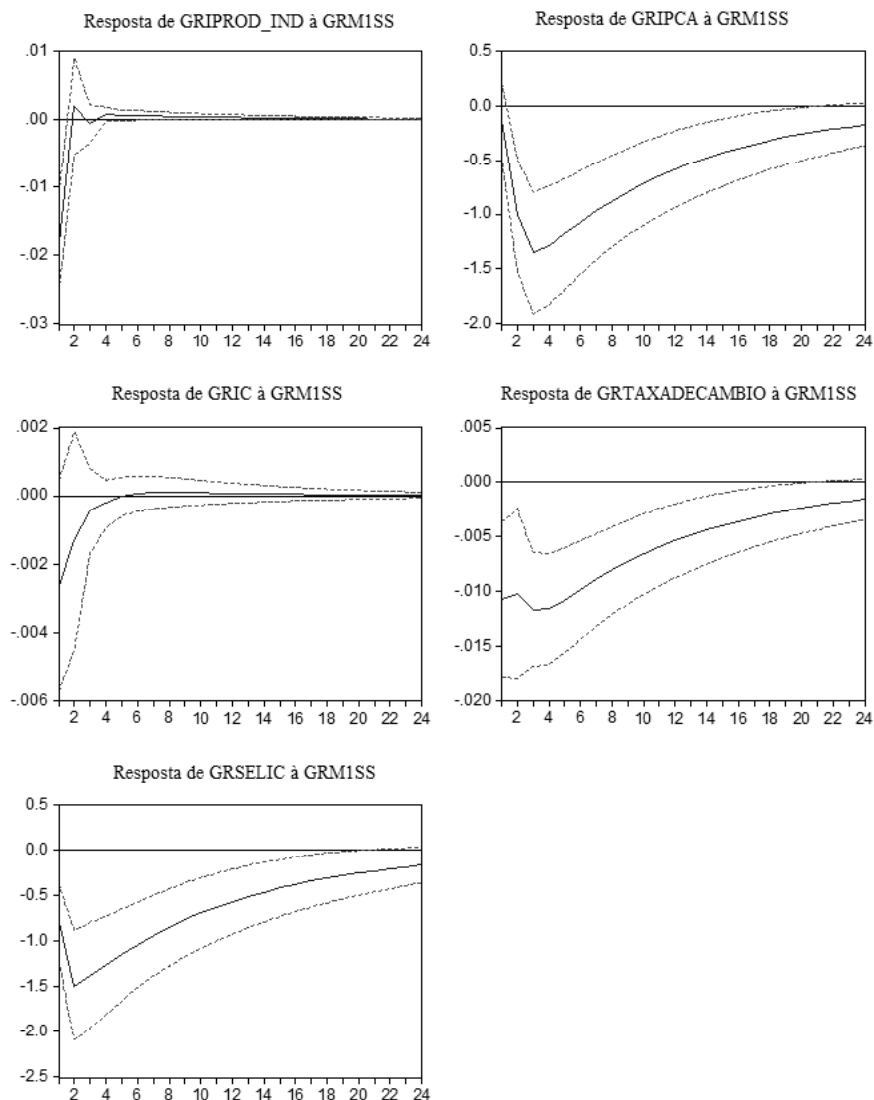
Poucas diferenças em relação ao modelo com M1 em soma simples (Tabela 7) foram observadas. Entretanto, os coeficientes estimados para o modelo com o M1 ponderado são distintos e refletem a existência de uma sensibilidade maior das variáveis, ou seja, a utilização do agregado ponderado faz com que as oscilações no comportamento das séries sejam distintas mesmo que muito próximas.

Uma vez estimado os modelos VAR para o agregado M1 como *proxy* da oferta de moeda, é possível construir as funções impulso resposta, que apresentam o comportamento das variáveis do modelo quando expostas à um choque. No presente estudo, foi considerado um choque na oferta de moeda, representado pela alteração de um desvio padrão nos agregados monetários. Assim, serão apresentados 5 gráficos para cada um dos modelos

estimados. A construção das funções impulso resposta foram feitas a partir dos *softwares E-Views 6.0*.

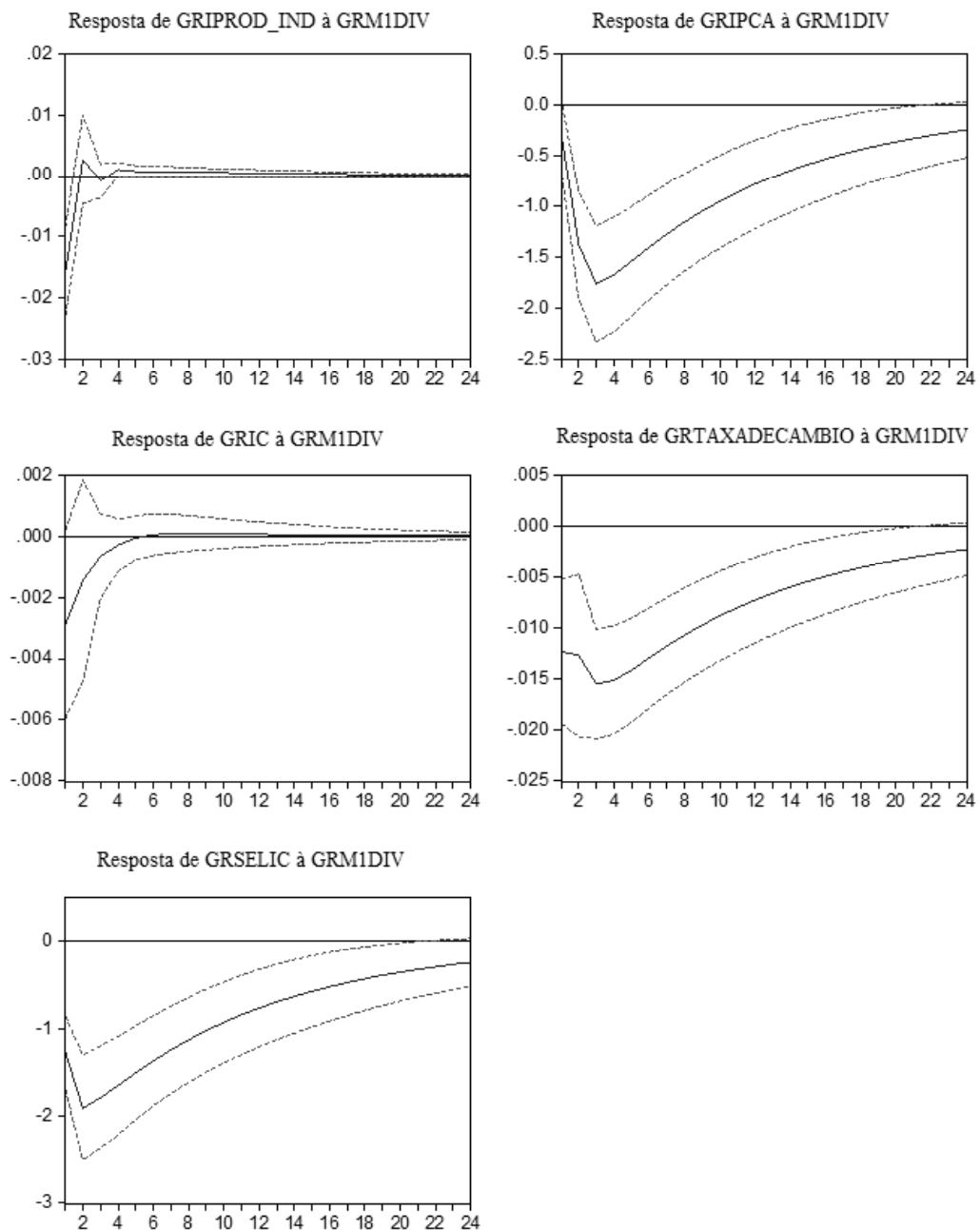
A Figura 14 apresenta o comportamento das variáveis do modelo quando submetidas a um choque de um desvio padrão na variável M1 em soma simples, ou seja, como se comportam em um horizonte de 24 meses após um choque na oferta de moeda, com o intervalo de confiança sendo representado pela linhas vermelhas tracejadas. De maneira semelhante, a Figura 15 mostra as 5 funções de resposta das variáveis: índice de produção industrial, IPCA, taxa de câmbio, índice de *commodities* e taxa Selic, quando submetidas à inovações na oferta de moeda, nesta situação representada pelo agregado M1 ponderado pelo índice Divisia.

Figura 14 – Funções impulso resposta de um choque no agregado monetário M1 em soma simples durante 24 meses.



Fonte: Elaboração própria no *E-Views 6.0* a partir da estimação dos modelos.

Figura 15 - Funções impulso resposta de um choque no agregado monetário M1 ponderado pelo índice Divisia durante 24 meses.



Fonte: Elaboração própria no *E-Views* 6.0 a partir da estimação dos modelos.

Mesmo com a consideração do agregado M1 ponderado e em soma simples, é possível observar que o comportamento das funções impulso resposta para ambos modelos são semelhantes. Tal comportamento já era esperado ao observar os coeficientes obtidos através da estimação dos modelos VAR. Sendo assim, a diferença existente entre as funções impulso resposta são pequenas.

O índice de produção industrial, como *proxy* do PIB, quando submetido ao choque do agregado ponderado, apresenta um breve aumento seguido de uma redução até retomar ao seu comportamento padrão. O choque do agregado M1 sobre o índice produção industrial apresentou diferenças mínimas se comparando a ponderação e sua composição tradicional. De forma geral, um choque na oferta de moeda ponderada gerou um aumento no produto da economia com alterações de aproximadamente 4 meses até que a série retomar seu comportamento inicial.

Em relação ao IPCA, o seu comportamento quando exposto à uma inovação na oferta de moeda ponderada, é o oposto do que se observou no índice de produção industrial. É possível observar que os preços inicialmente se reduzem, atingindo o valor mínimo entre 2 e 4 meses, caracterizando o efeito *price puzzle*. Assim sendo, a inclusão do índice de *commodities* no modelo não faz com que tal efeito seja amenizado ou eliminado, conforme argumentado por Romer e Romer (2004). Mesmo com a inclusão dos agregados ponderados, observa-se que o IPCA apresenta queda por aproximadamente 3 meses, retomando, em seguida, a trajetória de elevação. Entretanto, a retomada para o nível de equilíbrio é mais rápida para o agregado em soma simples.

A taxa de câmbio quando submetida ao choque do agregado em soma simples apresentou uma queda atingindo o mínimo entre 3 e 4 meses retornado em seguida para a trajetória de elevação até seu nível inicial. Observa-se que o choque sobre o agregado ponderado foi mais intenso, atingindo um nível inferior ao observado para o agregado em soma simples. Um choque positivo na oferta de moeda, levou a taxa de câmbio a uma redução no seu nível tanto para o agregado ponderado como em soma simples.

Tanto o índice de *commodities* como a taxa Selic apresentaram comportamento semelhante para ambos modelos. A principal diferença se dá no fato de que o modelo com o agregado ponderado apresentou comportamento mais sensível às oscilações do cenário econômico, fato não observado no modelo com o agregado em soma simples, que apresenta uma função impulso resposta mais suave para as variáveis. Inicialmente a taxa Selic se reduz seguida de um aumento. Observou-se uma maior intensidade em tal redução para o modelo com agregado ponderado. O índice de *commodities* se elevou até retornar para o seu nível inicial, tendo refletido também o maior impacto quando o agregado foi considerado em sua forma ponderada.

Para o agregado monetário M2 como *proxy* da oferta de moeda, a Tabela 9 e a Tabela 10 apresentam os resultados da estimação para o agregado em soma simples e ponderado, respectivamente. As mesmas variáveis foram consideradas para estimação de tais modelos.

Tabela 9 - Modelo vetorial auto regressivo (VAR) de primeira ordem para M2 em soma simples.

Modelo Vetorial Auto regressivo						
	GRM2SS	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRM2SS(-1)	0.003251 (0.051250) [ 0.06342]	0.001324 (0.00511) [ 0.25879]	-0.057185 (0.24632) [-0.23215]	-0.001327 (0.00218) [-0.60864]	-0.000552 (0.00501) [-0.11033]	-0.10403 (0.30109) [-0.34551]
GRIPROD_IND(-1)	0.344992 (0.5072) [ 0.68020]	-0.200645 (0.05061) [-3.96429]	-1.453568 (2.43754) [-0.59633]	0.005557 (0.02158) [ 0.25749]	-0.087199 (0.04955) [-1.75972]	-1.666706 (2.97944) [-0.55940]
GRIPCA(-1)	-0.006473 (0.0113) [-0.57276]	-0.001995 (0.00113) [-1.76869]	-0.011024 (0.05431) [-0.20297]	0.000363 (0.00048) [ 0.75543]	-0.000171 (0.0011) [-0.15486]	-0.242927 (0.06639) [-3.65923]
GRIC(-1)	-1.428999 (1.1315) [-1.26293]	0.194447 (0.11291) [ 1.72212]	7.579031 (5.43787) [ 1.39375]	0.318858 (0.04815) [ 6.62230]	-0.047314 (0.11055) [-0.42800]	10.96092 (6.6468) [ 1.64905]
GRTXDECAMBIO(-1)	-0.390341 (0.63448) [-0.61522]	-0.026173 (0.06331) [-0.41338]	5.530949 (3.04923) [ 1.81388]	-0.11799 (0.027) [-4.37014]	0.115219 (0.06199) [ 1.85873]	4.756535 (3.72713) [ 1.27619]
GRSELIC(-1)	0.043172 (0.01188) [ 3.63253]	0.001191 (0.00119) [ 1.00385]	0.878276 (0.05712) [ 15.3768]	0.000795 (0.00051) [ 1.57206]	0.007249 (0.00116) [ 6.24326]	1.080556 (0.06981) [ 15.4774]
C	-0.027392 (0.08041) [-0.34064]	0.019614 (0.00802) [ 2.44430]	0.676956 (0.38646) [ 1.75169]	-0.000642 (0.00342) [-0.18750]	0.018393 (0.00786) [ 2.34113]	1.802738 (0.47237) [ 3.81633]
DUMMY_GRM2SS	-0.011388 (0.09327) [-0.12210]	-0.016481 (0.00931) [-1.77083]	-1.431987 (0.44822) [-3.19480]	0.003826 (0.00397) [ 0.96392]	-0.022727 (0.00911) [-2.49421]	-1.880236 (0.54787) [-3.43189]

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

O comportamento do agregado M2, como *proxy* da oferta de moeda, foi considerado no estudo pelo fato de ser um agregado monetário mais líquido que o M3 e o M4, podendo ser transformado de forma mais rápida em papel moeda. Conforme discutido anteriormente para o modelo estimado para o agregado M1, os coeficientes estimados mostram o comportamento das variáveis no curto prazo.

Os resultados do modelo quando o agregado M2 ponderado pelo índice Divisia é considerado como *proxy* da oferta de moeda podem ser observados na Tabela 10.

Tabela 10 – Modelo vetorial auto regressivo (VAR) de primeira ordem para M2 ponderado.

Modelo Vetorial Auto regressivo						
	GRM2DIV	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRM2DIV(-1)	0.230658 (0.0506) [ 4.55861]	-0.029525 (0.08278) [-0.35668]	-2.695626 (3.90322) [-0.69062]	-0.003803 (0.03518) [-0.10810]	0.048211 (0.08072) [ 0.59728]	-2.839545 (4.85082) [-0.58537]
GRIPROD_IND(-1)	0.047512 (0.03111) [ 1.52704]	-0.196612 (0.0509) [-3.86257]	-1.309631 (2.40015) [-0.54564]	0.004573 (0.02163) [ 0.21141]	-0.078437 (0.04963) [-1.58028]	-1.322297 (2.98285) [-0.44330]
GRIPCA(-1)	-0.002978 (0.0007) [-4.23693]	-0.001609 (0.00115) [-1.39960]	-0.006913 (0.05421) [-0.12750]	0.000333 (0.00049) [ 0.68082]	-0.000206 (0.00112) [-0.18399]	-0.227082 (0.06738) [-3.37035]
GRIC(-1)	-0.049566 (0.06923) [-0.71591]	0.176072 (0.11327) [ 1.55450]	7.689545 (5.34079) [ 1.43978]	0.318715 (0.04814) [ 6.62099]	-0.05 (0.11045) [-0.45271]	10.25391 (6.6374) [ 1.54487]
GRTXDECAMBIO(-1)	0.096483 (0.03886) [ 2.48312]	-0.02317 (0.06357) [-0.36450]	5.330697 (2.99737) [ 1.77846]	-0.117914 (0.02702) [-4.36467]	0.116713 (0.06199) [ 1.88291]	4.74838 (3.72506) [ 1.27471]
GRSELIC(-1)	0.00636 (0.00074) [ 8.55492]	0.001394 (0.00122) [ 1.14625]	0.909453 (0.05735) [ 15.8581]	0.000736 (0.00052) [ 1.42356]	0.00737 (0.00119) [ 6.21443]	1.110978 (0.07127) [ 15.5878]
C	0.001611 (0.00469) [ 0.34378]	0.009888 (0.00767) [ 1.28974]	1.059709 (0.36152) [ 2.93128]	-0.000414 (0.00326) [-0.12691]	0.017082 (0.00748) [ 2.28482]	1.712078 (0.44928) [ 3.81068]
DUMMY_GRM2DIV	0.003056 (0.00507) [ 0.60282]	-0.00243 (0.00829) [-0.29305]	-1.831892 (0.39105) [-4.68460]	0.003382 (0.00352) [ 0.95970]	-0.020267 (0.00809) [-2.50615]	-1.626894 (0.48598) [-3.34765]

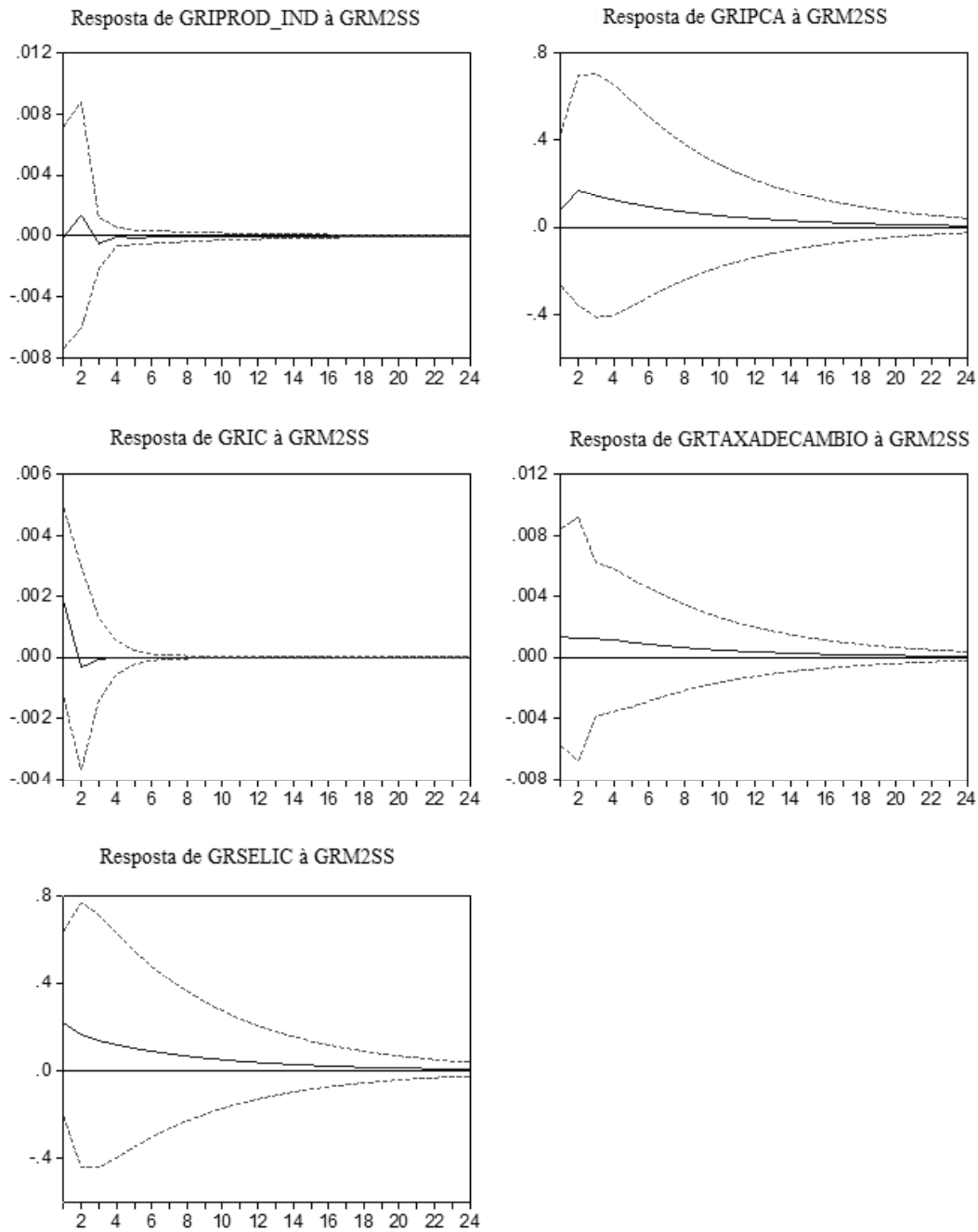
Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

A sensibilidade do agregado ponderado como *proxy* da oferta de moeda pode ser a justificativa para as diferenças observadas entre os coeficientes dos modelos estimados, já que leva em consideração a remuneração de cada ativo que o compõe.

As funções impulso resposta para o modelo com o agregado monetário M2 são observadas em soma simples na Figura 16 e ponderado pelo índice Divisia na Figura 17. Conforme as funções impulso resposta obtidas para os modelos com o agregado M1 os gráficos foram construído no *software E-Views*.

Figura 16 - Funções impulso resposta de um choque no agregado monetário M2 em soma simples durante 24 meses.



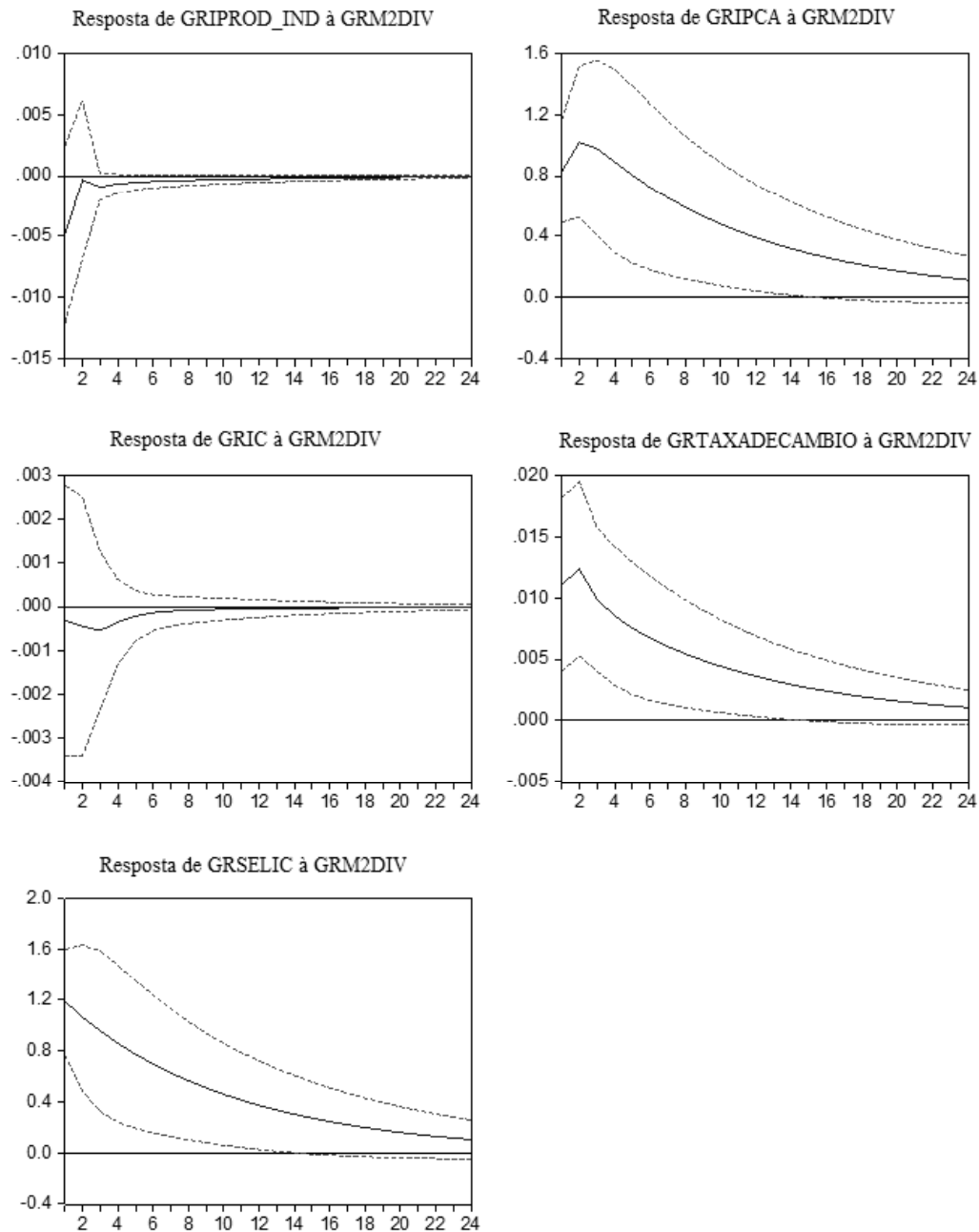
Fonte: Elaboração própria a partir da estimação dos modelos.

