

REVISTA
CADERNOS DE
FINANÇAS PÚBLICAS
01 | 2022



Um estudo sobre a dinâmica da sustentabilidade da Dívida Pública Mineira entre 2003 e 2020: uma abordagem econométrica

Pedro Henrique Bragança dos Santos

Secretaria de Estado de Justiça e Segurança Pública - Sejustp-MG

Francisco Soares Diniz

Resumo

Nos anos 80 e 90, desenvolveu-se uma literatura especializada na investigação da sustentabilidade da dívida pública ao redor do mundo. Esta literatura era baseada em testes de raízes unitárias, modelagem de VECMs e previsões da dívida pública. Estes testes pretenderam verificar se os governos incorrem em uma trajetória insustentável da dívida, e se estão implementando um esquema de Ponzi. Os modelos visavam a diminuição da incerteza quanto à Dívida Pública, configurando-se, um importante aliado aos gestores das finanças públicas. Este trabalho objetivou a verificação de indícios da sustentabilidade da dívida pública mineira entre 2003 e 2020 por meio da abordagem econométrica da testagem da presença de raízes unitárias e a cointegração entre receita, despesa e outras variáveis pertinentes. A conclusão final foi que a Dívida Pública Mineira apresenta indícios de sustentabilidade fraca, carecendo de ações, no sentido de reestabelecer uma trajetória de sustentabilidade entre as variáveis Receita e Despesa Primária.

Palavras chaves: Dívida Pública, Cointegração, Raízes unitárias, Sustentabilidade, VECMs.

Classificação JEL: C32, C53, H74

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Projeções Dívida Interna/PIB – 2020	39
Gráfico 2 - Projeções Receita Primária/PIB – 2020.....	40

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Teste de aceitação de quebras estruturais para Dummies de level e pulso.....	25
-----------------------------------------------------------------------------------------	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Testes de raízes unitárias para as variáveis dos modelos amplo simples.....	24
Tabela 2 - Modelos estimados de Sustentabilidade Forte, Fraca e Irrestrito para 5 e 3 cointegrações.....	27
Tabela 3 - Teste de cointegração VECM Modelos Amplo Irrestrito, sustentabilidade forte e fraca para o critério de informação de Akaike.....	29
Tabela 4 - Teste de cointegração VECM Modelos Simples Irrestrito, Sustentabilidade Forte e Fraca para o critério de informação de Akaike	30
Tabela 5 - Teste de Causalidade Granger – Variável Dívida Interna/PIB – Modelo Irrestrito	31
Tabela 6 - Teste de Causalidade Granger – Variável Receita Primária/PIB – Modelo Irrestrito	32
Tabela 7 - Teste de Causalidade Granger – Variável Dívida Interna/PIB – Modelo Irrestrito ...	33
Tabela 8 - Teste de Causalidade Granger – Variável Receita Primária/PIB – Modelo Irrestrito	33
Tabela 9 - Teste LR de Exogeneidade/Homogeneidade Modelo Amplo de Sustentabilidade Fraca (5 Cointegrações)	35
Tabela 10 - Teste LR de Exogeneidade/Homogeneidade - Modelo mais simples Sustentabilidade Fraca	35
Tabela 11 - Acurácia de Forecastings Modelo Amplo.....	38
Tabela 12 - Acurácia de Forecastings Modelo Simples.....	38

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

- ADF** – Dickey-Fuller Aumentado
- FJP** – Fundação João Pinheiro
- IBCR** – Índice de Atividade Econômica Regional - Minas Gerais
- ICMS** – Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços
- IO** – Innovational Outlier
- KPSS** – Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
- LC** – Lei Complementar
- LN** – Logaritmo Natural
- LRF** – Lei de Responsabilidade Fiscal
- MAE** – Erro absoluto médio
- MAPE** – Erro da Porcentagem média absoluta
- NPG** – No Ponzi Games
- OECD** – Organization for Economic Co-operation and Development
- PIB** – Produto Interno Bruto
- PIM** – MG – Pesquisa Industrial Mensal de Minas Gerais
- PP** – Phillips-Perron
- RMSE** – Erro quadrático médio
- ROI** – Restrição Orçamentária Intertemporal
- SEF-MG** – Secretaria de Estado de Fazenda de Minas Gerais
- SEPLAG-MG** – Secretaria do Planejamento e Gestão de Minas Gerais
- STN** – Secretaria do Tesouro Nacional
- Theil** – Coeficiente de Desigualdade de Theil
- VAR** – Vector Autorregression
- VECM** – Modelo de Correção de Erros

SUMÁRIO

1	Introdução	8
2	Sustentabilidade da Dívida Pública	9
2.1	Revisão da literatura sobre a sustentabilidade da dívida pública	9
2.2	Revisão da literatura para o caso brasileiro.....	15
3	Discussão dos resultados	16
3.1	Metodologia	17
3.2	Descrição dos dados	23
3.2.1	Testes de raízes unitárias	24
3.2.2	Testes de quebras estruturais	25
3.3	Resultados Empíricos.....	26
3.3.1	Estimar equações com base de dados 2003-2020	27
3.3.2	Teste de cointegração.....	28
3.3.3	Teste de Causalidade Granger	30
3.3.4	Teste de homogeneidade-exogeneidade.....	34
3.3.5	Teste de Impulso-resposta não-convencional para dívida.....	35
3.3.6	Projeções e testes de acurácia das equações para o ano de 2020	36
4	Conclusão	41
	Referências.....	43
6	Anexos	47
6.1	Modelo Amplo Irrestrito	47
6.1.1	Saída da Equação	47
6.1.2	Teste de Causalidade Granger	48
6.1.3	Gráfico IRF.....	51