A partir das funções impulso resposta, observa-se que o comportamento do índice de produção industrial é diferente do modelo em que o agregado M1 é utilizado. Para o agregado M2 em soma simples o índice de produção oscila com um aumento seguindo de uma queda até estabilizar em seu nível inicial, enquanto para o agregado M2 ponderado o impacto não passa a ser superior que seu nível inicial. O comportamento das funções impulso resposta com



o agregado M2 refletiu, mesmo que com baixa intensidade, a diferença do grau de liquidez dos agregados ponderados, sendo possível observar a distinção em seu comportamento.

Figura 17 - Funções impulso resposta de um choque no agregado monetário M2 ponderado pelo índice Divisia durante 24 meses.



Fonte: Elaboração própria a partir da estimação dos modelos.

Em relação ao comportamento do índice de preços, observa-se a comportamento oposto do observado no modelo com o agregado M1. O comportamento das funções impulso resposta são semelhantes, com uma intensidade maior quando o agregado M2 foi considerado

em sua forma ponderada. Observa-se, ainda, que o retorno ao nível de equilíbrio do agregado em soma simples é mais rápido por ter apresentado menor intensidade no impacto do choque.

Para a taxa de câmbio, índice de *commodities* e Selic o comportamento é distinto quando considerado o agregado M2 ponderado. A taxa Selic apresentou uma queda mais acentuada até atingir seu nível inicial, uma vez que o choque fez com a variável atingisse um nível mais elevado do que quando o agregado foi considerado em soma simples. O índice de *commodities* apresentou oscilação em torno de seu nível de equilíbrio quando em soma simples. Por outro lado, a ponderação fez com que houvesse uma redução no nível de tal índice por aproximadamente 8 meses. A taxa de câmbio, com o choque no agregado M2 ponderado, cresce inicialmente e em seguida se reduz em direção ao seu nível inicial. Já com o agregado em soma simples se observou uma queda lenta e uniforme após o choque até retornar ao seu nível inicial.

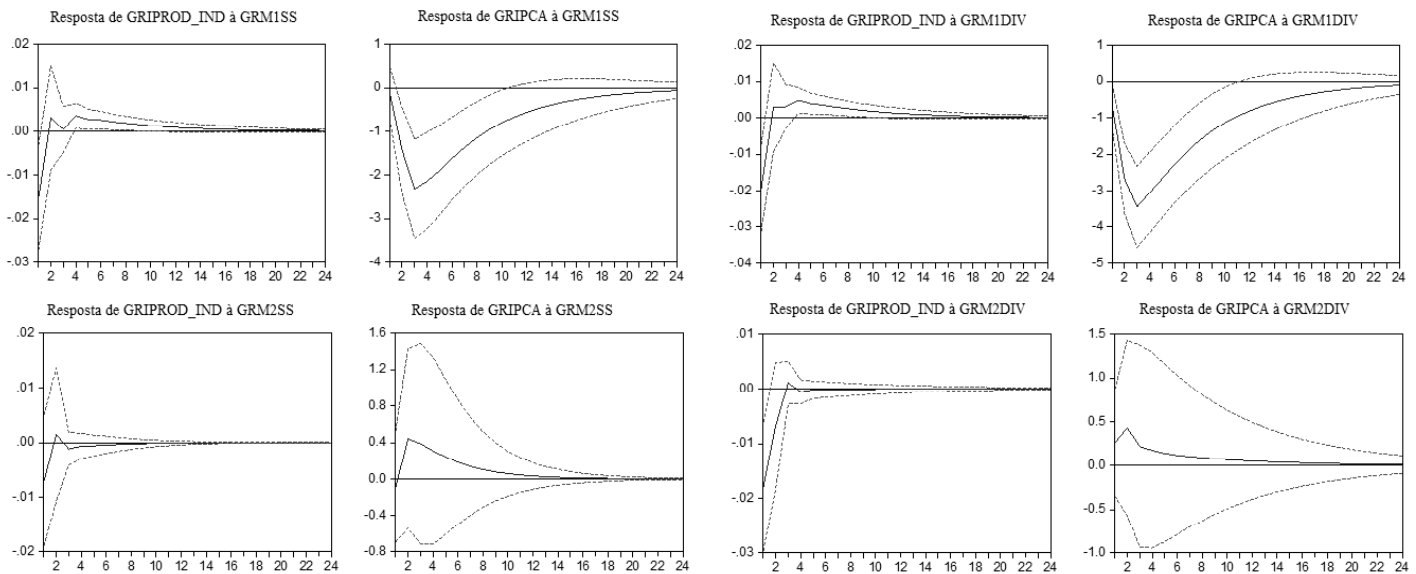
Apesar das diferenças no comportamento da taxa de câmbio, da Selic e do índice de *commodities*, estas variáveis também divergem em relação à intensidade dos impactos dos choques. De forma geral, verificou-se que o choque no agregado M2 ponderado pelo índice Divisia gera impactos distintos sobre o produto da economia e sobre o IPCA, se comparado aos resultados obtidos nos modelos estimados com o agregado M1.

Mesmo com o comportamento distinto das variáveis quando submetidas aos choques dos agregados ponderados e em soma simples, a amostra considerada para a estimação dos modelos apresentados anteriormente abrangem um período muito longo em que o Brasil passou por mudanças significativas no cenário econômico, com diversas alterações na condução da política econômica. Logo, a estimação de modelos para cada um dos subperíodos foi realizada visando verificar comportamentos não observados nas funções impulso resposta para o período todo.

A estimação dos modelos para alguns subperíodos, principalmente durante a década de 80, não geraram resultados significativos por apresentarem multicolinearidade entre as variáveis ou por possuírem número insuficiente de observações frente à quantidade de variáveis consideradas no modelo. Já para os subperíodos pré e pós Plano Real e pré e pós crise de 2008 foi possível realizar a estimação dos modelos e das funções impulso resposta. As Figuras 18 e 19 apresentam as funções impulso resposta para o período pré e pós Plano Real, respectivamente. Já as Figuras 20 e 21 mostram, respectivamente, as funções para o período pré o pós crise de 2008. Optou-se por apresentar apenas a resposta do índice de produção industrial e do IPCA por serem as principais variáveis de interesse deste estudo, o que não retira a importância das demais variáveis incorporadas no modelo para a estimação.

Os resultados da estimação dos coeficientes, com os respectivos coeficientes estimados podem ser observados no Anexo do presente estudo, bem como os períodos de quebra estrutural das séries consideradas.

Figura 18 – Funções impulso resposta dos agregados M1 e M2 ponderados e em soma simples no período pré Plano Real.

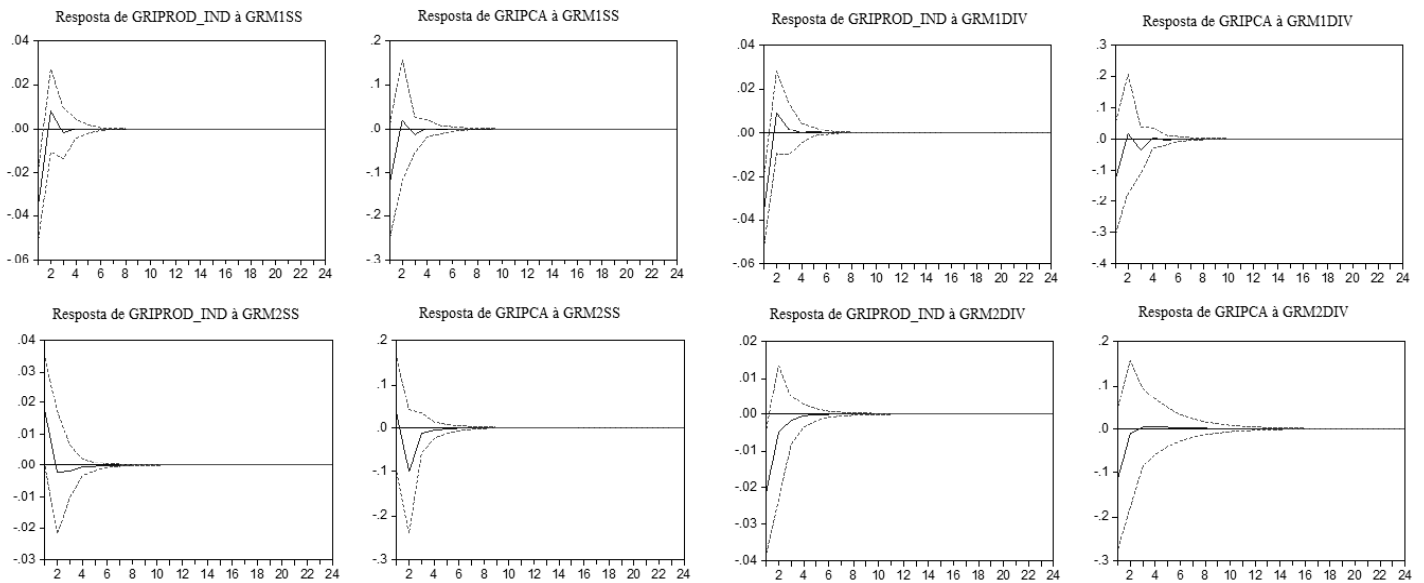


Fonte: Elaboração própria.

O comportamento das funções impulso resposta estimadas considerando o período pré Plano Real foi semelhante tanto para os agregados ponderados como em soma simples. No período logo após o choque monetário as variáveis retornam para os seus níveis iniciais. O choque no agregado M1 levou a um aumento no índice de produção industrial. Para o agregado M2 em soma simples, o comportamento foi semelhante, observando-se também o aumento no índice de produção industrial.

Ao verificar o comportamento das funções impulso resposta para o período pós Plano Real, observou-se o índice de produção industrial e o IPCA retornam para seu nível inicial após aproximadamente 8 meses. A Figura 19 mostra tal comportamento.

Figura 19 – Funções impulso resposta dos agregados M1 e M2 ponderados e em soma simples no período pós Plano Real.



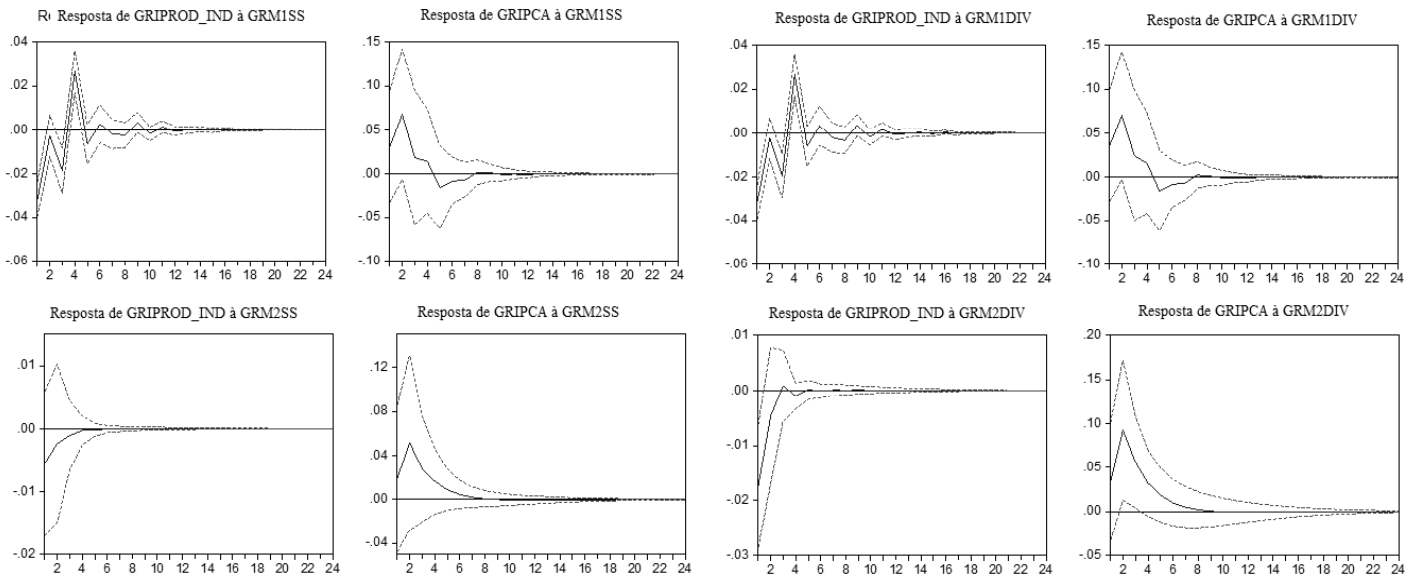
Fonte: Elaboração própria.

O comportamento das funções após o Plano Real é semelhante para ambos agregados. Novamente, observam-se diferenças em relação à intensidade dos impactos gerados a partir dos choques. Apesar da semelhança no comportamento das variáveis é notável o comportamento oposto do índice de produção industrial quando submetido ao choque do agregado M2 em soma simples. O choque do agregado em soma simples faz com que o índice de produção industrial se reduza, retornando ao seu nível inicial em aproximadamente 6 meses. Já o choque do agregado M2 ponderado faz com que o produto se eleve atingindo seu nível inicial em 5 meses. Da mesma forma, o IPCA apresentou comportamento semelhante quando submetido aos choques do agregado M2. Quando submetido ao choque do agregado ponderado o IPCA aumentou, enquanto com o agregado em soma simples o IPCA sofreu um queda durante 2 meses, até que retornasse ao nível inicial.

A Figura 20 apresenta o comportamento das funções impulso resposta obtidas a partir dos choques nos agregados M1 e M2 ponderados e em soma simples para o período pré crise de 2008 e pós liberalização do câmbio. Observa-se que os choques do agregado M2 levaram a um comportamento mais suave do índice de produção industrial e do IPCA, em comparação com os impactos gerados pelo choque no agregado M1. Ao comparar o comportamento índice de produção industrial e o IPCA após o choque no agregado M2 em soma simples com o ponderado é possível observar que a inclusão da ponderação faz com que as variáveis sejam mais suscetíveis ao cenário econômico, uma vez que os impactos do choque são

intensificados. O comportamento das funções após o choque no agregado M1, tanto em soma simples como ponderados pelo índice Divisia, foram oscilatórios e muito próximos.

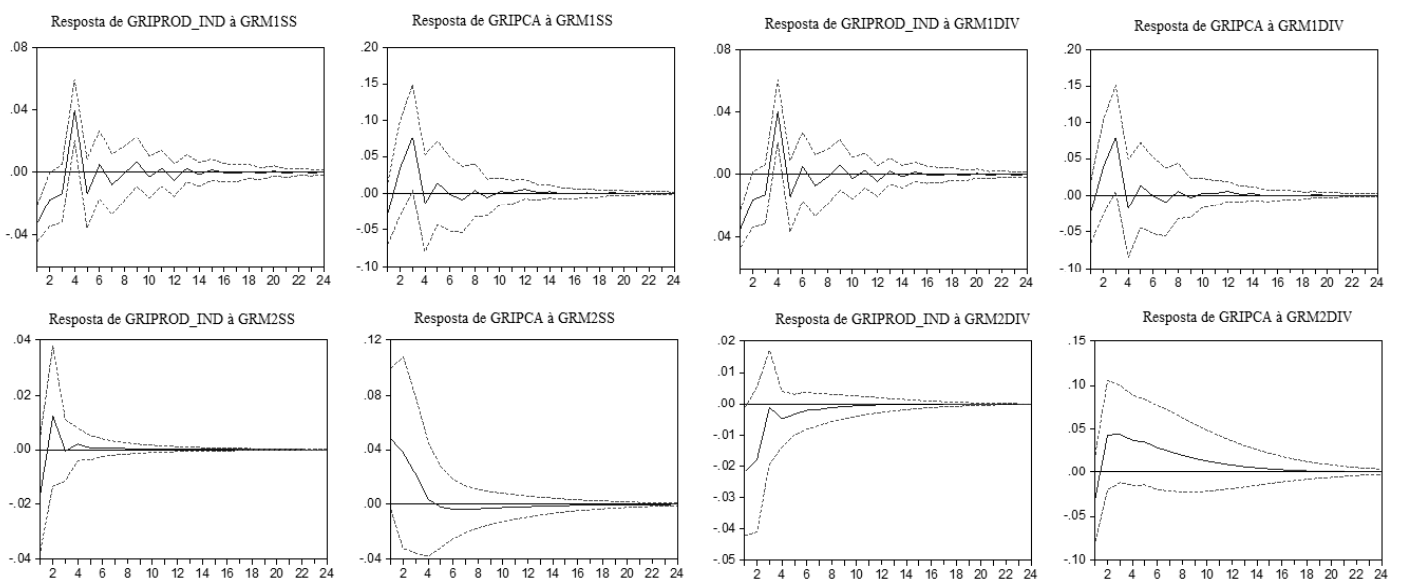
Figura 20 – Funções impulso resposta dos agregados M1 e M2 ponderados e em soma simples no período pré crise de 2008.



Fonte: Elaboração própria.

A Figura 21 mostra as funções impulso resposta estimadas para o período após a crise de 2008 até dezembro de 2013.

Figura 21 – Funções impulso resposta dos agregados M1 e M2 ponderados e em soma simples no período pós crise de 2008.



Fonte: Elaboração própria.

O período pós crise de 2008 até dezembro de 2013 não gerou resultados significativamente diferentes, conforme apresentado na Figura 21. É notável o comportamento do índice de preços quando submetido ao choque do agregado M2 ponderado, que no período pré crise apresentou elevação atingindo o valor máximo em aproximadamente 2 meses até retornar para sua trajetória inicial, enquanto no período pós crise a elevação foi menos intensa, levando mais tempo para retornar ao seu nível inicial. Ao comparar o choque dos agregados em soma simples em relação a quando estão ponderados, observa-se que o IPCA apresenta picos de oscilação no período logo após o choque com o agregado M1, sendo muito semelhante em ambos formatos.

Uma vez observado o comportamento das variáveis IPCA e índice de produção industrial quando submetidas a choques na oferta de moeda, representada pelos agregados M1 e M2 em soma simples e ponderados pelo índice Divisa, é possível observar, para cada modelo estimado, o quanto cada variável explica as demais variáveis consideradas através da decomposição da variância. A decomposição da variância determina o quanto a previsão da variância do erro de cada uma das variáveis pode ser explicada por choques exógenos nas demais variáveis. Sendo assim, obteve-se a decomposição da variância para cada um dos modelos estimados e apresentados no presente estudo.

A Tabela 11 apresenta a decomposição tanto do índice de produção industrial como do IPCA período pré Plano Real.

Tabela 11 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M1 no período pré Plano Real.

<b>Índice de Produção Industrial</b>												
<b>Período</b>	<b>GRM1 SS</b>	<b>GRIPROD IND</b>	<b>GR IPCA</b>	<b>GR IC</b>	<b>GRTXDE CAMBIO</b>	<b>GR SELIC</b>	<b>GRM1 DIV</b>	<b>GRIPROD IND</b>	<b>GR IPCA</b>	<b>GR IC</b>	<b>GRTXDE CAMBIO</b>	<b>GR SELIC</b>
1	3.711	96.289	0.000	0.000	0.000	0.000	6.117	93.883	0.000	0.000	0.000	0.000
2	3.698	95.082	0.840	0.007	0.275	0.098	6.001	93.155	0.725	0.011	0.076	0.033
3	3.666	94.261	0.942	0.008	0.619	0.504	6.090	92.378	0.801	0.014	0.300	0.418
4	3.827	93.427	1.093	0.018	0.772	0.863	6.399	91.613	0.881	0.019	0.384	0.704
5	3.908	92.774	1.177	0.037	0.901	1.203	6.594	91.044	0.926	0.026	0.433	0.976
6	3.984	92.280	1.238	0.057	0.982	1.460	6.749	90.614	0.956	0.032	0.465	1.183
7	4.035	91.925	1.279	0.072	1.039	1.650	6.859	90.306	0.976	0.037	0.486	1.336
8	4.073	91.673	1.307	0.084	1.078	1.786	6.938	90.086	0.990	0.040	0.501	1.445
9	4.099	91.497	1.326	0.092	1.105	1.881	6.993	89.931	1.000	0.042	0.512	1.522
10	4.118	91.374	1.340	0.098	1.123	1.948	7.032	89.822	1.007	0.043	0.519	1.576
11	4.130	91.288	1.349	0.102	1.136	1.994	7.060	89.745	1.012	0.044	0.524	1.615
12	4.139	91.229	1.356	0.104	1.145	2.026	7.079	89.692	1.015	0.045	0.527	1.642

(Continua)

Tabela 11 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M1 no período pré Plano Real.

(Continuação)

<b>Índice de Produção Industrial</b>												
<b>Período</b>	<b>GRM1 SS</b>	<b>GRIPROD IND</b>	<b>GR IPCA</b>	<b>GR IC</b>	<b>GRTXDE CAMBIO</b>	<b>GR SELIC</b>	<b>GRM1 DIV</b>	<b>GRIPROD IND</b>	<b>GR IPCA</b>	<b>GR IC</b>	<b>GRTXDE CAMBIO</b>	<b>GR SELIC</b>
13	4.145	91.188	1.360	0.106	1.152	2.049	7.093	89.654	1.018	0.046	0.530	1.661
14	4.150	91.159	1.363	0.108	1.156	2.065	7.102	89.627	1.019	0.046	0.532	1.674
15	4.153	91.139	1.365	0.109	1.159	2.075	7.109	89.608	1.020	0.046	0.533	1.683
16	4.155	91.125	1.367	0.109	1.161	2.083	7.114	89.595	1.021	0.047	0.534	1.690
17	4.156	91.115	1.368	0.110	1.163	2.088	7.117	89.586	1.022	0.047	0.534	1.695
18	4.157	91.108	1.369	0.110	1.164	2.092	7.119	89.579	1.022	0.047	0.535	1.698
19	4.158	91.104	1.369	0.110	1.164	2.095	7.121	89.575	1.022	0.047	0.535	1.700
20	4.158	91.100	1.370	0.110	1.165	2.096	7.122	89.571	1.023	0.047	0.535	1.702
21	4.159	91.098	1.370	0.111	1.165	2.098	7.123	89.569	1.023	0.047	0.536	1.703
22	4.159	91.097	1.370	0.111	1.165	2.098	7.123	89.567	1.023	0.047	0.536	1.704
23	4.159	91.095	1.370	0.111	1.166	2.099	7.124	89.566	1.023	0.047	0.536	1.704
24	4.159	91.095	1.370	0.111	1.166	2.099	7.124	89.566	1.023	0.047	0.536	1.705
<b>Inflação</b>												
<b>Período</b>	<b>GRM1 SS</b>	<b>GRIPROD IND</b>	<b>GR IPCA</b>	<b>GR IC</b>	<b>GRTXDE CAMBIO</b>	<b>GR SELIC</b>	<b>GRM1 DIV</b>	<b>GRIPROD IND</b>	<b>GR IPCA</b>	<b>GR IC</b>	<b>GRTXDE CAMBIO</b>	<b>GR SELIC</b>
1	0.089	0.749	99.162	0.000	0.000	0.000	2.796	0.192	97.012	0.000	0.000	0.000
2	4.775	0.283	51.986	0.028	17.599	25.329	17.513	0.860	46.757	0.016	11.866	22.988
3	9.826	0.356	36.743	0.581	18.942	33.551	26.275	1.480	31.433	0.214	11.700	28.898
4	11.671	0.407	30.627	1.183	18.708	37.404	29.221	1.611	25.644	0.439	10.847	32.239
5	12.636	0.415	27.594	1.600	18.309	39.445	30.683	1.653	22.729	0.568	10.258	34.109
6	13.166	0.419	25.888	1.866	18.016	40.645	31.489	1.676	21.083	0.641	9.887	35.225
7	13.487	0.420	24.862	2.034	17.817	41.381	31.972	1.689	20.087	0.684	9.651	35.917
8	13.688	0.421	24.216	2.143	17.684	41.848	32.276	1.697	19.456	0.711	9.499	36.360
9	13.818	0.421	23.797	2.214	17.596	42.153	32.475	1.703	19.043	0.729	9.399	36.652
10	13.904	0.422	23.520	2.261	17.537	42.356	32.607	1.706	18.767	0.740	9.331	36.848
11	13.962	0.422	23.334	2.293	17.497	42.492	32.697	1.709	18.580	0.748	9.285	36.980
12	14.002	0.422	23.207	2.315	17.470	42.584	32.759	1.711	18.452	0.753	9.254	37.071
13	14.029	0.422	23.121	2.330	17.451	42.648	32.802	1.712	18.363	0.757	9.232	37.134
14	14.047	0.422	23.061	2.340	17.438	42.691	32.831	1.713	18.301	0.760	9.217	37.178
15	14.060	0.422	23.020	2.347	17.429	42.721	32.852	1.713	18.258	0.762	9.206	37.209
16	14.069	0.422	22.992	2.352	17.423	42.742	32.866	1.714	18.228	0.763	9.199	37.230
17	14.075	0.422	22.972	2.355	17.419	42.757	32.876	1.714	18.207	0.764	9.194	37.245
18	14.079	0.422	22.958	2.358	17.416	42.767	32.884	1.714	18.192	0.764	9.190	37.256
19	14.082	0.422	22.949	2.359	17.414	42.773	32.889	1.714	18.182	0.765	9.187	37.263
20	14.084	0.422	22.942	2.360	17.413	42.778	32.892	1.714	18.175	0.765	9.186	37.268
21	14.085	0.422	22.938	2.361	17.412	42.782	32.895	1.714	18.169	0.765	9.184	37.272
22	14.086	0.422	22.935	2.362	17.411	42.784	32.896	1.714	18.166	0.765	9.183	37.275
23	14.087	0.422	22.932	2.362	17.411	42.786	32.897	1.715	18.163	0.766	9.183	37.276
24	14.088	0.422	22.931	2.362	17.410	42.787	32.898	1.715	18.162	0.766	9.182	37.278

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo.

A partir da Tabela 11 é possível concluir que o agregado monetário M1 é a variável que mais influencia o índice de produção industrial tanto para o modelo com o agregado M1 ponderado como em soma simples. O IPCA, para o modelo com M1 em soma simples, explica aproximadamente 2% e o índice de *commodities* não ultrapassa 1% de explicação do índice de produção industrial. Quando o agregado M1 é considerado em sua forma ponderada sua influência passa a ser ligeiramente maior, explicando 7,1% do índice de produção industrial. A taxa de câmbio reduz a sua importância, explicando 0,5%, o IPCA e a Selic não ultrapassam 1,7%.

Em relação à decomposição da variância do IPCA, o agregado M1 ponderado explica aproximadamente 33% e a taxa Selic 37%. Quando o agregado é considerado em soma simples, a taxa Selic passa a ser a principal variável que explica o IPCA, aproximadamente 43%. Ainda considerando o agregado M1 em soma simples, as variáveis taxa de câmbio e o agregado monetário explicaram respectivamente 17,4% e 14% do IPCA. Por outro lado, considerando o M1 em soma simples, o índice de produção industrial foi a variável que menos explicou o IPCA, não atingindo 1%. Já com M1 ponderado o índice de *commodities* não chegou a explicar 1% da inflação.

Os resultados da decomposição da variância para os modelos estimados com agregado M2 como *proxy* da oferta de moeda são observado na Tabela 12, que considera apenas o período pré Plano Real.

Tabela 12 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M2 no período pré Plano Real.

Índice de Produção Industrial												
Período	GRM2 SS	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC	GRM2 DIV	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC
1	0.812	99.188	0.000	0.000	0.000	0.000	5.278	94.722	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.805	97.749	1.276	0.009	0.161	0.000	5.697	93.299	0.444	0.009	0.178	0.373
3	0.810	95.966	1.459	0.009	0.864	0.893	5.586	91.310	0.559	0.041	1.164	1.340
4	0.805	94.722	1.583	0.040	1.304	1.547	5.542	90.521	0.688	0.074	1.451	1.724
5	0.803	93.882	1.644	0.082	1.583	2.006	5.497	89.786	0.779	0.105	1.707	2.125
6	0.801	93.370	1.678	0.117	1.742	2.292	5.463	89.214	0.849	0.137	1.893	2.445
7	0.800	93.067	1.696	0.140	1.833	2.464	5.436	88.766	0.901	0.162	2.036	2.699
8	0.800	92.892	1.706	0.154	1.884	2.565	5.414	88.418	0.942	0.183	2.147	2.896
9	0.799	92.792	1.712	0.162	1.913	2.622	5.398	88.149	0.973	0.198	2.232	3.050
10	0.799	92.735	1.715	0.167	1.929	2.655	5.385	87.940	0.997	0.211	2.297	3.169
11	0.799	92.703	1.717	0.170	1.938	2.674	5.375	87.779	1.016	0.220	2.348	3.261

(Continua)



Tabela 12 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M2 no período pré Plano Real.

(Continuação)

<b>Índice de Produção Industrial</b>												
<b>Período</b>	<b>GRM2 SS</b>	<b>GRIPROD IND</b>	<b>GR IPCA</b>	<b>GR IC</b>	<b>GRTXDE CAMBIO</b>	<b>GR SELIC</b>	<b>GRM2 DIV</b>	<b>GRIPROD IND</b>	<b>GR IPCA</b>	<b>GR IC</b>	<b>GRTXDE CAMBIO</b>	<b>GR SELIC</b>
12	0.799	92.685	1.718	0.171	1.944	2.684	5.368	87.654	1.031	0.228	2.388	3.333
13	0.799	92.674	1.718	0.172	1.946	2.690	5.362	87.557	1.042	0.233	2.418	3.388
14	0.799	92.669	1.719	0.173	1.948	2.693	5.357	87.481	1.050	0.238	2.442	3.431
15	0.799	92.665	1.719	0.173	1.949	2.695	5.354	87.423	1.057	0.241	2.460	3.464
16	0.799	92.664	1.719	0.173	1.949	2.696	5.351	87.378	1.062	0.244	2.474	3.490
17	0.799	92.663	1.719	0.173	1.950	2.697	5.349	87.342	1.067	0.246	2.486	3.510
18	0.799	92.662	1.719	0.173	1.950	2.697	5.347	87.315	1.070	0.248	2.494	3.526
19	0.799	92.662	1.719	0.173	1.950	2.697	5.346	87.294	1.072	0.249	2.501	3.538
20	0.799	92.662	1.719	0.173	1.950	2.697	5.345	87.277	1.074	0.250	2.506	3.548
21	0.799	92.662	1.719	0.173	1.950	2.698	5.344	87.264	1.076	0.251	2.510	3.555
22	0.799	92.661	1.719	0.173	1.950	2.698	5.344	87.254	1.077	0.251	2.513	3.561
23	0.799	92.661	1.719	0.173	1.950	2.698	5.343	87.247	1.078	0.252	2.516	3.565
24	0.799	92.661	1.719	0.173	1.950	2.698	5.343	87.241	1.078	0.252	2.518	3.569
<b>Inflação</b>												
<b>Período</b>	<b>GRM2 SS</b>	<b>GRIPROD IND</b>	<b>GR IPCA</b>	<b>GR IC</b>	<b>GRTXDE CAMBIO</b>	<b>GR SELIC</b>	<b>GRM2 DIV</b>	<b>GRIPROD IND</b>	<b>GR IPCA</b>	<b>GR IC</b>	<b>GRTXDE CAMBIO</b>	<b>GR SELIC</b>
1	0.048	0.405	99.547	0.000	0.000	0.000	0.432	1.037	98.531	0.000	0.000	0.000
2	0.482	0.154	51.864	0.091	21.346	26.063	0.568	0.559	49.116	0.077	23.675	26.004
3	0.523	0.111	36.655	0.834	26.771	35.106	0.391	0.414	34.196	0.860	28.833	35.306
4	0.526	0.087	30.868	1.604	28.095	38.819	0.316	0.419	28.396	1.669	29.849	39.350
5	0.525	0.078	28.181	2.137	28.443	40.636	0.275	0.439	25.430	2.224	30.060	41.573
6	0.523	0.074	26.809	2.463	28.535	41.596	0.251	0.455	23.698	2.584	30.090	42.922
7	0.522	0.073	26.075	2.652	28.557	42.121	0.235	0.467	22.599	2.822	30.083	43.793
8	0.522	0.072	25.673	2.761	28.561	42.411	0.225	0.475	21.864	2.984	30.071	44.382
9	0.521	0.072	25.450	2.822	28.561	42.574	0.217	0.481	21.353	3.097	30.059	44.793
10	0.521	0.072	25.326	2.857	28.560	42.664	0.212	0.486	20.987	3.178	30.051	45.087
11	0.521	0.072	25.257	2.877	28.559	42.715	0.208	0.489	20.720	3.237	30.044	45.302
12	0.521	0.072	25.218	2.888	28.558	42.744	0.205	0.491	20.522	3.281	30.039	45.461
13	0.521	0.071	25.196	2.894	28.558	42.759	0.203	0.493	20.374	3.314	30.035	45.581
14	0.521	0.071	25.184	2.898	28.558	42.768	0.202	0.494	20.262	3.339	30.032	45.671
15	0.520	0.071	25.177	2.900	28.558	42.773	0.200	0.495	20.176	3.358	30.030	45.740
16	0.520	0.071	25.173	2.901	28.558	42.776	0.200	0.496	20.111	3.373	30.028	45.793
17	0.520	0.071	25.171	2.901	28.558	42.778	0.199	0.496	20.061	3.384	30.027	45.833
18	0.520	0.071	25.170	2.902	28.558	42.779	0.198	0.497	20.022	3.393	30.026	45.864
19	0.520	0.071	25.169	2.902	28.558	42.779	0.198	0.497	19.993	3.399	30.025	45.888
20	0.520	0.071	25.169	2.902	28.558	42.780	0.198	0.497	19.970	3.404	30.025	45.906
21	0.520	0.071	25.169	2.902	28.558	42.780	0.197	0.498	19.952	3.408	30.024	45.921
22	0.520	0.071	25.169	2.902	28.558	42.780	0.197	0.498	19.938	3.411	30.024	45.932
23	0.520	0.071	25.168	2.902	28.558	42.780	0.197	0.498	19.927	3.414	30.024	45.940
24	0.520	0.071	25.168	2.902	28.558	42.780	0.197	0.498	19.919	3.415	30.023	45.947

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo.

Observa-se, a partir da Tabela 12, que ao considerar o agregado M2 em soma simples no modelo a sua influência sobre o índice de produção industrial não atinge 1% até o último período. As demais variáveis também têm pouca influência, sendo a Selic e o índice de *commodities* aquelas que apresentaram maior percentual de explicação para o índice de produção industrial. Nota-se a diferença no comportamento das variáveis quando o agregado M2 em sua forma ponderada foi considerado. Este passou a explicar de 5,3% do índice de produção industrial. A taxa de câmbio, o IPCA e a Selic também aumentaram seu nível de explicação. Observou-se que a inclusão do agregado ponderado torna o comportamento das variáveis mais equilibrado, mas ainda com um nível de explicação baixo para o índice de produção industrial.

Já para a inflação, as variáveis Selic e taxa de câmbio passam a ser as principais variáveis que explicam seu comportamento com explicação de aproximadamente 45% e 30%, respectivamente, quando M2 é considerado em sua forma ponderada. Quando em soma simples a explicação se reduz para 42% e 28%, respectivamente.

Os resultados da decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o período pós Plano Real com os agregados M1 e M2 podem ser observados na Tabela 13 e Tabela 14, respectivamente.

Tabela 13 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M1 no período pós Plano Real.

Índice de Produção Industrial												
Período	GRM1 SS	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC	GRM1 DIV	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC
1	27.949	72.052	0.000	0.000	0.000	0.000	29.069	70.931	0.000	0.000	0.000	0.000
2	25.768	66.284	3.894	0.000	4.049	0.005	26.916	64.331	1.904	0.028	6.212	0.607
3	25.619	65.906	4.150	0.095	4.214	0.017	26.641	63.890	2.188	0.111	6.568	0.604
4	25.554	65.752	4.252	0.095	4.322	0.025	26.549	63.676	2.282	0.116	6.775	0.602
5	25.544	65.724	4.264	0.097	4.338	0.033	26.539	63.639	2.294	0.116	6.806	0.605
6	25.542	65.717	4.265	0.097	4.343	0.037	26.535	63.628	2.297	0.117	6.817	0.607
7	25.541	65.715	4.265	0.097	4.343	0.038	26.534	63.626	2.298	0.117	6.819	0.607
8	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.039	26.534	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
9	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.534	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
10	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
11	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
12	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
13	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
14	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
15	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608

(Continua)

Tabela 13 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M1 no período pós Plano Real.

(Continuação)

Índice de Produção Industrial												
Período	GRM1 SS	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC	GRM1 DIV	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC
16	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
17	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
18	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
19	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
20	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
21	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
22	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
23	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
24	25.541	65.714	4.265	0.097	4.343	0.040	26.533	63.625	2.298	0.117	6.819	0.608
Inflação												
Período	GRM1 SS	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC	GRM1 DIV	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC
1	6.035	4.211	89.754	0.000	0.000	0.000	3.439	2.386	94.174	0.000	0.000	0.000
2	5.711	5.294	86.776	1.398	0.819	0.002	3.177	2.745	87.377	4.300	1.015	1.387
3	5.763	5.291	86.601	1.393	0.928	0.024	3.365	2.728	86.030	4.233	1.447	2.197
4	5.758	5.289	86.544	1.394	0.974	0.041	3.355	2.738	85.661	4.219	1.530	2.497
5	5.759	5.288	86.529	1.394	0.981	0.049	3.353	2.740	85.557	4.217	1.549	2.584
6	5.759	5.288	86.524	1.394	0.983	0.053	3.352	2.740	85.527	4.216	1.553	2.612
7	5.759	5.288	86.522	1.394	0.983	0.054	3.352	2.740	85.519	4.215	1.554	2.619
8	5.759	5.288	86.522	1.394	0.983	0.055	3.352	2.740	85.517	4.215	1.554	2.622
9	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.055	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.622
10	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.055	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623
11	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.056	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623
12	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.056	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623
13	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.056	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623
14	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.056	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623
15	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.056	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623
16	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.056	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623
17	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.056	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623
18	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.056	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623
19	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.056	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623
20	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.056	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623
21	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.056	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623
22	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.056	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623
23	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.056	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623
24	5.759	5.288	86.521	1.394	0.983	0.056	3.352	2.740	85.516	4.215	1.554	2.623

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo.

Tabela 14 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M2 no período pós Plano Real.

<b>Índice de Produção Industrial</b>												
<b>Período</b>	<b>GRM2SS</b>	<b>GRIPROD IND</b>	<b>GR IPCA</b>	<b>GR IC</b>	<b>GRTXDE CAMBIO</b>	<b>GR SELIC</b>	<b>GRM2 DIV</b>	<b>GRIPROD IND</b>	<b>GR IPCA</b>	<b>GR IC</b>	<b>GRTXDE CAMBIO</b>	<b>GR SELIC</b>
1	6.888	93.112	0.000	0.000	0.000	0.000	10.795	89.205	0.000	0.000	0.000	0.000
2	6.105	85.505	4.335	0.006	0.060	3.989	9.617	81.208	1.468	0.022	7.594	0.091
3	6.120	85.182	4.511	0.067	0.060	4.060	9.592	80.789	1.514	0.028	7.880	0.197
4	6.111	84.970	4.617	0.068	0.065	4.169	9.576	80.625	1.521	0.029	8.009	0.241
5	6.111	84.940	4.626	0.070	0.071	4.181	9.572	80.587	1.520	0.029	8.019	0.274
6	6.111	84.930	4.628	0.070	0.075	4.185	9.570	80.570	1.520	0.029	8.021	0.290
7	6.111	84.928	4.628	0.070	0.078	4.186	9.569	80.563	1.520	0.029	8.021	0.298
8	6.111	84.927	4.628	0.070	0.078	4.186	9.568	80.559	1.521	0.029	8.021	0.302
9	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.557	1.521	0.029	8.021	0.304
10	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.556	1.521	0.029	8.021	0.305
11	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.556	1.521	0.029	8.020	0.306
12	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.555	1.521	0.029	8.020	0.306
13	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.555	1.521	0.029	8.020	0.306
14	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.555	1.521	0.029	8.020	0.306
15	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.555	1.521	0.029	8.020	0.306
16	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.555	1.521	0.029	8.020	0.306
17	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.555	1.521	0.029	8.020	0.306
18	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.555	1.521	0.029	8.020	0.306
19	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.555	1.521	0.029	8.020	0.306
20	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.555	1.521	0.029	8.020	0.306
21	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.555	1.521	0.029	8.020	0.306
22	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.555	1.521	0.029	8.020	0.306
23	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.555	1.521	0.029	8.020	0.306
24	6.111	84.926	4.628	0.070	0.079	4.186	9.568	80.555	1.521	0.029	8.020	0.306
<b>Inflação</b>												
<b>Período</b>	<b>GRM2SS</b>	<b>GRIPROD IND</b>	<b>GR IPCA</b>	<b>GR IC</b>	<b>GRTXDE CAMBIO</b>	<b>GR SELIC</b>	<b>GRM2 DIV</b>	<b>GRIPROD IND</b>	<b>GR IPCA</b>	<b>GR IC</b>	<b>GRTXDE CAMBIO</b>	<b>GR SELIC</b>
1	0.389	0.250	99.361	0.000	0.000	0.000	3.589	0.125	96.286	0.000	0.000	0.000
2	4.238	0.765	93.107	1.283	0.008	0.599	3.158	0.742	84.922	0.572	6.459	4.146
3	4.265	0.785	92.727	1.282	0.087	0.855	2.992	0.719	80.378	0.542	8.650	6.719
4	4.268	0.784	92.591	1.284	0.142	0.930	2.934	0.747	78.713	0.548	8.940	8.118
5	4.268	0.786	92.543	1.284	0.173	0.945	2.910	0.750	78.017	0.546	8.966	8.812
6	4.268	0.787	92.526	1.283	0.187	0.949	2.899	0.753	77.696	0.546	8.949	9.157
7	4.268	0.787	92.519	1.283	0.194	0.950	2.893	0.755	77.545	0.546	8.936	9.325
8	4.268	0.787	92.516	1.283	0.196	0.950	2.890	0.755	77.472	0.547	8.928	9.407
9	4.268	0.787	92.515	1.283	0.197	0.950	2.889	0.756	77.437	0.547	8.924	9.448
10	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.420	0.547	8.922	9.467
11	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.412	0.547	8.921	9.477
12	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.408	0.547	8.921	9.481

(Continua)

Tabela 14 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M2 no período pós Plano Real.

(Continuação)

Inflação												
Período	GRM2SS	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC	GRM2 DIV	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC
13	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.406	0.547	8.920	9.484
14	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.405	0.547	8.920	9.485
15	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.404	0.547	8.920	9.485
16	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.404	0.547	8.920	9.485
17	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.404	0.547	8.920	9.486
18	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.404	0.547	8.920	9.486
19	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.404	0.547	8.920	9.486
20	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.404	0.547	8.920	9.486
21	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.404	0.547	8.920	9.486
22	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.404	0.547	8.920	9.486
23	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.404	0.547	8.920	9.486
24	4.268	0.787	92.515	1.283	0.198	0.950	2.888	0.756	77.404	0.547	8.920	9.486

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo

Ao observar a decomposição da variância do agregado M2 em soma simples, sua influência sobre do IPCA é de aproximadamente 4%, enquanto quando ponderado é de apenas 2,8%. O índice de produção industrial e o índice de *commodities* foram as variáveis que menos explicaram o IPCA quando o agregado M2 foi considerado no modelo. Em relação a decomposição da variância do índice de produção industrial o agregado ponderado tem maior influência, explicando 9,5% contra 6% de quando o agregado M1 foi considerado em soma simples.

Ao comparar a decomposição da variância nos períodos pré e pós Plano Real considerando agregado M1 em soma simples, observa-se aumento significativo da explicação do próprio agregado monetário no período pós Plano Real, chegando a explicar 25% da variância do produto.

Os resultados da decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o período pré e pós crise de 2008 com os agregados M1 e M2 podem ser observados no anexo do presente estudo. De forma geral, no período pré crise de 2008 o agregado monetário M1 em soma simples apresentou grande influência sobre o índice de produção industrial, bem como o agregado M1 ponderado. Em ambos modelos o agregado M1 foi o que apresentou maior influência sobre o índice de produção industrial. Em relação a decomposição do IPCA com o agregado M1 em soma simples e ponderado, o índice de *commodities* foi a variável com maior influência. Ainda no período pré crise de 2008, mas

com o agregado M2 no modelos, observou-se que o IPCA passa a ser a principal variável que explica o índice produção industrial, 2,3% com o agregado M2 em soma simples. Já na decomposição do IPCA o agregado monetário se destaca explicando 2% com o agregado M2 em soma simples e 6,5% com o agregado ponderado.

A análise do período pós crise de 2008 mostra que algumas variáveis como o índice de *commodities* aumentaram sua influência sobre o índice de produção industrial e sobre o IPCA. Observou-se na decomposição da variância do índice de produção industrial que a taxa de câmbio passou a exercer a maior influência, chegando a explicando 14,5% com o agregado M1 ponderado e 15% com o agregado M1 em soma simples. Com a inclusão do agregado M2 nos modelos, observou-se 13,6% de influência do próprio agregado monetário no modelo com o agregado M2 ponderado e 6,6% com o agregado M2 em soma simples. Na decomposição do IPCA o índice de *commodities* se destaca quando o modelo considera o agregado M2, explicando 12,2% quando em soma simples e 15,8% quando ponderado.

Uma vez desenvolvida a análise da decomposição da variância para cada um dos modelos para os subperíodos estimados é interessante que se observe a influência das variáveis no modelo construído considerado o período de 1980 à 2013. Logo, o resultado da decomposição da variância para os agregados M1 e M2 ponderados e em soma simples pode ser observado na Tabela 15 e na Tabela 16, respectivamente.

Tabela 15 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M1 no período entre fev/1980 e dez/2013.

Índice de Produção Industrial												
Período	GRM1 SS	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC	GRM1 DIV	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC
1	6.414	93.586	0.000	0.000	0.000	0.000	4.817	95.183	0.000	0.000	0.000	0.000
2	6.221	92.887	0.129	0.510	0.000	0.254	4.752	94.296	0.167	0.505	0.001	0.278
3	6.208	92.768	0.157	0.524	0.064	0.278	4.750	94.168	0.188	0.517	0.067	0.311
4	6.214	92.680	0.194	0.528	0.079	0.305	4.766	94.082	0.218	0.522	0.082	0.330
5	6.216	92.603	0.219	0.528	0.092	0.342	4.773	94.014	0.239	0.522	0.092	0.360
6	6.219	92.538	0.241	0.528	0.100	0.375	4.781	93.956	0.256	0.522	0.098	0.387
7	6.222	92.484	0.258	0.527	0.106	0.403	4.788	93.907	0.270	0.522	0.104	0.410
8	6.224	92.439	0.272	0.527	0.111	0.427	4.795	93.866	0.281	0.521	0.108	0.429
9	6.226	92.403	0.283	0.527	0.115	0.446	4.800	93.832	0.291	0.521	0.111	0.445
10	6.228	92.373	0.293	0.527	0.118	0.462	4.804	93.804	0.299	0.521	0.113	0.459
11	6.229	92.348	0.300	0.527	0.121	0.475	4.807	93.782	0.305	0.521	0.116	0.470
12	6.230	92.329	0.307	0.527	0.123	0.485	4.810	93.763	0.310	0.521	0.117	0.479
13	6.231	92.312	0.312	0.527	0.125	0.494	4.812	93.747	0.314	0.521	0.119	0.486
14	6.232	92.299	0.316	0.527	0.126	0.501	4.814	93.735	0.318	0.521	0.120	0.492

(Continua)

Tabela 15 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M1 no período entre fev/1980 e dez/2013.