6.2	Modelo Amplo Sustentabilidade Forte	53
6.2.1	Saída da Equação	53
6.2.2	Teste de Causalidade Granger	54
6.2.3	Gráfico IRF	57
6.3	Modelo Amplo Sustentabilidade Fraca	59
6.3.1	Saída da Equação	59
6.3.2	Teste de Causalidade Granger	60
6.3.3	Gráfico IRF	63
6.4	Modelo Mais Simples Irrestrito	65
6.4.1	Saída da equação	65
6.4.2	Teste de Causalidade Granger	66
6.4.3	Gráfico IRF	68
6.5	Modelo Simples Sustentabilidade Forte	71
6.5.1	Saída do modelo	71
6.5.2	Teste de Causalidade Granger	72
6.5.3	Gráfico IRF	74
6.6	Modelo Simples Sustentabilidade Fraca	77
6.6.1	Saídas do Modelo	77
6.6.2	Teste de Causalidade Granger	78
6.6.3	Gráfico IRF	80

1 Introdução

Historicamente, nota-se, por parte do Estado, a preocupação pela sustentabilidade fiscal do endividamento público, por meio da criação de um arcabouço de legislações que buscaram o equilíbrio orçamentário no Brasil. Por ocasião do crescimento dos estoques da dívida ao redor do mundo, principalmente no EUA e Brasil, surgiu, em meados de 80 e 90, uma literatura especializada na testagem da sustentabilidade da dívida pública, seja por meio de testes de raízes unitárias, seja por meio de modelos de vetores de correção de erros e previsões da dívida pública (Hamilton e Flavin 1985; Wilcox 1989; Trehan e Walsh 1988; Bohn 1991). Desta maneira, em termos gerais, tais testes pretendem verificar se os governos, em sua política fiscal incorrem em uma trajetória insustentável da dívida e se estão implementando um esquema de Ponzi, isto é, rolando sua dívida indefinidamente e incorrendo em default (Luporini 2006). Com o desenvolvimento de tais abordagens, permitiu-se ao administrador público uma diminuição da incerteza nos caminhos que serão tomados pela dívida, uma vez que tais modelos têm seu cerne a previsão da dívida como um de seus ganhos.

Neste sentido, observou-se um grande debate principalmente a nível nacional das finanças públicas brasileiras (Pastore 1994; Rocha 1997; Issler e Lima 1997). Entretanto, no que tange as unidades da federação, este debate ainda não está fechado, pois não existem muitas contribuições nesta seara. Por conseguinte, novas contribuições na literatura são necessárias, principalmente no âmbito das finanças públicas estaduais posto que, os estados por não serem detentores dos instrumentos característicos do ente nacional (emissão de títulos, definição de taxa de juros, senhoriagem em geral etc.), a questão de como equacionar os déficits reais dos estados torna-se de difícil solução. Dado esta carência de mecanismos, resta aos entes subnacionais um rigoroso controle fiscal e tributário no intuito de prover a sustentabilidade de suas dívidas, que devem sempre evitar os déficits continuados, ao contrário do que têm sido observados na história recente de diversos estados da federação.

Em virtude deste comportamento, este trabalho ganha importância, na medida que investiga a dinâmica da dívida pública interna de Minas Gerais, entre os anos de 2003 e 2020, e a existência de indícios da sustentabilidade de suas finanças públicas, conforme os testes que a literatura indica. Ademais, este trabalho se debruça na previsão da dívida pública para o ano de 2020.

Assim sendo, neste contexto, esta pesquisa tem como principal pergunta: existem indícios de sustentabilidade da dívida pública interna mineira, em consonância com a abordagem econométrica preconizada pela literatura?

Como objetivo geral, este trabalho procura verificar se há indícios da sustentabilidade da dívida pública mineira entre 2003 e 2020 conforme a abordagem econométrica da testagem da presença de raízes unitárias e a cointegração entre receita e despesa.

Destarte, os objetivos específicos deste trabalho para a análise da sustentabilidade da dívida pública interna mineira são as seguintes: Fazer uma revisão bibliográfica sobre a literatura de sustentabilidade da dívida pública; avaliar os resultados dos testes econométricos de raízes unitárias das

variáveis que irão compor as equações, em consonância com a literatura especializada de sustentabilidade da dívida pública; estimar Modelos de Vetores de Correção de Erros – VECM para a dívida pública interna mineira verificando suas possíveis cointegrações; Proceder a testes de exogeneidade/homogeneidade específicos para a variável Receita Primária/PIB a fim de verificar seu possível de grau exogeneidade aos modelos elaborados; verificar a resposta da dívida pública, Receita Primária e Despesa Primária quando sofrem um choque exógeno de outras variáveis (análise impulse-response não convencional) e a projeção de resultados para as variáveis do modelo.

Este trabalho se compõe de quatro seções, incluindo esta introdução. No segundo capítulo, é feita uma revisão bibliográfica sobre a sustentabilidade da dívida pública, buscando fazer um painel geral sobre o estado da arte da discussão deste assunto, tanto em âmbito internacional quanto nacional.

O Terceiro capítulo discutirá a metodologia utilizada para a estimação do modelo proposto, além da descrição dos