(Continuação)

Inflação												
Período	GRM1	GRIPROD	GR	GR	GRTXDE	GR	GRM1	GRIPROD	GR	GR	GRTXDE	GR
	SS	IND	IPCA	IC	CAMBIO	SELIC	DIV	IND	IPCA	IC	CAMBIO	SELIC
15	6.232	92.288	0.319	0.527	0.127	0.506	4.816	93.724	0.321	0.521	0.121	0.497
16	6.233	92.280	0.322	0.527	0.128	0.511	4.817	93.715	0.323	0.521	0.122	0.502
17	6.233	92.273	0.324	0.527	0.129	0.515	4.818	93.708	0.325	0.521	0.122	0.505
18	6.233	92.267	0.326	0.527	0.129	0.518	4.819	93.703	0.327	0.521	0.123	0.508
19	6.234	92.262	0.327	0.526	0.130	0.520	4.820	93.698	0.328	0.521	0.124	0.510
20	6.234	92.258	0.329	0.526	0.130	0.523	4.820	93.694	0.329	0.520	0.124	0.512
21	6.234	92.255	0.330	0.526	0.131	0.524	4.821	93.690	0.330	0.520	0.124	0.514
22	6.234	92.252	0.330	0.526	0.131	0.526	4.821	93.688	0.331	0.520	0.124	0.515
23	6.234	92.250	0.331	0.526	0.131	0.527	4.822	93.686	0.332	0.520	0.125	0.516
24	6.234	92.249	0.332	0.526	0.131	0.528	4.822	93.684	0.332	0.520	0.125	0.517
Inflação												
Período	GRM1	GRIPROD	GR	GR	GRTXDE	GR	GRM1	GRIPROD	GR	GR	GRTXDE	GR
	SS	IND	IPCA	IC	CAMBIO	SELIC	DIV	IND	IPCA	IC	CAMBIO	SELIC
1	0.144	0.070	99.787	0.000	0.000	0.000	0.694	0.050	99.255	0.000	0.000	0.000
2	3.708	0.158	65.963	0.001	6.524	23.647	7.176	0.185	64.002	0.003	6.369	22.266
3	6.340	0.319	52.772	0.011	8.025	32.532	11.284	0.320	50.599	0.002	7.713	30.081
4	7.478	0.416	46.948	0.028	8.598	36.532	13.084	0.383	44.711	0.003	8.110	33.709
5	8.104	0.463	43.872	0.041	8.857	38.663	14.072	0.413	41.567	0.006	8.279	35.664
6	8.480	0.491	42.027	0.051	9.001	39.950	14.672	0.430	39.666	0.008	8.369	36.855
7	8.726	0.509	40.824	0.058	9.090	40.792	15.067	0.442	38.418	0.010	8.425	37.639
8	8.896	0.522	39.994	0.064	9.150	41.374	15.341	0.449	37.552	0.011	8.462	38.184
9	9.019	0.531	39.398	0.067	9.193	41.792	15.540	0.455	36.927	0.012	8.489	38.579
10	9.109	0.537	38.957	0.070	9.225	42.101	15.687	0.459	36.461	0.012	8.508	38.872
11	9.178	0.542	38.624	0.072	9.249	42.335	15.800	0.462	36.108	0.013	8.523	39.095
12	9.230	0.546	38.369	0.074	9.267	42.514	15.886	0.464	35.834	0.013	8.534	39.267
13	9.271	0.549	38.170	0.075	9.281	42.654	15.954	0.466	35.621	0.014	8.543	39.402
14	9.303	0.551	38.015	0.076	9.292	42.763	16.008	0.468	35.452	0.014	8.550	39.508
15	9.328	0.553	37.891	0.077	9.301	42.850	16.051	0.469	35.317	0.014	8.556	39.593
16	9.348	0.555	37.793	0.078	9.308	42.918	16.085	0.470	35.209	0.014	8.561	39.661
17	9.364	0.556	37.715	0.078	9.313	42.973	16.113	0.471	35.122	0.014	8.564	39.716
18	9.377	0.557	37.652	0.079	9.318	43.018	16.135	0.471	35.052	0.014	8.567	39.760
19	9.388	0.557	37.602	0.079	9.322	43.053	16.153	0.472	34.995	0.015	8.570	39.796
20	9.396	0.558	37.561	0.079	9.324	43.082	16.168	0.472	34.948	0.015	8.572	39.826
21	9.403	0.558	37.528	0.079	9.327	43.105	16.180	0.473	34.910	0.015	8.573	39.850
22	9.408	0.559	37.501	0.080	9.329	43.124	16.190	0.473	34.880	0.015	8.574	39.869
23	9.413	0.559	37.479	0.080	9.330	43.139	16.198	0.473	34.854	0.015	8.575	39.885
24	9.416	0.559	37.462	0.080	9.332	43.151	16.204	0.473	34.833	0.015	8.576	39.898

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo.

Tabela 16 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M2 no período entre fev/1980 e dez/2013.

<b>Índice de Produção Industrial</b>												
<b>Período</b>	GRM2 SS	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC	GRM2 DIV	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC
1	0.000	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.455	99.545	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.036	98.761	0.344	0.633	0.000	0.227	0.438	98.644	0.100	0.512	0.002	0.304
3	0.040	98.483	0.415	0.642	0.120	0.300	0.453	98.487	0.126	0.527	0.077	0.330
4	0.040	98.298	0.480	0.645	0.158	0.379	0.460	98.402	0.149	0.532	0.098	0.359
5	0.040	98.139	0.522	0.644	0.188	0.466	0.465	98.324	0.167	0.531	0.113	0.399
6	0.040	98.018	0.554	0.644	0.207	0.537	0.469	98.259	0.182	0.531	0.124	0.434
7	0.041	97.925	0.578	0.644	0.221	0.593	0.472	98.206	0.195	0.531	0.132	0.465
8	0.041	97.854	0.595	0.644	0.231	0.635	0.474	98.162	0.205	0.531	0.138	0.491
9	0.041	97.801	0.608	0.644	0.238	0.668	0.476	98.125	0.213	0.531	0.143	0.512
10	0.041	97.761	0.618	0.644	0.244	0.692	0.477	98.096	0.219	0.531	0.147	0.529
11	0.041	97.732	0.626	0.644	0.248	0.710	0.479	98.072	0.225	0.531	0.150	0.543
12	0.041	97.709	0.631	0.644	0.251	0.724	0.480	98.053	0.229	0.531	0.153	0.555
13	0.041	97.692	0.635	0.644	0.254	0.734	0.480	98.037	0.233	0.531	0.155	0.564
14	0.041	97.680	0.638	0.644	0.256	0.742	0.481	98.024	0.236	0.531	0.157	0.572
15	0.041	97.670	0.641	0.644	0.257	0.747	0.482	98.013	0.238	0.531	0.158	0.578
16	0.041	97.663	0.642	0.644	0.258	0.752	0.482	98.004	0.240	0.531	0.160	0.583
17	0.041	97.658	0.644	0.644	0.259	0.755	0.482	97.997	0.241	0.531	0.161	0.587
18	0.041	97.654	0.645	0.644	0.259	0.757	0.483	97.992	0.243	0.531	0.161	0.591
19	0.041	97.651	0.645	0.644	0.260	0.759	0.483	97.987	0.244	0.531	0.162	0.593
20	0.041	97.649	0.646	0.644	0.260	0.761	0.483	97.983	0.245	0.531	0.163	0.596
21	0.041	97.647	0.646	0.644	0.260	0.762	0.483	97.980	0.245	0.531	0.163	0.598
22	0.041	97.646	0.647	0.644	0.260	0.762	0.483	97.978	0.246	0.531	0.163	0.599
23	0.041	97.645	0.647	0.644	0.260	0.763	0.483	97.976	0.246	0.531	0.164	0.600
24	0.041	97.644	0.647	0.644	0.260	0.763	0.484	97.974	0.247	0.531	0.164	0.601

<b>Inflação</b>												
<b>Período</b>	GRM2 SS	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC	GRM2 DIV	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC
1	0.057	0.067	99.876	0.000	0.000	0.000	6.035	0.278	93.687	0.000	0.000	0.000
2	0.131	0.029	67.334	0.025	8.021	24.460	6.330	0.195	60.005	0.025	8.110	25.335
3	0.135	0.019	53.732	0.106	10.565	35.443	6.152	0.171	46.937	0.095	10.521	36.125
4	0.133	0.016	47.552	0.189	11.498	40.611	6.015	0.169	41.056	0.161	11.408	41.192
5	0.132	0.015	44.276	0.254	11.919	43.404	5.924	0.170	37.901	0.213	11.819	43.973
6	0.132	0.015	42.343	0.300	12.141	45.069	5.864	0.171	35.996	0.250	12.044	45.675
7	0.131	0.015	41.118	0.333	12.274	46.130	5.822	0.173	34.749	0.276	12.184	46.796
8	0.131	0.015	40.302	0.355	12.359	46.838	5.792	0.174	33.886	0.296	12.279	47.574
9	0.130	0.015	39.741	0.371	12.417	47.326	5.770	0.175	33.266	0.310	12.345	48.134
10	0.130	0.015	39.345	0.383	12.457	47.670	5.754	0.175	32.807	0.320	12.394	48.549
11	0.130	0.015	39.062	0.391	12.486	47.916	5.742	0.176	32.460	0.328	12.431	48.863
12	0.130	0.015	38.857	0.397	12.507	48.095	5.733	0.176	32.193	0.335	12.459	49.104

(Continua)



Tabela 16 – Decomposição da variância do índice de produção industrial e do IPCA para o modelo com o agregado M2 no período entre fev/1980 e dez/2013.

(Continuação)

Índice de Produção Industrial												
Período	GRM2 SS	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC	GRM2 DIV	GRIPROD IND	GR IPCA	GR IC	GRTXDE CAMBIO	GR SELIC
13	0.130	0.015	38.706	0.401	12.522	48.226	5.725	0.176	31.986	0.339	12.481	49.291
14	0.130	0.015	38.596	0.404	12.533	48.322	5.720	0.177	31.824	0.343	12.499	49.439
15	0.130	0.015	38.514	0.406	12.542	48.393	5.715	0.177	31.695	0.346	12.512	49.555
16	0.130	0.015	38.453	0.408	12.548	48.446	5.711	0.177	31.593	0.349	12.523	49.647
17	0.130	0.015	38.408	0.410	12.552	48.485	5.709	0.177	31.511	0.350	12.532	49.721
18	0.130	0.015	38.374	0.410	12.556	48.515	5.706	0.177	31.445	0.352	12.539	49.781
19	0.130	0.015	38.349	0.411	12.558	48.537	5.704	0.177	31.393	0.353	12.544	49.828
20	0.130	0.015	38.330	0.412	12.560	48.553	5.703	0.177	31.350	0.354	12.549	49.867
21	0.130	0.015	38.316	0.412	12.562	48.565	5.702	0.177	31.316	0.355	12.552	49.898
22	0.130	0.015	38.306	0.412	12.563	48.575	5.701	0.177	31.288	0.356	12.555	49.923
23	0.130	0.015	38.298	0.413	12.563	48.581	5.700	0.177	31.265	0.356	12.558	49.944
24	0.130	0.015	38.292	0.413	12.564	48.587	5.699	0.177	31.247	0.357	12.560	49.960

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo.

A decomposição da variância do IPCA para o período entre fevereiro de 1980 e dezembro de 2013 com o agregado M1 ponderado e em soma simples, apontou a taxa Selic como a variável com maior influência sobre o índice de preço da economia. O modelo que considera o agregado M1 em soma simples apresenta explicação de 43,1% da taxa Selic, enquanto a explicação para o modelo com o M1 ponderado foi de 39,8%. Já para o modelo com o agregado M2 em soma simples a Selic explicou 48,5% e quando M2 foi considerado em sua forma ponderada, a mesma explicou 49,9%. Com o agregado M2 em soma simples e ponderado a taxa de câmbio passou a ser a variável com a segunda maior influência na explicação da inflação, com explicação aproximada de 12,5% para o agregado em ambas formas. Para o índice de produção industrial a maior influência também foi da taxa Selic, tanto na forma ponderada do agregado M2 como em soma simples. Entretanto, sua explicação não chegou a atingir 1%.

Considerando o agregado M1 no modelo, tanto em soma simples como ponderado, a maior explicação observada sobre índice de produção industrial foi da oferta de moeda. A taxa Selic foi a variável com maior explicação sobre a inflação considerando os modelos estimados com o agregado M1, explicando 9,4% do IPCA com o agregado em soma simples e 16% com o agregado ponderado. Tratando-se dos agregados menos líquidos, a taxa Selic passou a ser a variável com maior influência sobre o índice de produção industrial. Desta forma, verificou-se que as variáveis que mais influenciam o índice de produtividade

industrial, utilizado como *proxy* do PIB, e o IPCA variam conforme o cenário econômico e o horizonte de tempo considerado para a análise.

## 5 CONCLUSÃO

O desenvolvimento e o consenso na literatura a respeito da política monetária ainda geram controvérsias entre os *policymakers*. Assim, diversos trabalhos empíricos buscaram apresentar diferentes alternativas na condução da política, que ao longo dos anos colocou a taxa de juros como principal instrumento de política quando se adota um regime de metas de inflação. Entretanto, a oferta de moeda retornou ao debate como instrumento de política com a criação da União Europeia, já que as decisões de política levavam em consideração o comportamento dos agregados monetários, mesmo com baixa influência na decisão final.

Por sua vez, os agregados monetários, criticados como instrumento de política, podem de fato influenciar o comportamento da economia. Entretanto, a metodologia padrão adotada por diversas autoridades monetárias ao considerar apenas a soma simples dos ativos que compõem cada um dos agregados pode não apresentar os reais impactos sobre o produto ou os preços da economia, já que o grau de liquidez varia de ativo para ativo. Assim, ao ponderar os agregados pelas respectivas remunerações dos ativos se observa discrepâncias no comportamento dos mesmos, gerando impactos distintos daqueles observados pelos agregados em soma simples.

De forma geral, os agregados ponderados são mais sensíveis às oscilações dos cenários econômicos. A composição dos agregados menos líquidos, M3 e M4, mostrou que a inclusão das respectivas remunerações corrobora tal afirmação, tornando os impactos na economia mais intensos e duradouros. Reflexo de tal sensibilidade é observado principalmente na década de 1980 e na primeira metade da década de 1990, por ser um período com intensas alterações na condução da política econômica. Observou-se, ainda, que, mesmo após a estabilidade econômica, vinda com o Plano Real, os agregados monetários ponderados foram mais sensíveis em períodos de incerteza econômica para o país. As diversas alterações no cenário econômico nacional se refletiram no comportamento dos agregados, revelando maior sensibilidade através do descolamento entre as séries dos agregados em soma simples e ponderados.

Ao observar a possibilidade de se utilizar uma forma alternativa de política com os agregados ponderados pelo índice Divisia, o presente estudo teve como objetivo observar o comportamento de algumas variáveis econômicas frente às inovações na oferta de moeda para o Brasil entre 1980 e 2013. A oferta de moeda foi representada pelos agregados monetários, na sua forma ponderada e em soma simples.

A ponderação dos agregados pelo índice Divisia gerou, de fato, resultados distintos dos observados com os agregados em soma simples. Conforme argumentado na literatura, tal situação se deve à inclusão das respectivas remunerações como ponderadores dos ativos. Ao considerar os agregados como *proxy* da oferta de moeda, é possível estimar funções impulso resposta e verificar como o produto e os preços da economia brasileira, além da taxa de câmbio, índice de *commodities* e taxa Selic, se comportaram ao serem submetidas à um choque de oferta. Foram estimados modelos vetoriais auto regressivos (VAR) de primeira ordem, após a realização dos testes de raiz unitária, de cointegração de *Johansen* e de quebra estrutural. O último levou à inclusão de variáveis binárias nos modelos estimado, obtendo-se assim os parâmetros que representaram as relações de curto prazo.

As funções impulso resposta mostraram que a inclusão dos agregados monetários ponderados gera resultados distintos dos observados em soma simples, mesmo o comportamento das funções sendo muito próximas. As diferenças se dão principalmente na intensidade dos impactos, ou seja, o efeito do choque pode ser intensificado ou mais duradouro quando os agregados ponderados são considerados, refletindo assim maior nível de sensibilidade quando o modelo é estimado com o agregado com tal característica.

A distinção observada entre o comportamento dos modelos quando se utiliza o agregado ponderado e em soma simples, pode indicar que as decisões de política das autoridades monetárias podem ser, em determinadas situações, equivocadas, subestimadas ou superestimadas. Observou-se defasagem na retomada do nível de equilíbrio das variáveis quando ponderadas, podendo-se atribuir à insensibilidade do agregado monetário em soma simples a retomada mais rápida ao seu nível inicial, sendo menos suscetível ao contexto econômico. A ponderação dos agregados indicaram que os mesmos são mais sensíveis ao comportamento da economia.

Apesar das funções impulso resposta apresentarem resultados significativos para o período como um todo, estimou-se modelos para os alguns subperíodos – pré e pós Plano Real e pré e pós crise de 2008 – buscando observar de forma “isolada” o comportamento das variáveis: índice de produção industrial e inflação após um choque monetário. Em relação a taxa de crescimento dos agregados no período pré e pós crise de 2008, observou-se que os agregados M1 e M2 apresentaram comportamento distinto quando considerados em sua forma ponderada e em soma simples. As funções impulso resposta apresentaram comportamento oscilatório para o agregado M1, ao contrário do observado quando submetidas ao choque do agregado M2.

De forma geral a estimação das funções impulso resposta e dos modelos para os subperíodos indicaram que existem fatores distintos que marcam o comportamento dos agregados.

Além das funções impulso resposta, a decomposição da variância foi obtida de forma a verificar o quanto o índice de produção industrial e o IPCA são explicados pelas demais variáveis incorporadas no modelo. A partir da decomposição da variância se verificou que a influência dos agregados se altera de acordo com a forma do agregado monetário considerado no modelo. A taxa Selic se destacou na decomposição da variância do IPCA, refletindo sua importância como instrumento de política para a economia brasileira.

Apesar das análises realizadas para alguns subperíodos, o presente estudo apresenta limitações nas estimações dos modelos por considerar séries históricas mensais muito longas, podendo ser influenciado por características comportamentais específicas de cada uma. A utilização do teste de quebra estrutural buscou amenizar tal efeito através da inclusão de variáveis binárias.

Apesar do comportamento similar da taxa de crescimento dos agregados ponderados e em soma simples, existem diferenças importantes em períodos específicos, como os que precedem recessões, que poderiam ser observadas através de uma metodologia distinta, com termos idiossincráticos. Dessa forma, a consideração de metodologias alternativas da detecção de quebras estruturais, formas de isolar efeitos como o *price puzzle* e a utilização de uma metodologia de isolamento de movimentos comuns dos agregados são desenvolvimentos possíveis para o refinamento no modelo proposto neste trabalho.

Portanto, conclui-se que a consideração dos agregados ponderados leva, de fato, a resultados distintos daqueles observados pelos agregados em soma simples. Tal resultado alerta para a importância dos agregados como instrumento alternativo de política, que conjuntamente com a taxa de juros pode ser utilizado para amenizar as oscilações das variáveis reais da economia. A utilização dos agregados e da taxa de juros fica como sugestão para a orientação da política monetária, já que a taxa Selic aparece como a principal variável que explica o IPCA e os agregados monetários como uma das principais variáveis que explicam o índice de produção industrial. Uma nova orientação para a política monetária considerando tais desdobramentos para os agregados ponderados, além da taxa de juros, poderia ser baseada no acompanhamento do desempenho dos agregados monetários ponderados, como já é realizado nos Estados Unidos e na União Europeia, além das demais variáveis acompanhadas pela autoridade monetária nacional.

## 6 REFERÊNCIAS

ANDERSON, R. G.; JONES, B. A comprehensive revision of the u.s. monetary services (Divisia) indexes. *Federal Reserve Bank of St. Louis*, St. Louis, v. 93, n. 5, p. 325-259, Sept./Oct., 2011.

AIZENMANN, J.; FRANKEL, J. A. Supply shocks wage indexation and monetary accommodation. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, n. 18, p. 304-322, Aug. 1986.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Meios de pagamentos ampliados: reformulação conceitual e metodológica*. Brasília: Banco Central, ago. 2001. (Notas técnicas, n. 3).

BALL, L. *The performance of alternative monetary regimes*. [Baltimore: John Hopkins University], 2009. (Conference Draft).

BARNETT, W. Economic monetary aggregates: an applications of index number and aggregation theory. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, n. 14, p. 11-48, Sept. 1980.

BARNETT, W.; OFFENBACHER, E.; SPINDT, P. New concepts of aggregated money. *The Journal of Finance*, New York, v. 36, n. 2, p. 497-505, May 1981.

BARNETT, W. A. The optimal level of monetary aggregation. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, v. 14, n. 4, Part 2: The Conduct of U.S. Monetary Policy, p. 687-710, Nov. 1982.

BARNETT, W. A.; CHAUVET, M. How better monetary statistics could have signaled the financial crisis. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 161, p. 6-23, 2011.

BARNETT, W. A.; OFFENBACHER, E. K.; SPINDT, P. A. The new divisia monetary aggregates. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 92, n. 6, p. 1049-108, Dec. 1984.

BATCHELOR, R. *A monetary services index for the UK*. London: Department of Economics, City University, 1989.

BATINI, N.; LAXTON, D. *Under what conditions can inflation targeting be adopted? The experience of emerging markets*. [Santiago]: Banco Central de Chile, 2006. (Banco Central de Chile. Documentos de trabajo, n. 406).

BELONGIA, M.; CHRYSTAL, A. An admissible monetary aggregate for the United Kingdom. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, n. 73, p. 497-503, 1991.

BELONGIA, M. T.; IRELAND, P. N. *Instability: monetary and real*. Boston: Boston College, 2013. (NBER Paper Series. Working Paper, n. 830).

BLINDER, A. S. Quantitative easing: entrance and exit strategies. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, St. Louis, v. 92, n. 6, p. 465-479, Nov./Dec., 2010.

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

CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the real plan: stylized facts from SVAR models. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 62, n. 2, p. 123-160, abr./jun. 2008.

COCKERLINE, J.; MURRAY, J. *A comparison of alternative methods for monetary aggregation: some preliminary evidence*. [Ottawa]: Bank of Canada, 1981. (Technical Report, n. 28).

CYSNE, R. P. The n-dimensional Bailey-Divisia measure as a general-equilibrium measure of the welfare costs of inflation. *Economic Letters*, Amsterdam, n. 113, p. 99-102, 2011.

DIEWERT, W. E. Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 4, p. 115-146, 1976.

DIVINO, J. A. C. A. Agregação monetária ponderada: uma análise de causalidade. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 4, n. 4, p. 723-742, 2000.

DREGER, C.; REIMERS, H.-E.; ROFFIA, B. *Long-run money demand in the New EU member states with exchange rate effects*. [Frankfurt]: European Central Bank, May 2006. (NBER Working Paper Series. Working Paper Series, n. 628).

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 3rd ed. Hoboken: Wiley, 2009. (Wiley Series in Probability and Statistic).

FASE, M. Monetary control: the Dutch experience: some reflections on the liquidity ratio. In: van EWIJK, C.; KLANT, J. J. (Ed.). *Monetary conditions for economic recovery*. Dordrecht: Martinus Nijhoff, 1985. p. 95-125.

FAWLEY, B. W.; NEELY, C. J. Four stories of quantitative easing. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, St. Louis, v. 95, n. 1, p. 51-88, Jan./Feb. 2013

FERRARI FILHO, F.; SCHIFINO, L. A. Performance macroeconômica sob o regime de metas de inflação: uma análise para alguns países emergentes selecionados. *Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 28, n. 54, p. 117-140, set. 2010.

FISHER, J. D. M. Credit market imperfections and the heterogeneous response of firms to monetary shocks. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, v. 31, n. 2, p. 187-211, May 1999.

FONSECA NETO, F. A.; ALBUQUERQUE JÚNIOR, J. *Indicadores derivados de agregados monetários*. Brasília: Banco Central do Brasil, set. 2002. (Trabalhos para Discussão, n. 47).

FRIEDMAN, B. M. *Lessons from the 1979-1982 monetary policy experiment*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1984. (NBER Working Paper Series. Working Paper, n. 1272).

FRIEDMAN, B. M. Lessons on monetary policy from the 1980s. *Journal of Economic Perspectives*, Nashville, v. 2, n. 3, p. 71-72, Nov. 1988.

FRIEDMAN, B. M. *Targets and instruments of monetary policy*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1990. (NBER Working Paper Series. Working Paper, n. 2668).

FRIEDMAN, B. M. *The simple analytics of monetary policy: a post-crisis approach*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2013. (NBER Working Paper Series. Working Paper, n. 18960).

FRIEDMAN, M. Monetary policy: theory and practice. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, v. 14, n. 1, p. 98-118, Feb. 1982.

FRIEDMAN, M.; SCHWARTZ, A. J. *Monetary statistics of the United States: estimates, sources, methods*. New York: Columbia University, 1970.

GILLES, C. Comment on the effect of real and monetary shocks in a business cycle model with some sticky prices. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, v. 27, n. 4, Part 2: The Conduct of U.S. Monetary Policy, p. 1235-1236, Nov. 1995.



GONÇALVES, C. E. S.; SALLES, J. M. Inflation targeting in emerging economies: what do the data say? *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 85, n. 1-2, p. 312-318, 2008.

HALL, S. G.; SWAMY, P. A. V. B.; TAVLAS, G. S. Milton Friedman, the demand for money, and the ECB's monetary policy strategy. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, St. Louis, v. 94, n. 3, p. 153-185, May/June, 2012.

HAMILTON, J. D. *Time serie analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HOA, T. V. A Divisia system approach to modelling monetary aggregates. *Economics Letters*, Amsterdam, n. 17, p. 365-368, 1985.

HOTELLING, H. Demand functions with limited budgets. *Econometrica*, New York, n. 3, p. 66-78, 1935.

ISHIDA, K. Divisia monetary aggregates and the demand for money: a japanese case. *Monetary and Economic Studies*, [Tokyo], v. 2, p. 49-80, 1984.

JOYCE, M. A. S.; TONG, M. QE and the gilt market: a disaggregated analysis. *The Economic Journal*, Chichester, n. 122, p. F348-F384, Nov. 2012.

KAVAJECZ, K. The evolution of the Federal Reserve's monetary aggregates: a timeline. *Federal Reserve Bank of St. Louis*, St. Louis, Mar./Apr. 1994.

KONYUS, A. A.; BYUSHGENS, S. S. K probleme pokupatelnoi cili deneg. *Economic Bulletin of the Conjuncture Institute*, Moscow, n. 2, p. 151-171, 1926. [Título em inglês: On the problem of the purchasing power of money, the problems of economic conditions].

LEAHY, J. V. Comment on the effect of real and monetary shocks in a business cycle model with some sticky prices. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, v. 27, n. 4, Part 2: The Conduct of U.S. Monetary Policy, p. 1237-1240, Nov. 1995.

LEAL, P. Q.; SILVA, M. S. S.; CAETANO, S. M. A efetividade do sistema de metas de inflação para a América Latina e Caribe. *Cadernos de Ciências Sociais Aplicadas*, Salvador, n. 13, p. 181-201, 2013.

McCALLUM, B. T. Price level determinacy with an interest rate policy rule and rational expectations. *Journal of Monetary Economics*, Rochester, n. 8, p. 319-329, Nov. 1981.

McCALLUM, B. T.; NELSON, E. Targeting vs. instrument rules for monetary policy. Jun. 2004. (NBER Working Paper, n. 10612).

MELTZER, A. H. Learning about policy from Federal Reserve history. *Cato Journal*, Washington, v. 30, n. 2, p. 279-309, 2010.

NEVES, A. L.; OREIRO, J. L. O regime de metas de inflação: uma abordagem teórica. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 29, n. 1, p. 101-132, jun. 2008.

OHANIAN, L. E.; STOCKMAN, A. C.; KILIAN, L. The effects of real and monetary shocks in a business cycle model with some sticky prices. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, v. 27, n. 4, Part 2: The Conduct of U.S. Monetary Policy, p. 1209-1234, Nov. 1995.

PEARCE, I. F. *A contribution to demand analysis*. Oxford: Clarendon Press, 1964.

POOLE, W. Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model. *Quarterly Journal of Economics*, v. 84, p. 197-216, May 1970.

REINHART, V. Monetary policy in a low-interest-rate environment. In: REICHLIN, L.; WEST, K. (Org.). *NBER International Seminar on Macroeconomics 2009*. Chicago: University of Chicago Press, 2010. p. 346-353

ROMER, D. Keynesian macroeconomics without the LM Curve. *Journal of Economic Perspectives*, Nashville, v. 14, n. 2, p. 149-169, Spring 2000.

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. New measure of monetary shocks: derivation and implications. *The American Economic Review*, Nashville, v. 94, n. 4, p. 1055-1064, Sept. 2004.

ROSSI, J. W. Agregação monetária com o índice de Divisia: aplicação ao caso brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 251-268, ago. 1993.

ROSSI, J. W.; SILVA, M. Índices ponderados de agregados monetários para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 511-532, 1991.

SAMUELSON, P. A. *Foundations of economic analysis*. Cambridge: Harvard University Press, 1947.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Rational expectations, the optimal monetary instruments, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, Chicago, n. 83, p 241-254, Apr. 1975.

SHEPHARD, R. W. *Cost and production functions*. Princeton: Princeton University Press, 1953.

SVENSSON, L. E. O. What is wrong with taylor rules? Using judgment in monetary policy through targenting rules. *Journal of Economic Literature*, Nashville, v. 41, p. 426-477, 2003.

SVENSSON, L. E. O. *Inflation targeting*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2010. (NBER Paper Series. Working Paper, n. 16654).

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Amsterdam, v. 39, p. 195-214, Dec. 1993.

THORNTON, D. L. Monetary policy: why money matters (and interest rates don't). *Journal of Macroeconomics*, Detroit, v. 40, p. 202-213, 2014.

WOLD, H. A synthesis of pure demand analysis. *Scandinavian Actuarial Journal*, Stockholm, n. 27, p. 69-120, 1944.

YUE, P.; FLURI, R. Divisia monetary services indices for Switzerland: are they useful for monetary targeting? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, St. Louis, n. 73, p. 19-33, 1991.

**APÊNDICE**

Tabela A.1 – Informações do modelo estimado com o agregado M1 em soma simples.

<b>Informações</b>						
R-squared	0.545822	0.051425	0.923455	0.168435	0.70335	0.88277
Adj. R-squared	0.537411	0.033859	0.922038	0.153036	0.697856	0.880599
Sum sq. resids	13.17675	1.935448	4259.038	0.349103	1.842813	6592.602
S.E. equation	0.186706	0.071556	3.356679	0.03039	0.069822	4.176212
F-statistic	64.89611	2.927495	651.472	10.93779	128.0327	406.6323
Log likelihood	104.1248	474.3209	-1011.096	804.8773	483.7868	-1095.418
Akaike AIC	-0.498056	-2.416171	5.280289	-4.128898	-2.465217	5.717194
Schwarz SC	-0.41607	-2.334184	5.362275	-4.046912	-2.38323	5.79918
Mean dependent	0.143655	0.003918	7.731395	0.002571	0.075007	8.487172
S.D. dependent	0.274512	0.072799	12.02177	0.033022	0.127025	12.08588

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo.

Tabela A.2 – Informações do modelo estimado com o agregado M1 ponderado.

<b>Informações</b>						
R-squared	0.262923	0.051238	0.921991	0.168555	0.701845	0.881084
Adj. R-squared	0.249274	0.033668	0.920547	0.153158	0.696324	0.878881
Sum sq. resids	0.313176	1.935831	4340.498	0.349052	1.852159	6687.434
S.E. equation	0.028784	0.071563	3.388628	0.030388	0.069999	4.206141
F-statistic	19.26238	2.91625	638.232	10.9472	127.1141	400.1002
Log likelihood	825.8371	474.2828	-1014.752	804.9053	482.8105	-1098.175
Akaike AIC	-4.237498	-2.415973	5.299235	-4.129043	-2.460158	5.731476
Schwarz SC	-4.155512	-2.333987	5.381221	-4.047057	-2.378172	5.813462
Mean dependent	0.015464	0.003918	7.731395	0.002571	0.075007	8.487172
S.D. dependent	0.033221	0.072799	12.02177	0.033022	0.127025	12.08588

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo.

Tabela A.3 – Informações do modelo estimado com o agregado M2 em soma simples.

<b>Informações</b>						
R-squared	0.25411	0.058918	0.919958	0.168277	0.703715	0.881678
Adj. R-squared	0.240297	0.041491	0.918476	0.152874	0.698228	0.879487
Sum sq. resids	192.8252	1.92016	4453.64	0.349169	1.840547	6654.004
S.E. equation	0.714227	0.071273	3.432509	0.030393	0.069779	4.195615
F-statistic	18.39673	3.380761	620.6463	10.92544	128.2567	402.3817
Log likelihood	-413.758	475.8515	-1019.719	804.8406	484.0242	-1097.208
Akaike AIC	2.185274	-2.424101	5.324968	-4.128708	-2.466447	5.726464
Schwarz SC	2.267261	-2.342115	5.406954	-4.046722	-2.38446	5.808451
Mean dependent	0.252541	0.003918	7.731395	0.002571	0.075007	8.487172
S.D. dependent	0.819434	0.072799	12.02177	0.033022	0.127025	12.08588

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo.

Tabela A.4 – Informações do modelo estimado com o agregado M2 ponderado.

<b>Informações</b>						
R-squared	0.724058	0.051549	0.922672	0.167426	0.703797	0.881832
Adj. R-squared	0.718948	0.033985	0.92124	0.152008	0.698311	0.879643
Sum sq. resids	0.723039	1.935195	4302.623	0.349526	1.840038	6645.355
S.E. equation	0.043736	0.071551	3.373811	0.030408	0.06977	4.192887
F-statistic	141.693	2.934936	644.3256	10.85912	128.3072	402.9757
Log likelihood	664.3548	474.3461	-1013.061	804.6434	484.0776	-1096.957
Akaike AIC	-3.400802	-2.416301	5.290471	-4.127686	-2.466723	5.725164
Schwarz SC	-3.318816	-2.334315	5.372457	-4.0457	-2.384737	5.80715
Mean dependent	0.054583	0.003918	7.731395	0.002571	0.075007	8.487172
S.D. dependent	0.082498	0.072799	12.02177	0.033022	0.127025	12.08588

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo.

Tabela A.5 – Teste de quebra estrutural para os modelos dos subperíodos.

<b>Séries</b>	Pré Plano Real: 1980M1 a 1994M05	Pós Plano Real: 1994M06 a 1998M12	Pré Crise de 2008: 1999M01 a 2008M08	Pós Crise de 2008: 2008M09 a 2013M12
grM1.SS	1990M04	1996M01	2008M01	2010M01
grM1.Div	1990M05	1995M01	2003M01	2010M01
grM2.SS	1988M07	1996M01	2004M10	2011M10
grM2.Div	1990M03	1998M01	2000M01	2011M01

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo.

Tabela A.6 – Estimação do VAR com o agregado M1 em soma simples no período pré Plano Real.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM1SS	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRM1SS(-1)	-0.150775 (0.07915) [-1.90497]	0.008333 (0.02651) [ 0.31428]	-0.351674 (1.32767) [-0.26488]	-0.004452 (0.00826) [-0.53912]	-0.026564 (0.0216) [-1.22986]	-4.351833 (1.7886) [-2.43309]
GRIPROD_IND(-1)	0.399117 (0.24048) [ 1.65970]	-0.162964 (0.08056) [-2.02298]	-1.405577 (4.03386) [-0.34844]	0.01397 (0.02509) [ 0.55675]	-0.072836 (0.06563) [-1.10987]	-6.942142 (5.43429) [-1.27747]
GRIPCA(-1)	0.007946 (0.00431) [ 1.84312]	-0.002727 (0.00144) [-1.88839]	-0.033219 (0.07231) [-0.45937]	0.000178 (0.00045) [ 0.39621]	-8.23E-05 (0.00118) [-0.06998]	-0.163843 (0.09742) [-1.68182]
GRIC(-1)	-0.616207 (0.71043) [-0.86737]	-0.001094 (0.23799) [-0.00460]	21.48079 (11.9171) [ 1.80252]	0.319794 (0.07413) [ 4.31417]	0.489568 (0.19388) [ 2.52516]	35.27004 (16.0544) [ 2.19691]
GRTXDECAMBIO(-1)	-0.009107 (0.40963)	0.046016 (0.13722)	7.706062 (6.87132)	-0.068622 (0.04274)	0.197543 (0.11179)	-1.858068 (9.25683)

(Continua)

Tabela A.6 – Estimação do VAR com o agregado M1 em soma simples no período pré Plano Real.

(Continuação)

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRMISS	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
	[-0.02223]	[ 0.33534]	[ 1.12148]	[-1.60555]	[ 1.76713]	[-0.20072]
GRSELIC(-1)	0.011616 (0.00464)	0.000707 (0.00155)	0.927217 (0.0778)	0.000477 (0.00048)	0.00667 (0.00127)	1.121332 (0.10481)
	[ 2.50441]	[ 0.45524]	[ 11.9178]	[ 0.98625]	[ 5.26950]	[ 10.6986]
C	0.004511 (0.02983)	0.020703 (0.00999)	0.811884 (0.50038)	-0.000384 (0.00311)	0.022161 (0.00814)	2.019738 (0.6741)
	[ 0.15124]	[ 2.07180]	[ 1.62253]	[-0.12329]	[ 2.72227]	[ 2.99621]
DUMMY_GRMISS	-0.035471 (0.04428)	0.022207 (0.01483)	-1.413635 (0.7428)	0.003055 (0.00462)	0.019749 (0.01208)	1.455699 (1.00067)
	[-0.80105]	[ 1.49706]	[-1.90312]	[ 0.66122]	[ 1.63428]	[ 1.45472]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.48872	0.078096	0.916683	0.136449	0.769482	0.855983
Adj. R-squared	0.466628	0.038261	0.913082	0.099135	0.759521	0.84976
Sum sq. resids	8.967993	1.006362	2523.457	0.097634	0.667887	4579.736
S.E. equation	0.235283	0.078817	3.946758	0.024549	0.064209	5.316952
F-statistic	22.12171	1.960474	254.6244	3.656783	77.25201	137.5522
Log likelihood	8.862053	194.7843	-470.5144	393.0785	229.6324	-521.1754
Akaike AIC	-0.010142	-2.197462	5.629581	-4.530336	-2.60744	6.225593
Schwarz SC	0.137425	-2.049895	5.777148	-4.382769	-2.459873	6.37316
Mean dependent	0.276895	0.003797	16.44599	-0.001133	0.161289	16.97297
S.D. dependent	0.322162	0.080369	13.38711	0.025865	0.130935	13.71733

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.7 – Estimação do VAR com o agregado M1 ponderado para o período pré Plano Real

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM1DIV	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRM1DIV(-1)	-0.116097 (0.08614)	-0.007749 (0.16447)	-7.400765 (8.30844)	-0.02948 (0.05136)	-0.210132 (0.13365)	-32.56802 (10.9723)
	[-1.34782]	[-0.04711]	[-0.89075]	[-0.57402]	[-1.57223]	[-2.96820]
GRIPROD_IND(-1)	0.028796 (0.04207)	-0.171299 (0.08033)	-2.471115 (4.05813)	0.013661 (0.02508)	-0.079414 (0.06528)	-7.932379 (5.35926)
	[ 0.68443]	[-2.13235]	[-0.60893]	[ 0.54457]	[-1.21652]	[-1.48013]
GRIPCA(-1)	0.000707 (0.00074)	-0.002167 (0.00142)	-0.028086 (0.07162)	0.000213 (0.00044)	2.69E-04 (0.00115)	-0.134339 (0.09458)
	[ 0.95167]	[-1.52862]	[-0.39216]	[ 0.48078]	[ 0.23349]	[-1.42036]
GRIC(-1)	-0.023956	-0.014937	19.77148	0.315501	0.455789	30.29472

(Continua)

Tabela A.7 – Estimação do VAR com o agregado M1 ponderado para o período pré Plano

Real

(Continuação)

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM1DIV	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
	(0.12546)	(0.23956)	(12.1015)	(0.0748)	(0.19467)	(15.9815)
	[-0.19094]	[-0.06235]	[ 1.63380]	[ 4.21767]	[ 2.34136]	[ 1.89561]
GRTXDECAMBIO(-1)	0.126762	0.025923	6.378393	-0.069104	0.189077	-2.869989
	(0.07127)	(0.13609)	(6.8746)	(0.04249)	(0.11059)	(9.07875)
	[ 1.77856]	[ 0.19049]	[ 0.92782]	[-1.62618]	[ 1.70977]	[-0.31612]
GRSELIC(-1)	-0.000809	0.000425	0.921447	0.000396	0.006102	1.047703
	(0.00083)	(0.00159)	(0.08015)	(0.0005)	(0.00129)	(0.10585)
	[-0.97325]	[ 0.26785]	[ 11.4967]	[ 0.79953]	[ 4.73297]	[ 9.89830]
C	0.018036	0.020625	0.965603	0.0000498	0.025568	2.554782
	(0.00561)	(0.01072)	(0.5416)	(0.00335)	(0.00871)	(0.71525)
	[ 3.21219]	[ 1.92377]	[ 1.78288]	[ 0.01488]	[ 2.93476]	[ 3.57189]
DUMMY_GRM1DIV	-0.00314	0.027632	-0.712925	0.003646	0.023999	2.244434
	(0.00777)	(0.01483)	(0.7494)	(0.00463)	(0.01206)	(0.98967)
	[-0.40411]	[ 1.86268]	[-0.95133]	[ 0.78703]	[ 1.99079]	[ 2.26785]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.117198	0.083763	0.915729	0.137413	0.772044	0.860019
Adj. R-squared	0.079052	0.044173	0.912088	0.100141	0.762194	0.85397
Sum sq. resids	0.274335	1.000176	2552.338	0.097525	0.660464	4451.393
S.E. equation	0.041151	0.078574	3.969278	0.024536	0.063851	5.241921
F-statistic	3.072376	2.115748	251.4814	3.686749	78.38031	142.1853
Log likelihood	305.2626	195.3084	-471.4817	393.1735	230.5824	-518.7593
Akaike AIC	-3.497207	-2.203628	5.640961	-4.531453	-2.618616	6.197169
Schwarz SC	-3.34964	-2.056061	5.788528	-4.383886	-2.471049	6.344736
Mean dependent	0.031687	0.003797	16.44599	-0.001133	0.161289	16.97297
S.D. dependent	0.042881	0.080369	13.38711	0.025865	0.130935	13.71733

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* Eviews 6.0.Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.8 – Estimação do VAR com o agregado M2 em soma simples para o período pré Plano Real.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM2SS	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRM2SS(-1)	0.056554	-0.000133	0.172871	0.000167	0.003049	-0.112215
	(0.07642)	(0.00967)	(0.49376)	(0.00304)	(0.00794)	(0.65491)
	[ 0.74008]	[-0.01375]	[ 0.35011]	[ 0.05499]	[ 0.38398]	[-0.17134]
GRIPROD_IND(-1)	-0.024884	-0.181324	-1.791789	0.0188	-0.054335	-4.721328
	(0.61245)	(0.07754)	(3.95731)	(0.02439)	(0.06364)	(5.24888)

(Continua)



Tabela A.8 – Estimação do VAR com o agregado M2 em soma simples para o período pré Plano Real.

(Continuação)

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM2SS	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
	[-0.04063]	[-2.33853]	[-0.45278]	[ 0.77075]	[-0.85376]	[-0.89949]
GRIPCA(-1)	-0.008994 (0.01019) [-0.88229]	-0.002696 (0.00129) [-2.08906]	-0.053415 (0.06587) [-0.81096]	7.24E-05 (0.00041) [ 0.17841]	-0.000906 (0.00106) [-0.85562]	-0.28897 (0.08736) [-3.30770]
GRIC(-1)	-3.664119 (1.85976) [-1.97022]	-0.014721 (0.23545) [-0.06252]	20.57104 (12.0168) [ 1.71186]	0.324118 (0.07407) [ 4.37588]	0.502163 (0.19325) [ 2.59846]	37.18228 (15.9387) [ 2.33282]
GRTXDECAMBIO(-1)	-0.013211 (1.04314) [-0.01266]	0.056253 (0.13206) [ 0.42596]	6.437094 (6.74021) [ 0.95503]	-0.060384 (0.04155) [-1.45345]	0.245512 (0.1084) [ 2.26495]	3.551082 (8.94005) [ 0.39721]
GRSELIC(-1)	0.038432 (0.01247) [ 3.08112]	1.38E-05 (0.00158) [ 0.00876]	0.919402 (0.0806) [ 11.4074]	0.000468 (0.0005) [ 0.94204]	0.006173 (0.0013) [ 4.76216]	1.0704 (0.1069) [ 10.0129]
C	-0.033705 (0.07743) [-0.43532]	0.022935 (0.0098) [ 2.33971]	0.731774 (0.50029) [ 1.46270]	-0.000476 (0.00308) [-0.15431]	0.022107 (0.00805) [ 2.74775]	1.913709 (0.66357) [ 2.88395]
DUMMY_GRM2SS	0.091679 (0.13461) [ 0.68107]	0.038663 (0.01704) [ 2.26871]	0.330853 (0.86978) [ 0.38039]	0.000576 (0.00536) [ 0.10737]	0.026416 (0.01399) [ 1.88846]	3.406619 (1.15366) [ 2.95289]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.381344	0.092754	0.914825	0.133118	0.76972	0.857282
Adj. R-squared	0.354612	0.053552	0.911145	0.09566	0.75977	0.851115
Sum sq. resids	61.78855	0.990362	2579.713	0.09801	0.667195	4538.418
S.E. equation	0.617585	0.078188	3.990508	0.024597	0.064175	5.292913
F-statistic	14.26542	2.366046	248.5672	3.553813	77.35609	139.0151
Log likelihood	-155.1927	196.1465	-472.3885	392.7513	229.7205	-520.4051
Akaike AIC	1.919914	-2.213489	5.65163	-4.526486	-2.608476	6.21653
Schwarz SC	2.067481	-2.065922	5.799197	-4.378919	-2.460909	6.364097
Mean dependent	0.53347	0.003797	16.44599	-0.001133	0.161289	16.97297
S.D. dependent	0.768752	0.080369	13.38711	0.025865	0.130935	13.71733

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.9 – Estimação do VAR com o agregado M2 ponderado para o período pré Plano Real.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM2DIV	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRM2DIV(-1)	-0.11794 (0.07648) [-1.54206]	-0.204377 (0.11467) [-1.78225]	-4.02598 (5.81471) [-0.69238]	-0.005768 (0.03615) [-0.15956]	-0.043545 (0.09542) [-0.45634]	-10.77552 (7.95124) [-1.35520]
GRIPROD_IND(-1)	-0.023332 (0.05206) [-0.44817]	-0.199863 (0.07806) [-2.56046]	-1.703959 (3.958) [-0.43051]	0.016723 (0.02461) [ 0.67961]	-0.051482 (0.06495) [-0.79260]	-4.092329 (5.41231) [-0.75611]
GRIPCA(-1)	-0.003541 (0.00086) [-4.11156]	-0.002144 (0.00129) [-1.66013]	-0.034305 (0.06548) [-0.52392]	7.65E-05 (0.00041) [ 0.18791]	-0.000612 (0.00107) [-0.56931]	-0.244656 (0.08954) [-2.73249]
GRIC(-1)	-0.140432 (0.15646) [-0.89756]	-0.018647 (0.23459) [-0.07949]	20.96206 (11.8952) [ 1.76222]	0.323041 (0.07395) [ 4.36814]	0.512973 (0.19521) [ 2.62785]	38.20176 (16.266) [ 2.34857]
GRTXDECAMBIO(-1)	0.062619 (0.08998) [ 0.69588]	-0.012638 (0.13492) [-0.09367]	6.989683 (6.84129) [ 1.02169]	-0.065427 (0.04253) [-1.53827]	0.230344 (0.11227) [ 2.05172]	2.210925 (9.35503) [ 0.23634]
GRSELIC(-1)	0.006946 (0.00106) [ 6.55488]	1.36E-03 (0.00159) [ 0.85672]	0.945395 (0.08056) [ 11.7347]	0.000497 (0.0005) [ 0.99173]	0.006837 (0.00132) [ 5.17147]	1.165517 (0.11017) [ 10.5796]
C	0.029862 (0.00688) [ 4.34297]	0.027634 (0.01031) [ 2.68049]	0.865406 (0.52276) [ 1.65547]	-0.000375 (0.00325) [-0.11539]	0.022755 (0.00858) [ 2.65253]	2.163663 (0.71483) [ 3.02680]
DUMMY_GRM2DIV	0.088888 (0.01208) [ 7.36072]	0.045034 (0.01811) [ 2.48717]	-0.973153 (0.91811) [-1.05995]	0.003753 (0.00571) [ 0.65758]	0.011069 (0.01507) [ 0.73464]	0.697467 (1.25546) [ 0.55555]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.703108	0.099254	0.916529	0.135704	0.765013	0.851343
Adj. R-squared	0.690279	0.060332	0.912922	0.098358	0.754859	0.84492
Sum sq. resids	0.437379	0.983266	2528.12	0.097718	0.680834	4727.28
S.E. equation	0.05196	0.077907	3.950402	0.02456	0.064828	5.40192
F-statistic	54.80746	2.550119	254.1121	3.633693	75.34281	132.5367
Log likelihood	265.6145	196.7577	-470.6713	393.0053	228.0004	-523.8706
Akaike AIC	-3.030759	-2.220679	5.631428	-4.529474	-2.58824	6.257302
Schwarz SC	-2.883192	-2.073112	5.778995	-4.381907	-2.440673	6.404869
Mean dependent	0.112186	0.003797	16.44599	-0.001133	0.161289	16.97297
S.D. dependent	0.093365	0.080369	13.38711	0.025865	0.130935	13.71733

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.10 – Estimação do VAR com o M1 em soma simples para o período pós Plano Real.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRMISS	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRSELIC	GRTXDECAMBIO
GRMISS(-1)	-0.221604 (0.14657) [-1.51191]	0.013331 (0.05193) [ 0.25673]	0.034523 (0.38876) [ 0.08880]	-0.008933 (0.01414) [-0.63153]	-0.171405 (0.33463) [-0.51222]	-0.01465 (0.00717) [-2.04452]
GRIPROD_IND(-1)	0.342077 (0.436) [ 0.78458]	-0.20054 (0.15446) [-1.29830]	-0.937857 (1.15643) [-0.81099]	0.007917 (0.04208) [ 0.18816]	-1.27907 (0.9954) [-1.28498]	-0.043323 (0.02131) [-2.03254]
GRIPCA(-1)	0.025638 (0.04328) [ 0.59241]	0.037687 (0.01533) [ 2.45812]	0.229384 (0.11478) [ 1.99839]	0.004267 (0.00418) [ 1.02174]	-0.218725 (0.0988) [-2.21379]	-0.002984 (0.00212) [-1.41033]
GRIC(-1)	1.065639 (1.52323) [ 0.69959]	-0.083212 (0.53964) [-0.15420]	3.148661 (4.04014) [ 0.77935]	-0.20632 (0.147) [-1.40358]	1.771894 (3.47756) [ 0.50952]	0.004716 (0.07447) [ 0.06333]
GRSELIC(-1)	0.033647 (0.04587) [ 0.73351]	-0.035821 (0.01625) [-2.20428]	-0.117503 (0.12167) [-0.96578]	-0.004096 (0.00443) [-0.92522]	0.32563 (0.10472) [ 3.10939]	-0.001599 (0.00224) [-0.71304]
GRTXDECAMBIO(-1)	-4.606946 (1.94633) [-2.36699]	-0.058715 (0.68953) [-0.08515]	0.241897 (5.16236) [ 0.04686]	0.082609 (0.18783) [ 0.43981]	-4.671152 (4.44352) [-1.05123]	0.525912 (0.09515) [ 5.52719]
C	-0.03328 (0.10975) [-0.30324]	0.054764 (0.03888) [ 1.40851]	1.785111 (0.29109) [ 6.13249]	0.008848 (0.01059) [ 0.83539]	2.904002 (0.25056) [ 11.5902]	0.016615 (0.00537) [ 3.09681]
DUMMY_GRMISS	0.026415 (0.06997) [ 0.37753]	0.002399 (0.02479) [ 0.09680]	-1.197516 (0.18558) [-6.45275]	-0.010143 (0.00675) [-1.50213]	-1.398056 (0.15974) [-8.75203]	-0.008337 (0.00342) [-2.43724]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.391354	0.160966	0.842306	0.147916	0.868431	0.601352
Adj. R-squared	0.298734	0.033287	0.818309	0.018251	0.84841	0.540688
Sum sq. resids	1.564431	0.196352	11.00574	0.014569	8.154128	0.003739
S.E. equation	0.184416	0.065334	0.489137	0.017797	0.421027	0.009016
F-statistic	4.225366	1.260708	35.10056	1.140754	43.37536	9.912853
Log likelihood	18.99678	75.03177	-33.67737	145.2587	-25.58027	181.9821
Akaike AIC	-0.407288	-2.482658	1.543606	-5.083657	1.243714	-6.44378
Schwarz SC	-0.112624	-2.187994	1.83827	-4.788993	1.538378	-6.149116
Mean dependent	0.074831	0.000599	0.994812	-0.003602	2.632495	0.004545
S.D. dependent	0.220221	0.066449	1.14753	0.017961	1.081371	0.013303

Fonte: Elaboração própria a partir do *software EvIEWS 6.0*.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.11 – Estimação do VAR com o M1 ponderado para o período pós Plano Real.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM1DIV	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRSELIC	GRTXDECAMBIO
GRM1DIV(-1)	-0.368469 (0.14831) [-2.48439]	0.120435 (0.58593) [ 0.20554]	1.086491 (6.04189) [ 0.17983]	-0.085855 (0.16395) [-0.52366]	-6.254106 (6.11206) [-1.02324]	-0.104587 (0.08844) [-1.18256]
GRIPROD_IND(-1)	-0.02738 (0.04126) [-0.66360]	-0.178461 (0.163) [-1.09484]	-0.522769 (1.6808) [-0.31102]	0.019244 (0.04561) [ 0.42194]	-1.501951 (1.70032) [-0.88333]	-0.030538 (0.0246) [-1.24123]
GRIPCA(-1)	-0.000498 (0.00383) [-0.13023]	0.041424 (0.01512) [ 2.73949]	0.023435 (0.15592) [ 0.15030]	0.003312 (0.00423) [ 0.78284]	-0.453622 (0.15773) [-2.87589]	-0.004217 (0.00228) [-1.84768]
GRIC(-1)	0.120199 (0.1322) [ 0.90920]	-0.096315 (0.52229) [-0.18441]	8.547087 (5.3856) [ 1.58703]	-0.17102 (0.14614) [-1.17024]	8.14224 (5.44814) [ 1.49450]	0.02786 (0.07883) [ 0.35340]
GRSELIC(-1)	-0.000108 (0.00382) [-0.02823]	-0.033889 (0.01511) [-2.24295]	0.172246 (0.1558) [ 1.10557]	-0.000788 (0.00423) [-0.18636]	0.656319 (0.15761) [ 4.16429]	0.00101 (0.00228) [ 0.44308]
GRTXDECAMBIO(-1)	0.105212 (0.22359) [ 0.47055]	-0.626655 (0.88334) [-0.70942]	-9.541709 (9.10858) [-1.04755]	-0.176378 (0.24717) [-0.71360]	-15.71048 (9.21436) [-1.70500]	0.36177 (0.13333) [ 2.71333]
C	0.036632 (0.01649) [ 2.22112]	0.01092 (0.06516) [ 0.16759]	0.942889 (0.67187) [ 1.40338]	-0.014585 (0.01823) [-0.79998]	2.035671 (0.67967) [ 2.99507]	-0.000987 (0.00983) [-0.10037]
DUMMY_GRM1DIV	-0.032127 (0.01402) [-2.29191]	0.043518 (0.05538) [ 0.78583]	-0.525927 (0.57103) [-0.92101]	0.010801 (0.0155) [ 0.69707]	-0.698254 (0.57766) [-1.20875]	0.007204 (0.00836) [ 0.86180]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.281095	0.170754	0.704345	0.111384	0.659284	0.528594
Adj. R-squared	0.171697	0.044564	0.659354	-0.02384	0.607436	0.456858
Sum sq. resids	0.012434	0.194061	20.63424	0.015194	21.11629	0.004421
S.E. equation	0.016441	0.064952	0.669754	0.018174	0.677532	0.009804
F-statistic	2.569461	1.35315	15.65527	0.823701	12.7157	7.368637
Log likelihood	149.538	75.34858	-50.64781	144.1253	-51.27131	177.4558
Akaike AIC	-5.242148	-2.494392	2.172141	-5.041678	2.195234	-6.27614
Schwarz SC	-4.947484	-2.199728	2.466805	-4.747014	2.489898	-5.981475
Mean dependent	0.005366	0.000599	0.994812	-0.003602	2.632495	0.004545
S.D. dependent	0.018065	0.066449	1.14753	0.017961	1.081371	0.013303

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.12 – Estimação do VAR com o M2 em soma simples para o período pós plano Real.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM2SS	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRM2SS(-1)	-0.137256 (0.1442) [-0.95187]	0.00379 (0.00777) [ 0.48771]	-0.068754 (0.05741) [-1.19762]	-0.001217 (0.00212) [-0.57324]	-0.000543 (0.00112) [-0.48517]	-0.050251 (0.04977) [-1.00966]
GRIPROD_IND(-1)	1.902724 (2.72737) [ 0.69764]	-0.23339 (0.147) [-1.58773]	-0.656393 (1.08586) [-0.60449]	0.023756 (0.04015) [ 0.59173]	-0.024122 (0.02117) [-1.13940]	-0.84964 (0.94137) [-0.90256]
GRIPCA(-1)	-0.164381 (0.27989) [-0.58731]	0.038882 (0.01508) [ 2.57752]	0.222432 (0.11143) [ 1.99610]	0.003636 (0.00412) [ 0.88251]	-0.003833 (0.00217) [-1.76442]	-0.234278 (0.0966) [-2.42511]
GRIC(-1)	-2.494058 (9.92612) [-0.25126]	-0.057466 (0.53498) [-0.10742]	3.029658 (3.95193) [ 0.76663]	-0.220445 (0.14611) [-1.50878]	-0.015017 (0.07705) [-0.19489]	1.437279 (3.42605) [ 0.41951]
GRTXDECAMBIO(-1)	-16.43693 (11.6518) [-1.41068]	-0.113011 (0.62799) [-0.17996]	-0.288888 (4.63898) [-0.06227]	0.12556 (0.17151) [ 0.73208]	0.603565 (0.09045) [ 6.67316]	-3.980606 (4.02168) [-0.98979]
GRSELIC(-1)	0.336787 (0.30215) [ 1.11463]	-0.036424 (0.01628) [-2.23665]	-0.102722 (0.1203) [-0.85390]	-0.003967 (0.00445) [-0.89203]	-0.001691 (0.00235) [-0.72083]	0.333686 (0.10429) [ 3.19962]
C	-1.328536 (0.72175) [-1.84070]	0.055884 (0.0389) [ 1.43660]	1.758666 (0.28736) [ 6.12018]	0.008592 (0.01062) [ 0.80871]	0.016738 (0.0056) [ 2.98753]	2.889044 (0.24912) [ 11.5971]
DUMMY_GRM2SS	0.873907 (0.45672) [ 1.91345]	0.003614 (0.02462) [ 0.14683]	-1.205081 (0.18184) [-6.62731]	-0.010776 (0.00672) [-1.60298]	-0.009178 (0.00355) [-2.58883]	-1.413884 (0.15764) [-8.96913]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.116218	0.164086	0.847048	0.146624	0.56734	0.87055
Adj. R-squared	-0.01827	0.036882	0.823773	0.016763	0.501501	0.850851
Sum sq. resids	67.34408	0.195622	10.67478	0.014591	0.004058	8.022843
S.E. equation	1.209959	0.065212	0.481727	0.01781	0.009392	0.417624
F-statistic	0.864151	1.289942	36.39253	1.12908	8.617023	44.19268
Log likelihood	-82.58512	75.13237	-32.85299	145.2178	179.7715	-25.14202
Akaike AIC	3.355004	-2.486384	1.513074	-5.082143	-6.361908	1.227482
Schwarz SC	3.649669	-2.19172	1.807738	-4.787478	-6.067244	1.522146
Mean dependent	-0.044099	0.000599	0.994812	-0.003602	0.004545	2.632495
S.D. dependent	1.199056	0.066449	1.14753	0.017961	0.013303	1.081371

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.13 – Estimação do VAR com o M2 ponderado para o período pós Plano Real.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM2DIV	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRSELIC	GRTXDECAMBIO
GRM2DIV(-1)	0.281954 (0.13948) [ 2.02148]	-0.174449 (0.5751) [-0.30334]	-2.699714 (5.34255) [-0.50532]	-0.133137 (0.15115) [-0.88085]	-4.314602 (5.83689) [-0.73920]	-0.088953 (0.08692) [-1.02334]
GRIPROD_IND(-1)	0.036334 (0.03509) [ 1.03534]	-0.230778 (0.1447) [-1.59487]	-0.439522 (1.34423) [-0.32697]	0.017254 (0.03803) [ 0.45369]	-0.561571 (1.46861) [-0.38238]	-0.026831 (0.02187) [-1.22678]
GRIPCA(-1)	-0.003418 (0.00373) [-0.91509]	0.043968 (0.0154) [ 2.85518]	-0.10856 (0.14306) [-0.75887]	-0.001535 (0.00405) [-0.37916]	-0.550766 (0.15629) [-3.52396]	-0.006313 (0.00233) [-2.71246]
GRIC(-1)	0.065709 (0.13222) [ 0.49698]	0.05374 (0.54516) [ 0.09858]	3.230734 (5.0644) [ 0.63793]	-0.293743 (0.14328) [-2.05017]	3.733646 (5.53301) [ 0.67480]	-0.018293 (0.0824) [-0.22200]
GRSELIC(-1)	0.005784 (0.00399) [ 1.44849]	-0.038997 (0.01647) [-2.36837]	0.365913 (0.15296) [ 2.39217]	0.002941 (0.00433) [ 0.67966]	0.83991 (0.16712) [ 5.02590]	0.002475 (0.00249) [ 0.99468]
GRTXDECAMBIO(-1)	-0.417237 (0.13523) [-3.08548]	-0.237923 (0.55756) [-0.42672]	-14.6849 (5.17963) [-2.83512]	0.000957 (0.14654) [ 0.00653]	-22.7826 (5.6589) [-4.02598]	0.468976 (0.08427) [ 5.56492]
C	0.001403 (0.00638) [ 0.21979]	0.057543 (0.02632) [ 2.18592]	0.323168 (0.24455) [ 1.32150]	-0.005414 (0.00692) [-0.78258]	1.193805 (0.26717) [ 4.46829]	0.005188 (0.00398) [ 1.30390]
DUMMY_GRM2DIV	-0.007892 (0.00592) [-1.33242]	0.024985 (0.02442) [ 1.02309]	-0.806653 (0.22686) [-3.55570]	-0.017792 (0.00642) [-2.77218]	-0.579703 (0.24785) [-2.33890]	-0.00574 (0.00369) [-1.55513]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.452708	0.18206	0.763309	0.226731	0.681855	0.53375
Adj. R-squared	0.369424	0.057591	0.727291	0.10906	0.633441	0.462799
Sum sq. resids	0.011259	0.191415	16.51905	0.013222	19.71746	0.004373
S.E. equation	0.015645	0.064507	0.599258	0.016954	0.654706	0.00975
F-statistic	5.435741	1.46269	21.19234	1.92682	14.08399	7.522787
Log likelihood	152.2172	75.71925	-44.64199	147.8793	-49.42074	177.7527
Akaike AIC	-5.341378	-2.50812	1.949704	-5.180716	2.126694	-6.287137
Schwarz SC	-5.046714	-2.213456	2.244368	-4.886052	2.421358	-5.992473
Mean dependent	0.01431	0.000599	0.994812	-0.003602	2.632495	0.004545
S.D. dependent	0.019702	0.066449	1.14753	0.017961	1.081371	0.013303

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.14 – Estimação do VAR com o M1 em soma simples para o período pré crise de 2008.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRMISS	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRMISS(-1)	-0.178037 (0.10134) [-1.75689]	-0.1781 (0.04372) [-4.07399]	0.494859 (0.30815) [ 1.60591]	-0.007819 (0.03093) [-0.25280]	0.048035 (0.04955) [ 0.96949]	-0.088083 (0.11867) [-0.74224]
GRMISS(-2)	0.034978 (0.09863) [ 0.35463]	-0.288822 (0.04255) [-6.78781]	0.131223 (0.29993) [ 0.43752]	-0.00698 (0.03011) [-0.23185]	0.047468 (0.04823) [ 0.98429]	-0.562361 (0.11551) [-4.86868]
GRIPROD_IND(-1)	0.843076 (0.25852) [ 3.26116]	-0.586567 (0.11153) [-5.25950]	0.017557 (0.78612) [ 0.02233]	-0.059018 (0.07891) [-0.74793]	0.049947 (0.1264) [ 0.39515]	-1.346931 (0.30275) [-4.44906]
GRIPROD_IND(-2)	0.810917 (0.20626) [ 3.93149]	-0.191859 (0.08898) [-2.15618]	0.005287 (0.62721) [ 0.00843]	-0.03149 (0.06296) [-0.50019]	0.12209 (0.10085) [ 1.21062]	-0.326363 (0.24155) [-1.35114]
GRIPCA(-1)	0.065425 (0.03187) [ 2.05291]	-0.001293 (0.01375) [-0.09407]	0.675812 (0.09691) [ 6.97356]	0.011436 (0.00973) [ 1.17569]	-0.022754 (0.01558) [-1.46027]	0.080645 (0.03732) [ 2.16082]
GRIPCA(-2)	-0.039596 (0.03314) [-1.19472]	-0.027857 (0.0143) [-1.94839]	-0.052708 (0.10078) [-0.52300]	-0.010539 (0.01012) [-1.04184]	0.018849 (0.0162) [ 1.16316]	-0.0033 (0.03881) [-0.08502]
GRIC(-1)	0.081527 (0.37055) [ 0.22001]	0.191818 (0.15986) [ 1.19994]	1.275514 (1.12679) [ 1.13199]	0.153679 (0.1131) [ 1.35875]	-0.037002 (0.18118) [-0.20423]	-0.386118 (0.43394) [-0.88979]
GRIC(-2)	-0.820875 (0.3712) [-2.21139]	0.186569 (0.16014) [ 1.16506]	1.226077 (1.12877) [ 1.08620]	-0.146627 (0.1133) [-1.29413]	0.137735 (0.18149) [ 0.75890]	0.14758 (0.4347) [ 0.33950]
GRTXDECAMBIO(-1)	0.112079 (0.20459) [ 0.54782]	0.101524 (0.08826) [ 1.15029]	0.069095 (0.62213) [ 0.11106]	-0.058167 (0.06245) [-0.93146]	-0.127366 (0.10003) [-1.27325]	0.677114 (0.23959) [ 2.82614]
GRTXDECAMBIO(-2)	0.049597 (0.14082) [ 0.35220]	0.122065 (0.06075) [ 2.00929]	1.695329 (0.42822) [ 3.95905]	-0.020528 (0.04298) [-0.47758]	-0.011552 (0.06885) [-0.16777]	0.894151 (0.16491) [ 5.42201]
GRSELIC(-1)	-0.215767 (0.0893) [-2.41631]	-0.002461 (0.03852) [-0.06388]	-0.213646 (0.27153) [-0.78681]	0.004025 (0.02726) [ 0.14767]	-0.046701 (0.04366) [-1.06966]	0.733474 (0.10457) [ 7.01409]
GRSELIC(-2)	0.116549 (0.08443) [ 1.38037]	0.017728 (0.03642) [ 0.48672]	0.204839 (0.25675) [ 0.79783]	-0.008842 (0.02577) [-0.34311]	0.036273 (0.04128) [ 0.87867]	0.063077 (0.09888) [ 0.63794]
C	0.151024 (0.0513) [ 2.94420]	0.013799 (0.02213) [ 0.62358]	0.17584 (0.15598) [ 1.12732]	0.017658 (0.01566) [ 1.12784]	0.012186 (0.02508) [ 0.48589]	0.249567 (0.06007) [ 4.15458]

(Continua)

Tabela A.14 – Estimação do VAR com o M1 em soma simples para o período pré crise de 2008.

(Continuação)

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM1SS	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
DUMMY_GRM1SS	-0.082803 (0.04936) [-1.67765]	0.001618 (0.02129) [ 0.07597]	-0.093287 (0.15009) [-0.62156]	0.015832 (0.01506) [ 1.05092]	-0.016537 (0.02413) [-0.68526]	-0.043686 (0.0578) [-0.75582]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.348563	0.508738	0.509588	0.083972	0.118722	0.875287
Adj. R-squared	0.263876	0.444873	0.445834	-0.035112	0.004156	0.859074
Sum sq. resids	1.256844	0.233904	11.62169	0.117092	0.300458	1.723634
S.E. equation	0.112109	0.048364	0.340906	0.034219	0.054814	0.131287
F-statistic	4.115903	7.965937	7.993085	0.705147	1.036277	53.98753
Log likelihood	95.17389	191.0164	-31.60944	230.4574	176.7439	77.17153
Akaike AIC	-1.424103	-3.10555	0.800166	-3.797499	-2.855155	-1.108273
Schwarz SC	-1.088079	-2.769526	1.13619	-3.461474	-2.519131	-0.772248
Mean dependent	0.023996	0.007228	0.576491	0.011646	-0.000612	1.360288
S.D. dependent	0.130667	0.064912	0.457947	0.033633	0.054928	0.349725

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* Eviews 6.0.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.15 – Estimação do VAR com o M1 ponderado para o período pré crise de 2008.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM1DIV	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRM1DIV(-1)	-0.175036 (0.09841) [-1.77866]	-2.17233 (0.55054) [-3.94582]	6.289928 (3.88528) [ 1.61891]	-0.054723 (0.3916) [-0.13974]	0.462902 (0.58773) [ 0.78761]	-0.332249 (1.49412) [-0.22237]
GRM1DIV(-2)	0.05084 (0.09676) [ 0.52543]	-3.752281 (0.54131) [-6.93189]	2.389027 (3.82012) [ 0.62538]	-0.051748 (0.38503) [-0.13440]	0.572691 (0.57788) [ 0.99103]	-6.768364 (1.46906) [-4.60727]
GRIPROD_IND(-1)	0.068694 (0.01966) [ 3.49365]	-0.569399 (0.11) [-5.17636]	-0.019943 (0.77629) [-0.02569]	-0.049894 (0.07824) [-0.63767]	0.003572 (0.11743) [ 0.03042]	-1.221977 (0.29853) [-4.09331]
GRIPROD_IND(-2)	0.06427 (0.01577) [ 4.07539]	-0.187926 (0.08823) [-2.13006]	0.020771 (0.62263) [ 0.03336]	-0.029396 (0.06276) [-0.46842]	0.102177 (0.09419) [ 1.08484]	-0.27858 (0.23944) [-1.16348]
GRIPCA(-1)	0.005866 (0.00245) [ 2.39736]	-0.00158 (0.01369) [-0.11542]	0.65945 (0.09661) [ 6.82599]	0.01319 (0.00974) [ 1.35456]	-0.029087 (0.01461) [-1.99032]	0.080804 (0.03715) [ 2.17497]
GRIPCA(-2)	-0.004666 (0.00254) [-1.83743]	-0.026225 (0.01421) [-1.84615]	-0.05346 (0.10025) [-0.53326]	-0.009971 (0.0101) [-0.98680]	0.018804 (0.01517) [ 1.23994]	-0.000879 (0.03855) [-0.02281]

(Continua)



Tabela A.15 – Estimação do VAR com o M1 ponderado para o período pré crise de 2008.

(Continuação)

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM1DIV	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRIC(-1)	-0.003917 (0.02808) [-0.13948]	0.210078 (0.1571) [ 1.33725]	1.230129 (1.10866) [ 1.10956]	0.167276 (0.11174) [ 1.49697]	0.014912 (0.16771) [ 0.08891]	-0.497666 (0.42635) [-1.16728]
GRIC(-2)	-0.080004 (0.02762) [-2.89673]	0.178242 (0.15451) [ 1.15360]	1.238722 (1.09041) [ 1.13601]	-0.12852 (0.1099) [-1.16938]	0.206198 (0.16495) [ 1.25007]	-0.032438 (0.41933) [-0.07736]
GRTXDECAMBIO(-1)	0.005543 (0.01633) [ 0.33946]	0.104841 (0.09135) [ 1.14772]	-0.065511 (0.64466) [-0.10162]	-0.049994 (0.06498) [-0.76942]	-0.225137 (0.09752) [-2.30866]	0.787455 (0.24791) [ 3.17638]
GRTXDECAMBIO(-2)	0.001385 (0.01116) [ 0.12418]	0.130219 (0.06241) [ 2.08665]	1.612738 (0.44041) [ 3.66189]	-0.010423 (0.04439) [-0.23481]	-0.072598 (0.06662) [-1.08971]	0.977957 (0.16936) [ 5.77428]
GRSELIC(-1)	-0.018414 (0.00684) [-2.69083]	-0.003136 (0.03828) [-0.08192]	-0.201627 (0.27017) [-0.74629]	0.001013 (0.02723) [ 0.03719]	-0.038722 (0.04087) [-0.94745]	0.72019 (0.1039) [ 6.93172]
GRSELIC(-2)	0.012532 (0.00645) [ 1.94331]	0.018367 (0.03608) [ 0.50909]	0.197629 (0.2546) [ 0.77622]	-0.007697 (0.02566) [-0.29994]	0.019311 (0.03851) [ 0.50139]	0.101874 (0.09791) [ 1.04048]
C	0.009709 (0.00425) [ 2.28614]	0.011349 (0.02376) [ 0.47771]	0.213881 (0.16766) [ 1.27566]	0.015165 (0.0169) [ 0.89737]	0.052574 (0.02536) [ 2.07289]	0.184373 (0.06448) [ 2.85953]
DUMMY_GRM1DIV	-0.00041 (0.00193) [-0.21226]	0.002234 (0.0108) [ 0.20689]	-0.069098 (0.07622) [-0.90662]	0.006936 (0.00768) [ 0.90291]	-0.043184 (0.01153) [-3.74562]	0.041948 (0.02931) [ 1.43122]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.364355	0.511919	0.511601	0.080173	0.223168	0.876155
Adj. R-squared	0.281721	0.448469	0.448109	-0.039405	0.12218	0.860055
Sum sq. resids	0.007425	0.232389	11.57398	0.117578	0.264849	1.711627
S.E. equation	0.008617	0.048207	0.340205	0.03429	0.051463	0.130829
F-statistic	4.409263	8.068017	8.057747	0.670469	2.209842	54.42022
Log likelihood	387.6682	191.3868	-31.37495	230.2215	183.9343	77.57
Akaike AIC	-6.555583	-3.112049	0.796052	-3.79336	-2.981304	-1.115263
Schwarz SC	-6.219559	-2.776024	1.132076	-3.457336	-2.645279	-0.779239
Mean dependent	0.001846	0.007228	0.576491	0.011646	-0.000612	1.360288
S.D. dependent	0.010167	0.064912	0.457947	0.033633	0.054928	0.349725

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* Eviews 6.0.Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.16 – Estimação do VAR com o M2 em soma simples para o período pré crise de 2008.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM2SS	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRM2SS(-1)	-0.033796 (0.09588) [-0.35249]	-0.006584 (0.01049) [-0.62741]	0.064237 (0.06081) [ 1.05636]	-0.008415 (0.00565) [-1.48912]	-0.002954 (0.009) [-0.32840]	0.012492 (0.02766) [ 0.45156]
GRIPROD_IND(-1)	0.321925 (0.85901) [ 0.37476]	-0.35011 (0.09403) [-3.72354]	-0.646694 (0.54482) [-1.18699]	-0.025319 (0.05063) [-0.50011]	-0.113886 (0.0806) [-1.41303]	-1.260565 (0.24786) [-5.08585]
GRIPCA(-1)	-0.061092 (0.12563) [-0.48628]	-0.024755 (0.01375) [-1.80019]	0.589877 (0.07968) [ 7.40301]	0.009722 (0.0074) [ 1.31306]	-0.026252 (0.01179) [-2.22715]	0.052513 (0.03625) [ 1.44865]
GRIC(-1)	-2.736917 (1.72046) [-1.59080]	0.185382 (0.18832) [ 0.98440]	0.424599 (1.09119) [ 0.38912]	0.136787 (0.1014) [ 1.34901]	0.026454 (0.16142) [ 0.16388]	-0.682366 (0.49642) [-1.37457]
GRTXDECAMBIO(-1)	0.027734 (0.66825) [ 0.04150]	-0.033521 (0.07315) [-0.45827]	0.301791 (0.42383) [ 0.71206]	-0.051018 (0.03938) [-1.29541]	-0.05453 (0.0627) [-0.86972]	0.514311 (0.19281) [ 2.66739]
GRSELIC(-1)	-0.024914 (0.17495) [-0.14241]	0.002118 (0.01915) [ 0.11062]	-0.043073 (0.11096) [-0.38820]	-0.006403 (0.01031) [-0.62099]	-0.020574 (0.01641) [-1.25342]	0.83205 (0.05048) [ 16.4832]
C	0.139254 (0.27529) [ 0.50585]	0.02394 (0.03013) [ 0.79450]	0.342395 (0.1746) [ 1.96104]	0.010825 (0.01622) [ 0.66722]	0.058967 (0.02583) [ 2.28299]	0.212218 (0.07943) [ 2.67173]
DUMMY_GRM2SS	0.195173 (0.13021) [ 1.49890]	-0.011212 (0.01425) [-0.78669]	-0.138468 (0.08259) [-1.67667]	0.008011 (0.00767) [ 1.04386]	-0.035359 (0.01222) [-2.89426]	-0.020573 (0.03757) [-0.54758]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.051252	0.142194	0.423955	0.083855	0.120004	0.807946
Adj. R-squared	-0.010815	0.086076	0.38627	0.02392	0.062434	0.795382
Sum sq. resids	34.25387	0.410403	13.77902	0.118981	0.301543	2.851789
S.E. equation	0.5658	0.061932	0.358854	0.033346	0.053086	0.163255
F-statistic	0.825751	2.533843	11.24993	1.399108	2.084499	64.30512
Log likelihood	-93.53781	160.8661	-41.1753	232.0613	178.5891	49.39875
Akaike AIC	1.765875	-2.65854	0.855223	-3.896718	-2.966767	-0.719978
Schwarz SC	1.956827	-2.467588	1.046174	-3.705766	-2.775815	-0.529026
Mean dependent	0.113925	0.006809	0.580609	0.011251	-0.000249	1.369143
S.D. dependent	0.562765	0.064783	0.458067	0.033752	0.054825	0.360907

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* Eviews 6.0.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.17 – Estimação do VAR com o M2 ponderado para o período pré crise de 2008.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM2DIV	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRM2DIV(-1)	-0.054762 (0.09622) [-0.56913]	-0.891451 (0.52222) [-1.70704]	5.506825 (3.05664) [ 1.80160]	0.089599 (0.28572) [ 0.31359]	0.164701 (0.46996) [ 0.35046]	1.507062 (1.38153) [ 1.09087]
GRIPROD_IND(-1)	0.032822 (0.01762) [ 1.86296]	-0.385393 (0.09562) [-4.03047]	-0.499733 (0.55968) [-0.89290]	-0.008029 (0.05232) [-0.15348]	-0.119917 (0.08605) [-1.39355]	-1.199947 (0.25296) [-4.74361]
GRIPCA(-1)	0.000515 (0.00247) [ 0.20821]	-0.021598 (0.01342) [-1.60970]	0.60999 (0.07853) [ 7.76733]	0.008951 (0.00734) [ 1.21937]	-0.020024 (0.01207) [-1.65838]	0.056117 (0.03549) [ 1.58099]
GRIC(-1)	-0.025486 (0.03441) [-0.74077]	0.155254 (0.18673) [ 0.83145]	0.303408 (1.09294) [ 0.27761]	0.137557 (0.10216) [ 1.34645]	-0.008382 (0.16804) [-0.04988]	-0.719443 (0.49398) [-1.45641]
GRTXDECAMBIO(-1)	0.014898 (0.01339) [ 1.11282]	-0.028007 (0.07266) [-0.38545]	0.394671 (0.42529) [ 0.92801]	-0.066853 (0.03975) [-1.68170]	-0.020469 (0.06539) [-0.31304]	0.503863 (0.19222) [ 2.62129]
GRSELIC(-1)	-0.01088 (0.00366) [-2.97024]	0.000555 (0.01988) [ 0.02792]	0.040643 (0.11637) [ 0.34927]	-0.016019 (0.01088) [-1.47264]	0.002296 (0.01789) [ 0.12830]	0.831024 (0.0526) [ 15.8004]
C	0.024537 (0.00775) [ 3.16792]	0.034601 (0.04204) [ 0.82309]	0.167719 (0.24605) [ 0.68164]	0.039662 (0.023) [ 1.72447]	0.006074 (0.03783) [ 0.16055]	0.235628 (0.11121) [ 2.11878]
DUMMY_GRM2DIV	-0.003955 (0.00427) [-0.92671]	-0.010987 (0.02317) [-0.47429]	-0.037277 (0.13559) [-0.27493]	-0.01478 (0.01267) [-1.16616]	0.002514 (0.02085) [ 0.12061]	-0.043924 (0.06128) [-0.71675]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.107363	0.157847	0.422929	0.071318	0.04773	0.810099
Adj. R-squared	0.048966	0.102753	0.385177	0.010563	-0.014568	0.797675
Sum sq. resids	0.013679	0.402914	13.80357	0.120609	0.326309	2.819828
S.E. equation	0.011307	0.061364	0.359173	0.033574	0.055223	0.162338
F-statistic	1.838499	2.86505	11.20274	1.173867	0.76615	65.20723
Log likelihood	356.4411	161.925	-41.27763	231.2797	174.0505	50.0468
Akaike AIC	-6.059846	-2.676956	0.857002	-3.883126	-2.887835	-0.731249
Schwarz SC	-5.868894	-2.486004	1.047954	-3.692174	-2.696884	-0.540297
Mean dependent	0.005921	0.006809	0.580609	0.011251	-0.000249	1.369143
S.D. dependent	0.011594	0.064783	0.458067	0.033752	0.054825	0.360907

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.18 – Estimação do VAR com o M1 em soma simples para o período pós crise de 2008.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRMISS	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRMISS(-1)	0.040986 (0.23382) [ 0.17529]	-0.505935 (0.12171) [-4.15700]	0.841744 (0.3815) [ 2.20639]	0.156698 (0.0989) [ 1.58449]	-0.025116 (0.14183) [-0.17709]	0.018811 (0.16493) [ 0.11406]
GRMISS(-2)	0.137961 (0.22538) [ 0.61213]	-0.594805 (0.11732) [-5.07014]	0.338098 (0.36774) [ 0.91940]	-0.083207 (0.09533) [-0.87286]	-0.007714 (0.13671) [-0.05643]	-0.404089 (0.15898) [-2.54183]
GRIPROD_IND(-1)	0.953503 (0.35265) [ 2.70384]	-0.782121 (0.18356) [-4.26082]	0.548553 (0.57539) [ 0.95335]	0.045999 (0.14916) [ 0.30840]	0.07466 (0.21391) [ 0.34903]	-0.385882 (0.24875) [-1.55130]
GRIPROD_IND(-2)	0.447797 (0.22391) [ 1.99986]	-0.14773 (0.11655) [-1.26749]	-0.385974 (0.36535) [-1.05646]	-0.237723 (0.09471) [-2.51008]	0.031461 (0.13582) [ 0.23164]	0.027028 (0.15794) [ 0.17112]
GRIPCA(-1)	0.117234 (0.10367) [ 1.13084]	-0.082914 (0.05396) [-1.53651]	0.919812 (0.16915) [ 5.43782]	0.032908 (0.04385) [ 0.75050]	0.066699 (0.06288) [ 1.06068]	-0.04295 (0.07313) [-0.58734]
GRIPCA(-2)	-0.064473 (0.09572) [-0.67354]	-0.044674 (0.04983) [-0.89660]	-0.364918 (0.15618) [-2.33646]	-0.043984 (0.04049) [-1.08637]	-0.089176 (0.05806) [-1.53584]	0.065984 (0.06752) [ 0.97725]
GRIC(-1)	-0.742641 (0.45241) [-1.64154]	0.225266 (0.23549) [ 0.95659]	2.769742 (0.73816) [ 3.75221]	0.12621 (0.19135) [ 0.65957]	-0.464524 (0.27442) [-1.69276]	-0.344158 (0.31911) [-1.07848]
GRIC(-2)	-0.59851 (0.36079) [-1.65887]	0.481308 (0.1878) [ 2.56285]	-0.468837 (0.58869) [-0.79641]	0.159426 (0.1526) [ 1.04471]	-0.111288 (0.21885) [-0.50851]	-0.155093 (0.25449) [-0.60942]
GRTXDECAMBIO(-1)	-0.071928 (0.34567) [-0.20808]	-0.321097 (0.17993) [-1.78457]	0.320621 (0.56401) [ 0.56847]	-0.513854 (0.14621) [-3.51461]	-0.280622 (0.20968) [-1.33836]	-0.204614 (0.24383) [-0.83918]
GRTXDECAMBIO(-2)	-0.394845 (0.38984) [-1.01283]	0.135756 (0.20292) [ 0.66900]	1.520008 (0.63608) [ 2.38963]	-0.06825 (0.16489) [-0.41391]	-0.149578 (0.23647) [-0.63255]	-0.311005 (0.27498) [-1.13099]
GRSELIC(-1)	-0.598359 (0.30178) [-1.98277]	0.060433 (0.15708) [ 0.38472]	0.625908 (0.49239) [ 1.27115]	0.005103 (0.12764) [ 0.03998]	0.074534 (0.18305) [ 0.40718]	0.559459 (0.21287) [ 2.62822]
GRSELIC(-2)	0.474236 (0.32649) [ 1.45254]	-0.170925 (0.16994) [-1.00577]	-0.354071 (0.53271) [-0.66466]	0.016966 (0.13809) [ 0.12286]	-0.050481 (0.19804) [-0.25490]	0.207712 (0.23029) [ 0.90194]
C	0.093384 (0.1327) [ 0.70374]	0.166293 (0.06907) [ 2.40754]	-0.089034 (0.21651) [-0.41122]	-0.010296 (0.05613) [-0.18344]	-0.03108 (0.08049) [-0.38613]	0.156731 (0.0936) [ 1.67448]

(Continua)

Tabela A.18 – Estimação do VAR com o M1 em soma simples para o período pós crise de 2008.

(Continuação)

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRMISS	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
DUMMY_GRMISS	0.004103 (0.0345) [ 0.11891]	-0.000439 (0.01796) [-0.02443]	0.031273 (0.0563) [ 0.55549]	0.005192 (0.01459) [ 0.35576]	0.036595 (0.02093) [ 1.74851]	0.041766 (0.02434) [ 1.71609]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.472421	0.755927	0.742462	0.609084	0.260228	0.8289
Adj. R-squared	0.23592	0.646515	0.627014	0.433845	-0.071393	0.752199
Sum sq. resids	0.210659	0.057077	0.560827	0.037686	0.077509	0.104813
S.E. equation	0.08523	0.044364	0.139064	0.036049	0.051698	0.060119
F-statistic	1.997543	6.908988	6.431133	3.475745	0.784715	10.807
Log likelihood	53.33799	81.41353	32.28582	90.3384	74.83468	68.34634
Akaike AIC	-1.829674	-3.135513	-0.850503	-3.550623	-2.82952	-2.527737
Schwarz SC	-1.25626	-2.562099	-0.277089	-2.977209	-2.256106	-1.954323
Mean dependent	0.015035	0.001041	0.445814	0.008362	0.000143	0.836309
S.D. dependent	0.097504	0.074618	0.227703	0.04791	0.049946	0.12077

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* Eviews 6.0.Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.19 – Estimação do VAR com o M1 ponderado para o período pós crise de 2008.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM1DIV	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRM1DIV(-1)	0.039854 (0.23692) [ 0.16822]	-6.504368 (1.75995) [-3.69578]	11.70872 (5.31753) [ 2.20191]	2.330183 (1.33632) [ 1.74373]	-0.693189 (1.96925) [-0.35201]	0.097947 (2.27473) [ 0.04306]
GRM1DIV(-2)	0.183789 (0.22354) [ 0.82218]	-7.948453 (1.66055) [-4.78664]	5.322498 (5.01721) [ 1.06085]	-1.247155 (1.26085) [-0.98914]	0.015463 (1.85803) [ 0.00832]	-5.60409 (2.14626) [-2.61110]
GRIPROD_IND(-1)	0.072918 (0.02542) [ 2.86879]	-0.720319 (0.18881) [-3.81496]	0.563761 (0.57049) [ 0.98821]	0.057015 (0.14337) [ 0.39769]	0.058223 (0.21127) [ 0.27559]	-0.378423 (0.24404) [-1.55064]
GRIPROD_IND(-2)	0.031721 (0.01628) [ 1.94872]	-0.126259 (0.12092) [-1.04414]	-0.402854 (0.36535) [-1.10264]	-0.245681 (0.09182) [-2.67581]	0.04529 (0.1353) [ 0.33473]	0.043618 (0.15629) [ 0.27908]
GRIPCA(-1)	0.006167 (0.0075) [ 0.82260]	-0.071286 (0.0557) [-1.27993]	0.90255 (0.16828) [ 5.36341]	0.035354 (0.04229) [ 0.83599]	0.061157 (0.06232) [ 0.98136]	-0.041937 (0.07199) [-0.58257]
GRIPCA(-2)	-0.002292 (0.0069) [-0.33195]	-0.044436 (0.05129) [-0.86633]	-0.353444 (0.15498) [-2.28063]	-0.047229 (0.03895) [-1.21266]	-0.08377 (0.05739) [-1.45959]	0.067089 (0.0663) [ 1.01197]

(Continua)

Tabela A.19 – Estimação do VAR com o M1 ponderado para o período pós crise de 2008.

*(Continuação)*

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRMIDIV	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRIC(-1)	-0.053192 (0.03292) [-1.61581]	0.202884 (0.24454) [ 0.82964]	2.788101 (0.73887) [ 3.77347]	0.152984 (0.18568) [ 0.82391]	-0.476142 (0.27363) [-1.74012]	-0.316958 (0.31607) [-1.00280]
GRIC(-2)	-0.038171 (0.02656) [-1.43732]	0.414242 (0.19728) [ 2.09976]	-0.425444 (0.59607) [-0.71375]	0.137737 (0.14979) [ 0.91951]	-0.101282 (0.22074) [-0.45883]	-0.208019 (0.25498) [-0.81581]
GRTXDECAMBIO(-1)	-1.96E-06 (0.02488) [-7.9e-05]	-0.394523 (0.18484) [-2.13438]	0.397635 (0.55849) [ 0.71199]	-0.510865 (0.14035) [-3.63993]	-0.276142 (0.20682) [-1.33515]	-0.221981 (0.23891) [-0.92915]
GRTXDECAMBIO(-2)	-0.026287 (0.02826) [-0.93016]	0.107648 (0.20994) [ 0.51277]	1.522118 (0.6343) [ 2.39967]	-0.068988 (0.1594) [-0.43279]	-0.152368 (0.2349) [-0.64865]	-0.325433 (0.27134) [-1.19935]
GRSELIC(-1)	-0.053005 (0.02228) [-2.37953]	0.043783 (0.16547) [ 0.26459]	0.574829 (0.49996) [ 1.14974]	-0.0000291 (0.12564) [-0.00023]	0.081994 (0.18515) [ 0.44285]	0.565989 (0.21387) [ 2.64637]
GRSELIC(-2)	0.043909 (0.02443) [ 1.79701]	-0.162252 (0.18151) [-0.89390]	-0.281569 (0.54842) [-0.51342]	0.025588 (0.13782) [ 0.18566]	-0.061533 (0.2031) [-0.30298]	0.196508 (0.2346) [ 0.83763]
C	0.00619 (0.0097) [ 0.63785]	0.159611 (0.07209) [ 2.21417]	-0.099972 (0.2178) [-0.45900]	-0.013257 (0.05473) [-0.24220]	-0.027386 (0.08066) [-0.33953]	0.157143 (0.09317) [ 1.68660]
DUMMY_GRMIDIV	0.000833 (0.00247) [ 0.33708]	0.007352 (0.01835) [ 0.40059]	0.026222 (0.05545) [ 0.47287]	0.005627 (0.01394) [ 0.40377]	0.036098 (0.02054) [ 1.75781]	0.044669 (0.02372) [ 1.88308]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.493443	0.736711	0.741888	0.631786	0.264264	0.832092
Adj. R-squared	0.266366	0.618685	0.626182	0.466724	-0.065548	0.756824
Sum sq. resids	0.001116	0.061571	0.562077	0.035498	0.077086	0.102857
S.E. equation	0.006203	0.046077	0.139219	0.034986	0.051557	0.059555
F-statistic	2.173022	6.241944	6.41186	3.827579	0.801256	11.05493
Log likelihood	166.0132	79.78419	32.23793	91.62472	74.9523	68.75135
Akaike AIC	-7.070381	-3.05973	-0.848276	-3.610452	-2.834991	-2.546574
Schwarz SC	-6.496967	-2.486316	-0.274862	-3.037038	-2.261577	-1.97316
Mean dependent	0.000918	0.001041	0.445814	0.008362	0.000143	0.836309
S.D. dependent	0.007242	0.074618	0.227703	0.04791	0.049946	0.12077

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* Eviews 6.0.Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.20 – Estimação do VAR como o M2 em soma simples para o período pós crise de 2008.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM2SS	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRM2SS(-1)	0.228979 (0.16883) [ 1.35628]	0.01814 (0.02221) [ 0.81695]	0.018156 (0.05489) [ 0.33080]	0.009066 (0.01281) [ 0.70758]	0.012047 (0.01624) [ 0.74169]	-0.03086 (0.0244) [-1.26473]
GRIPROD_IND(-1)	1.045036 (1.2246) [ 0.85337]	-0.156655 (0.16106) [-0.97262]	-0.193905 (0.39812) [-0.48706]	0.032389 (0.09294) [ 0.34851]	0.084789 (0.11781) [ 0.71968]	-0.31631 (0.17699) [-1.78719]
GRIPCA(-1)	-0.481535 (0.38626) [-1.24666]	0.015349 (0.0508) [ 0.30214]	0.573396 (0.12557) [ 4.56625]	0.018214 (0.02931) [ 0.62134]	0.009651 (0.03716) [ 0.25971]	0.008927 (0.05582) [ 0.15991]
GRIC(-1)	-1.20604 (1.90413) [-0.63338]	-0.026454 (0.25044) [-0.10563]	1.627152 (0.61903) [ 2.62854]	0.1245 (0.14451) [ 0.86154]	-0.318662 (0.18319) [-1.73952]	-0.123794 (0.2752) [-0.44984]
GRTXDECAMBIO(-1)	-2.826069 (1.79713) [-1.57254]	-0.366584 (0.23637) [-1.55091]	0.28469 (0.58425) [ 0.48728]	-0.65844 (0.13639) [-4.82772]	-0.087197 (0.1729) [-0.50433]	0.337672 (0.25973) [ 1.30007]
GRSELIC(-1)	-0.157337 (0.73949) [-0.21276]	-0.146738 (0.09726) [-1.50870]	0.538427 (0.24041) [ 2.23964]	-0.012951 (0.05612) [-0.23078]	0.057789 (0.07114) [ 0.81229]	0.653241 (0.10688) [ 6.11213]
C	0.321157 (0.67868) [ 0.47321]	0.121635 (0.08926) [ 1.36266]	-0.269464 (0.22064) [-1.22129]	0.008294 (0.05151) [ 0.16102]	-0.052462 (0.06529) [-0.80348]	0.28825 (0.09809) [ 2.93869]
DUMMY_GRM2SS	-0.420354 (0.23399) [-1.79646]	0.008637 (0.03078) [ 0.28066]	-0.01092 (0.07607) [-0.14355]	0.011949 (0.01776) [ 0.67290]	0.02199 (0.02251) [ 0.97683]	-0.051415 (0.03382) [-1.52035]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.307995	0.224286	0.490608	0.558018	0.159128	0.697719
Adj. R-squared	0.173438	0.073453	0.391559	0.472077	-0.004375	0.638942
Sum sq. resids	10.49567	0.181561	1.109285	0.06045	0.097145	0.219234
S.E. equation	0.53995	0.071017	0.175538	0.040978	0.051947	0.078037
F-statistic	2.288962	1.486979	4.953208	6.493045	0.973242	11.87065
Log likelihood	-30.90231	58.35448	18.53713	82.54938	72.11309	54.2064
Akaike AIC	1.768287	-2.28884	-0.478961	-3.388608	-2.914231	-2.100291
Schwarz SC	2.092685	-1.964442	-0.154562	-3.06421	-2.589833	-1.775893
Mean dependent	-0.143239	0.001369	0.445909	0.003743	0.002527	0.844027
S.D. dependent	0.593904	0.073778	0.225041	0.056398	0.051833	0.129872

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* Eviews 6.0.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.

Tabela A.21 – Estimação do VAR com o M2 ponderado para o período pós crise de 2008.

<b>Parâmetros VAR</b>						
	GRM2DIV	GRIPROD_IND	GRIPCA	GRIC	GRTXDECAMBIO	GRSELIC
GRM2DIV(-1)	-0.21569 (0.16286) [-1.32440]	-1.596078 (1.26023) [-1.26649]	5.825588 (3.01401) [ 1.93283]	1.289685 (0.71793) [ 1.79639]	-0.27651 (0.9338) [-0.29611]	1.544933 (1.4375) [ 1.07474]
GRIPROD_IND(-1)	0.020812 (0.02083) [ 0.99906]	-0.212898 (0.1612) [-1.32072]	-0.027194 (0.38553) [-0.07054]	0.062823 (0.09183) [ 0.68412]	0.065893 (0.11944) [ 0.55167]	-0.216462 (0.18387) [-1.17724]
GRIPCA(-1)	0.002428 (0.00677) [ 0.35851]	-0.011978 (0.05241) [-0.22856]	0.638242 (0.12534) [ 5.09213]	0.024807 (0.02986) [ 0.83090]	-0.00788 (0.03883) [-0.20292]	0.01421 (0.05978) [ 0.23772]
GRIC(-1)	-0.009888 (0.03248) [-0.30441]	-0.077948 (0.25137) [-0.31010]	1.85446 (0.60118) [ 3.08472]	0.159383 (0.1432) [ 1.11302]	-0.353638 (0.18626) [-1.89867]	-0.223751 (0.28672) [-0.78037]
GRTXDECAMBIO(-1)	0.037649 (0.02806) [ 1.34168]	-0.290573 (0.21714) [-1.33816]	0.236109 (0.51933) [ 0.45464]	-0.638056 (0.1237) [-5.15799]	-0.026124 (0.1609) [-0.16237]	0.153587 (0.24769) [ 0.62009]
GRSELIC(-1)	-0.007471 (0.013) [-0.57484]	-0.184571 (0.10057) [-1.83526]	0.568657 (0.24053) [ 2.36423]	-0.030655 (0.05729) [-0.53507]	0.011746 (0.07452) [ 0.15762]	0.648521 (0.11472) [ 5.65329]
C	0.012017 (0.01167) [ 1.02940]	0.166654 (0.09033) [ 1.84494]	-0.342444 (0.21604) [-1.58512]	0.013666 (0.05146) [ 0.26557]	-0.010223 (0.06693) [-0.15273]	0.269241 (0.10304) [ 2.61306]
DUMMY_GRM2DIV	-0.002853 (0.00313) [-0.91202]	0.017684 (0.02421) [ 0.73051]	-0.038228 (0.05789) [-0.66031]	0.00371 (0.01379) [ 0.26900]	0.022639 (0.01794) [ 1.26216]	0.020461 (0.02761) [ 0.74102]
<b>Informações</b>						
R-squared	0.155701	0.256133	0.542686	0.586872	0.172563	0.687657
Adj. R-squared	-0.008468	0.111492	0.453764	0.506541	0.011672	0.626924
Sum sq. resids	0.002908	0.174107	0.995876	0.056504	0.095592	0.226532
S.E. equation	0.008987	0.069544	0.166323	0.039618	0.05153	0.079326
F-statistic	0.948418	1.770819	6.102932	7.305714	1.072548	11.32256
Log likelihood	149.308	59.27676	20.90979	84.03461	72.46743	53.48599
Akaike AIC	-6.423092	-2.330762	-0.586809	-3.456119	-2.930338	-2.067545
Schwarz SC	-6.098694	-2.006364	-0.262411	-3.131721	-2.605939	-1.743147
Mean dependent	0.004695	0.001369	0.445909	0.003743	0.002527	0.844027
S.D. dependent	0.008949	0.073778	0.225041	0.056398	0.051833	0.129872

Fonte: Elaboração própria a partir do *software Eviews 6.0*.

Nota: Os valores entre parênteses são referentes ao erro padrão de cada parâmetro e o valor em colchetes representa a estatística *t*.



Tabela A.22 – Decomposição da variância do modelo com M1 para o período pré crise de 2008.

<b>Índice de Produção Industrial</b>												
<b>Períodos</b>	<b>M1.SS</b>	<b>IProd Ind</b>	<b>IPCA</b>	<b>Tx de Câmbio</b>	<b>IC</b>	<b>Selic</b>	<b>M1.Div</b>	<b>IProd Ind</b>	<b>IPCA</b>	<b>Tx de Câmbio</b>	<b>IC</b>	<b>Selic</b>
1	43,155	56,845	0,000	0,000	0,000	0,000	42,616	57,384	0,000	0,000	0,000	0,000
2	35,862	61,338	0,061	1,645	1,092	0,003	35,613	61,212	0,102	2,034	1,035	0,004
3	39,480	51,428	5,655	1,565	0,905	0,966	39,995	50,524	5,656	1,956	0,843	1,026
4	48,586	42,303	4,765	1,386	1,486	1,474	49,208	41,757	4,797	1,593	1,180	1,466
5	48,596	41,499	5,529	1,362	1,483	1,530	48,614	40,561	6,349	1,563	1,220	1,693
6	48,169	41,252	5,699	1,893	1,465	1,522	48,062	40,234	6,454	2,359	1,218	1,673
7	47,941	41,125	5,705	2,049	1,650	1,530	47,812	40,070	6,444	2,573	1,399	1,702
8	47,928	41,113	5,715	2,052	1,647	1,544	47,832	40,001	6,494	2,563	1,393	1,717
9	48,033	41,027	5,698	2,052	1,644	1,546	47,938	39,907	6,475	2,569	1,392	1,719
10	48,060	40,998	5,701	2,050	1,645	1,545	47,970	39,874	6,479	2,567	1,392	1,718
11	48,076	40,975	5,701	2,058	1,644	1,546	47,991	39,839	6,474	2,584	1,393	1,719
12	48,074	40,965	5,703	2,062	1,650	1,546	47,987	39,828	6,477	2,588	1,399	1,721
13	48,072	40,966	5,702	2,062	1,650	1,547	47,984	39,830	6,477	2,590	1,399	1,721
14	48,072	40,966	5,703	2,063	1,650	1,547	47,983	39,829	6,476	2,591	1,399	1,721
15	48,072	40,965	5,703	2,063	1,650	1,547	47,984	39,829	6,476	2,591	1,399	1,721
16	48,073	40,964	5,703	2,063	1,650	1,547	47,986	39,827	6,476	2,591	1,399	1,721
17	48,073	40,964	5,703	2,063	1,650	1,547	47,986	39,826	6,476	2,591	1,399	1,721
18	48,073	40,964	5,703	2,063	1,650	1,547	47,986	39,826	6,476	2,591	1,399	1,722
19	48,073	40,964	5,703	2,063	1,650	1,547	47,986	39,826	6,476	2,591	1,399	1,721
20	48,073	40,964	5,703	2,063	1,650	1,547	47,986	39,826	6,476	2,591	1,399	1,722
21	48,073	40,964	5,703	2,063	1,650	1,547	47,986	39,826	6,476	2,591	1,399	1,722
22	48,073	40,964	5,703	2,063	1,650	1,547	47,986	39,826	6,476	2,591	1,399	1,722
23	48,073	40,964	5,703	2,063	1,650	1,547	47,986	39,826	6,476	2,591	1,399	1,722
24	48,073	40,964	5,703	2,063	1,650	1,547	47,986	39,826	6,476	2,591	1,399	1,722
<b>Inflação</b>												
<b>Períodos</b>	<b>M1.SS</b>	<b>IProd Ind</b>	<b>IPCA</b>	<b>Tx de Câmbio</b>	<b>IC</b>	<b>Selic</b>	<b>M1.Div</b>	<b>IProd Ind</b>	<b>IPCA</b>	<b>Tx de Câmbio</b>	<b>IC</b>	<b>Selic</b>
1	0,816	1,271	97,913	0,000	0,000	0,000	1,083	0,814	98,104	0,000	0,000	0,000
2	3,213	1,529	93,815	1,072	0,049	0,323	3,639	1,088	93,985	1,003	0,000	0,285
3	2,832	1,326	86,777	4,600	3,959	0,506	3,373	1,036	87,809	4,529	2,793	0,461
4	2,804	1,295	85,257	5,419	4,483	0,742	3,380	1,031	86,619	5,365	2,930	0,675
5	2,871	1,344	84,492	5,768	4,698	0,828	3,461	1,093	85,953	5,751	2,988	0,753
6	2,895	1,344	84,357	5,844	4,719	0,842	3,488	1,092	85,852	5,817	2,988	0,763
7	2,913	1,343	84,317	5,867	4,719	0,841	3,507	1,092	85,818	5,834	2,986	0,763
8	2,914	1,343	84,315	5,866	4,721	0,842	3,508	1,093	85,814	5,832	2,990	0,762
9	2,915	1,343	84,312	5,866	4,722	0,842	3,509	1,093	85,810	5,833	2,992	0,763
10	2,915	1,343	84,310	5,868	4,723	0,842	3,509	1,093	85,805	5,836	2,992	0,764
11	2,915	1,343	84,310	5,868	4,723	0,842	3,509	1,093	85,805	5,836	2,992	0,764
12	2,915	1,343	84,310	5,868	4,723	0,842	3,510	1,093	85,804	5,836	2,992	0,765

(Continua)

Tabela A.22 – Decomposição da variância do modelo com M1 para o período pré crise de 2008.

*(Continuação)*

Inflação												
Períodos	M1.SS	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic	M1.Div	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic
13	2,915	1,343	84,309	5,868	4,723	0,842	3,510	1,094	85,804	5,836	2,993	0,765
14	2,915	1,343	84,309	5,868	4,723	0,842	3,510	1,094	85,803	5,836	2,993	0,765
15	2,915	1,343	84,309	5,868	4,723	0,842	3,510	1,094	85,803	5,836	2,993	0,765
16	2,915	1,343	84,309	5,868	4,723	0,842	3,510	1,094	85,803	5,836	2,993	0,765
17	2,915	1,343	84,309	5,868	4,723	0,842	3,510	1,094	85,803	5,836	2,993	0,765
18	2,915	1,343	84,309	5,868	4,723	0,842	3,510	1,094	85,803	5,836	2,993	0,765
19	2,915	1,343	84,309	5,868	4,723	0,842	3,510	1,094	85,803	5,836	2,993	0,765
20	2,915	1,343	84,309	5,868	4,723	0,842	3,510	1,094	85,803	5,836	2,993	0,765
21	2,915	1,343	84,309	5,868	4,723	0,842	3,510	1,094	85,803	5,836	2,993	0,765
22	2,915	1,343	84,309	5,868	4,723	0,842	3,510	1,094	85,803	5,836	2,993	0,765
23	2,915	1,343	84,309	5,868	4,723	0,842	3,510	1,094	85,803	5,836	2,993	0,765
24	2,915	1,343	84,309	5,868	4,723	0,842	3,510	1,094	85,803	5,836	2,993	0,765

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo.

Tabela A.23 – Decomposição da variância do modelo com M2 para o período pré crise de 2008.

Índice de Produção Industrial												
Períodos	M2.SS	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic	M2.Div	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic
1	0,790	99,210	0,000	0,000	0,000	0,000	8,061	91,939	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,817	96,010	2,317	0,778	0,076	0,002	7,405	90,143	1,848	0,549	0,055	0,000
3	0,830	96,006	2,292	0,795	0,075	0,003	7,301	90,197	1,838	0,557	0,092	0,014
4	0,829	95,924	2,366	0,800	0,076	0,005	7,308	90,144	1,882	0,557	0,093	0,016
5	0,830	95,918	2,369	0,802	0,076	0,006	7,307	90,136	1,886	0,558	0,093	0,020
6	0,830	95,914	2,372	0,802	0,076	0,007	7,306	90,132	1,887	0,558	0,093	0,023
7	0,830	95,913	2,372	0,802	0,076	0,008	7,306	90,130	1,887	0,558	0,093	0,024
8	0,830	95,912	2,372	0,802	0,076	0,008	7,306	90,129	1,887	0,558	0,093	0,026
9	0,830	95,911	2,372	0,802	0,076	0,009	7,307	90,127	1,887	0,559	0,093	0,026
10	0,830	95,911	2,372	0,802	0,076	0,009	7,307	90,126	1,888	0,559	0,093	0,027
11	0,830	95,911	2,372	0,802	0,076	0,009	7,307	90,126	1,888	0,559	0,093	0,027
12	0,830	95,911	2,372	0,802	0,076	0,009	7,307	90,125	1,888	0,559	0,093	0,028
13	0,830	95,911	2,372	0,802	0,076	0,010	7,307	90,125	1,888	0,559	0,093	0,028
14	0,830	95,911	2,372	0,802	0,076	0,010	7,307	90,125	1,888	0,559	0,093	0,028
15	0,830	95,910	2,372	0,802	0,076	0,010	7,307	90,124	1,888	0,559	0,093	0,028
16	0,830	95,910	2,372	0,802	0,076	0,010	7,307	90,124	1,888	0,559	0,093	0,028
17	0,830	95,910	2,372	0,802	0,076	0,010	7,307	90,124	1,888	0,559	0,093	0,028
18	0,830	95,910	2,372	0,802	0,076	0,010	7,307	90,124	1,888	0,559	0,093	0,028
19	0,830	95,910	2,372	0,802	0,076	0,010	7,307	90,124	1,888	0,559	0,093	0,028

*(Continua)*

Tabela A.23 – Decomposição da variância do modelo com M2 para o período pré crise de 2008.

*(Continuação)*

<b>Índice de Produção Industrial</b>												
Períodos	M2.SS	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic	M2.Div	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic
20	0,830	95,910	2,372	0,802	0,076	0,010	7,307	90,124	1,888	0,559	0,093	0,028
21	0,830	95,910	2,372	0,802	0,076	0,010	7,307	90,124	1,888	0,559	0,093	0,028
22	0,830	95,910	2,372	0,802	0,076	0,010	7,307	90,124	1,888	0,559	0,093	0,028
23	0,830	95,910	2,373	0,802	0,076	0,010	7,307	90,124	1,888	0,559	0,093	0,028
24	0,830	95,910	2,373	0,802	0,076	0,010	7,307	90,124	1,888	0,559	0,093	0,028
<b>Inflação</b>												
Períodos	M2.SS	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic	M2.Div	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic
1	0,275	0,178	99,547	0,000	0,000	0,000	0,878	0,021	99,101	0,000	0,000	0,000
2	1,697	1,595	96,395	0,133	0,162	0,018	5,221	0,234	94,243	0,062	0,228	0,013
3	1,944	1,653	96,023	0,125	0,191	0,064	6,159	0,209	93,203	0,055	0,362	0,012
4	2,025	1,736	95,792	0,130	0,200	0,118	6,408	0,221	92,888	0,054	0,412	0,017
5	2,045	1,755	95,695	0,134	0,202	0,169	6,482	0,222	92,790	0,055	0,426	0,025
6	2,049	1,765	95,633	0,139	0,202	0,212	6,498	0,225	92,756	0,056	0,431	0,034
7	2,049	1,769	95,593	0,143	0,202	0,245	6,500	0,226	92,742	0,058	0,433	0,042
8	2,048	1,770	95,565	0,146	0,201	0,269	6,499	0,227	92,733	0,059	0,433	0,049
9	2,048	1,771	95,545	0,148	0,201	0,286	6,498	0,228	92,727	0,060	0,433	0,054
10	2,048	1,771	95,532	0,150	0,202	0,298	6,497	0,229	92,723	0,060	0,433	0,058
11	2,048	1,771	95,523	0,151	0,202	0,306	6,497	0,229	92,719	0,061	0,433	0,061
12	2,048	1,771	95,516	0,152	0,202	0,312	6,498	0,229	92,716	0,061	0,433	0,063
13	2,048	1,771	95,512	0,152	0,202	0,316	6,498	0,229	92,714	0,061	0,433	0,064
14	2,048	1,770	95,509	0,153	0,202	0,318	6,498	0,229	92,713	0,062	0,433	0,065
15	2,048	1,770	95,507	0,153	0,202	0,320	6,498	0,230	92,712	0,062	0,433	0,066
16	2,048	1,770	95,506	0,153	0,202	0,321	6,498	0,230	92,711	0,062	0,433	0,066
17	2,048	1,770	95,505	0,153	0,202	0,321	6,498	0,230	92,711	0,062	0,433	0,067
18	2,048	1,770	95,505	0,153	0,202	0,322	6,498	0,230	92,710	0,062	0,433	0,067
19	2,048	1,770	95,504	0,153	0,202	0,322	6,499	0,230	92,710	0,062	0,433	0,067
20	2,048	1,770	95,504	0,153	0,202	0,322	6,499	0,230	92,710	0,062	0,433	0,067
21	2,048	1,770	95,504	0,153	0,202	0,323	6,499	0,230	92,710	0,062	0,433	0,067
22	2,048	1,770	95,504	0,153	0,202	0,323	6,499	0,230	92,710	0,062	0,433	0,067
23	2,048	1,770	95,504	0,153	0,202	0,323	6,499	0,230	92,710	0,062	0,433	0,067
24	2,048	1,770	95,504	0,153	0,202	0,323	6,499	0,230	92,710	0,062	0,433	0,067

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo

Tabela A.24 – Decomposição da variância do modelo com M1 para o período pós crise de 2008.

<b>Índice de Produção Industrial</b>												
<b>Períodos</b>	<b>M1.SS</b>	<b>IProd Ind</b>	<b>IPCA</b>	<b>Tx de Câmbio</b>	<b>IC</b>	<b>Selic</b>	<b>M1.Div</b>	<b>IProd Ind</b>	<b>IPCA</b>	<b>Tx de Câmbio</b>	<b>IC</b>	<b>Selic</b>
1	52,860	47,140	0,000	0,000	0,000	0,000	56,345	43,655	0,000	0,000	0,000	0,000
2	42,865	37,775	4,395	8,687	6,071	0,208	43,918	34,517	3,734	9,660	8,073	0,100
3	40,575	31,572	7,140	10,129	10,319	0,264	41,727	29,791	5,976	10,385	11,569	0,552
4	54,360	21,117	4,761	6,712	12,732	0,318	55,407	20,057	3,995	7,023	12,888	0,630
5	53,242	19,520	5,900	6,324	12,780	2,234	54,331	18,554	4,540	6,537	13,005	3,033
6	51,339	19,311	7,034	6,063	13,725	2,528	52,713	18,594	5,609	6,366	13,532	3,185
7	50,027	19,337	6,829	6,603	14,696	2,509	51,477	18,718	5,477	6,798	14,315	3,215
8	49,670	19,488	6,804	6,557	14,871	2,610	51,147	18,877	5,442	6,751	14,465	3,319
9	49,593	19,484	7,072	6,623	14,653	2,575	50,946	18,891	5,732	6,891	14,266	3,273
10	49,364	19,580	7,047	6,848	14,565	2,596	50,746	18,961	5,742	7,072	14,202	3,278
11	49,323	19,534	7,033	6,835	14,679	2,598	50,709	18,913	5,737	7,058	14,309	3,273
12	49,373	19,418	6,995	6,797	14,824	2,594	50,734	18,827	5,714	7,035	14,422	3,268
13	49,342	19,372	6,982	6,781	14,907	2,617	50,702	18,793	5,714	7,022	14,484	3,284
14	49,287	19,363	6,971	6,800	14,955	2,624	50,658	18,791	5,707	7,039	14,517	3,288
15	49,272	19,358	6,966	6,798	14,980	2,625	50,652	18,786	5,706	7,036	14,530	3,290
16	49,255	19,364	6,964	6,804	14,983	2,629	50,637	18,792	5,704	7,042	14,531	3,295
17	49,248	19,374	6,963	6,808	14,980	2,628	50,629	18,800	5,703	7,045	14,528	3,294
18	49,245	19,377	6,963	6,809	14,978	2,628	50,627	18,802	5,704	7,046	14,527	3,294
19	49,246	19,376	6,962	6,809	14,979	2,628	50,628	18,801	5,704	7,046	14,527	3,294
20	49,247	19,373	6,961	6,808	14,982	2,628	50,629	18,799	5,703	7,046	14,530	3,294
21	49,247	19,370	6,961	6,807	14,986	2,629	50,629	18,797	5,703	7,045	14,532	3,294
22	49,246	19,369	6,960	6,807	14,988	2,629	50,628	18,797	5,703	7,045	14,533	3,295
23	49,244	19,369	6,960	6,807	14,990	2,629	50,627	18,797	5,703	7,045	14,534	3,295
24	49,244	19,369	6,960	6,807	14,990	2,630	50,626	18,797	5,703	7,045	14,534	3,295
<b>Inflação</b>												
<b>Períodos</b>	<b>M1.SS</b>	<b>IProd Ind</b>	<b>IPCA</b>	<b>Tx de Câmbio</b>	<b>IC</b>	<b>Selic</b>	<b>M1.Div</b>	<b>IProd Ind</b>	<b>IPCA</b>	<b>Tx de Câmbio</b>	<b>IC</b>	<b>Selic</b>
1	3,958	13,390	82,652	0,000	0,000	0,000	2,471	12,629	84,900	0,000	0,000	0,000
2	4,323	7,286	72,607	14,181	0,061	1,542	4,402	7,870	73,629	12,589	0,233	1,277
3	12,624	6,008	64,857	15,253	0,074	1,184	13,251	6,570	64,857	14,223	0,170	0,930
4	12,536	5,839	64,252	16,073	0,090	1,209	13,343	6,377	63,838	15,103	0,168	1,170
5	12,590	6,039	63,984	15,750	0,162	1,475	13,334	6,622	63,528	14,778	0,247	1,491
6	12,153	5,853	64,459	15,838	0,272	1,424	12,885	6,450	64,210	14,717	0,282	1,456
7	11,873	5,973	63,933	16,419	0,389	1,413	12,569	6,647	63,572	15,206	0,494	1,512
8	11,808	5,930	63,786	16,661	0,387	1,428	12,513	6,594	63,363	15,452	0,491	1,586
9	11,816	5,919	63,650	16,797	0,391	1,427	12,482	6,578	63,209	15,641	0,494	1,596
10	11,783	5,912	63,694	16,750	0,407	1,454	12,445	6,562	63,285	15,579	0,507	1,623
11	11,750	5,905	63,715	16,747	0,426	1,456	12,409	6,554	63,326	15,552	0,534	1,625
12	11,777	5,896	63,683	16,742	0,439	1,463	12,431	6,543	63,312	15,545	0,539	1,629

(Continua)

Tabela A.24 – Decomposição da variância do modelo com M1 para o período pós crise de 2008.

*(Continuação)*

Inflação												
Períodos	M1.SS	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic	M1.Div	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic
13	11,778	5,895	63,673	16,750	0,440	1,464	12,432	6,542	63,302	15,553	0,540	1,630
14	11,783	5,900	63,658	16,750	0,442	1,467	12,438	6,547	63,284	15,552	0,542	1,636
15	11,780	5,899	63,658	16,754	0,442	1,467	12,434	6,547	63,284	15,557	0,542	1,637
16	11,777	5,901	63,647	16,763	0,442	1,469	12,429	6,550	63,269	15,569	0,542	1,641
17	11,777	5,901	63,644	16,766	0,442	1,470	12,429	6,550	63,262	15,573	0,542	1,644
18	11,777	5,901	63,643	16,767	0,442	1,471	12,428	6,549	63,260	15,575	0,542	1,645
19	11,778	5,900	63,641	16,766	0,443	1,472	12,430	6,549	63,259	15,574	0,543	1,646
20	11,778	5,900	63,642	16,765	0,443	1,472	12,429	6,549	63,260	15,573	0,543	1,647
21	11,778	5,900	63,641	16,765	0,443	1,473	12,430	6,548	63,259	15,572	0,543	1,647
22	11,778	5,900	63,640	16,765	0,444	1,473	12,430	6,548	63,259	15,572	0,543	1,648
23	11,778	5,900	63,640	16,765	0,444	1,473	12,430	6,549	63,258	15,572	0,543	1,648
24	11,778	5,900	63,640	16,765	0,444	1,473	12,430	6,549	63,258	15,573	0,543	1,648

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo

Tabela A.25 – Decomposição da variância do modelo com o M2 para o período pós crise de 2008.

Índice de Produção Industrial												
Períodos	M2.SS	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic	M2.Div	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic
1	4,989	95,011	0,000	0,000	0,000	0,000	9,720	90,280	0,000	0,000	0,000	0,000
2	6,804	85,088	0,077	1,566	4,881	1,584	13,339	82,386	0,209	0,589	2,082	1,394
3	6,724	84,059	0,135	2,129	4,822	2,131	13,244	81,678	0,208	1,138	2,115	1,618
4	6,683	82,708	0,133	2,471	5,545	2,461	13,490	80,845	0,230	1,309	2,343	1,783
5	6,652	82,248	0,136	2,647	5,602	2,715	13,605	80,514	0,228	1,432	2,338	1,882
6	6,633	81,905	0,135	2,738	5,719	2,869	13,642	80,326	0,230	1,507	2,366	1,930
7	6,622	81,712	0,135	2,790	5,762	2,978	13,673	80,219	0,229	1,549	2,371	1,957
8	6,614	81,585	0,135	2,820	5,796	3,049	13,685	80,160	0,229	1,576	2,378	1,971
9	6,610	81,504	0,135	2,838	5,815	3,097	13,692	80,127	0,229	1,592	2,381	1,979
10	6,607	81,451	0,135	2,849	5,828	3,130	13,696	80,108	0,229	1,601	2,383	1,983
11	6,605	81,416	0,135	2,856	5,836	3,152	13,697	80,098	0,229	1,606	2,384	1,985
12	6,604	81,393	0,135	2,860	5,842	3,167	13,698	80,092	0,229	1,610	2,385	1,986
13	6,603	81,377	0,135	2,863	5,845	3,177	13,698	80,089	0,229	1,612	2,386	1,987
14	6,602	81,367	0,135	2,865	5,848	3,183	13,698	80,087	0,229	1,613	2,386	1,987
15	6,602	81,360	0,135	2,866	5,849	3,188	13,698	80,086	0,229	1,613	2,386	1,987
16	6,602	81,355	0,135	2,867	5,850	3,191	13,698	80,086	0,229	1,614	2,386	1,987
17	6,602	81,352	0,135	2,868	5,851	3,193	13,698	80,085	0,229	1,614	2,386	1,987
18	6,601	81,350	0,135	2,868	5,851	3,194	13,698	80,085	0,229	1,614	2,386	1,987

*(Continua)*

Tabela A.25 – Decomposição da variância do modelo com o M2 para o período pós crise de 2008.

*(Continuação)*

<b>Índice de Produção Industrial</b>												
Períodos	M2.SS	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic	M2.Div	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic
20	6,601	81,348	0,135	2,868	5,852	3,196	13,698	80,085	0,229	1,614	2,386	1,987
21	6,601	81,347	0,135	2,868	5,852	3,197	13,698	80,085	0,229	1,614	2,386	1,987
22	6,601	81,347	0,135	2,868	5,852	3,197	13,698	80,085	0,229	1,614	2,386	1,987
23	6,601	81,346	0,135	2,868	5,852	3,197	13,698	80,085	0,229	1,614	2,386	1,987
24	6,601	81,346	0,135	2,869	5,852	3,197	13,698	80,085	0,229	1,614	2,386	1,987
<b>Inflação</b>												
Períodos	M2.SS	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic	M2.Div	IProd Ind	IPCA	Tx de Câmbio	IC	Selic
1	7,418	8,960	83,622	0,000	0,000	0,000	3,160	12,982	83,858	0,000	0,000	0,000
2	8,026	7,883	74,314	6,456	0,584	2,738	6,295	8,923	74,522	8,377	0,083	1,801
3	7,722	6,888	66,575	10,901	1,810	6,103	8,698	7,331	65,426	12,828	2,423	3,294
4	7,268	6,726	63,368	12,421	1,740	8,478	10,047	6,557	61,379	14,938	2,812	4,268
5	7,062	6,566	61,759	12,648	1,692	10,273	11,277	6,179	58,611	15,756	3,211	4,965
6	6,965	6,481	60,816	12,533	1,709	11,495	12,043	5,980	57,156	16,047	3,325	5,449
7	6,910	6,414	60,173	12,394	1,772	12,337	12,606	5,877	56,242	16,108	3,382	5,786
8	6,873	6,363	59,702	12,301	1,859	12,902	12,985	5,821	55,694	16,087	3,395	6,018
9	6,846	6,326	59,356	12,248	1,943	13,282	13,244	5,792	55,349	16,042	3,395	6,176
10	6,826	6,299	59,103	12,222	2,014	13,536	13,418	5,777	55,133	15,999	3,391	6,283
11	6,812	6,279	58,922	12,211	2,070	13,707	13,533	5,770	54,996	15,963	3,385	6,353
12	6,802	6,265	58,793	12,207	2,111	13,822	13,608	5,766	54,909	15,937	3,381	6,400
13	6,795	6,256	58,702	12,207	2,142	13,899	13,657	5,764	54,853	15,919	3,377	6,430
14	6,790	6,249	58,639	12,208	2,164	13,950	13,688	5,763	54,818	15,906	3,375	6,450
15	6,786	6,244	58,596	12,209	2,179	13,985	13,708	5,763	54,796	15,898	3,373	6,462
16	6,784	6,241	58,566	12,210	2,190	14,009	13,720	5,763	54,782	15,893	3,372	6,470
17	6,782	6,239	58,545	12,211	2,197	14,025	13,728	5,763	54,773	15,890	3,371	6,475
18	6,781	6,237	58,531	12,212	2,202	14,036	13,733	5,763	54,767	15,888	3,371	6,478
19	6,780	6,236	58,522	12,212	2,206	14,043	13,736	5,763	54,764	15,886	3,371	6,480
20	6,780	6,236	58,515	12,213	2,208	14,048	13,738	5,763	54,762	15,886	3,370	6,481
21	6,780	6,235	58,511	12,213	2,210	14,051	13,739	5,763	54,760	15,885	3,370	6,482
22	6,779	6,235	58,508	12,213	2,211	14,053	13,740	5,763	54,760	15,885	3,370	6,482
23	6,779	6,235	58,506	12,213	2,212	14,055	13,740	5,763	54,759	15,885	3,370	6,482
24	6,779	6,235	58,505	12,213	2,212	14,056	13,740	5,763	54,759	15,885	3,370	6,483

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo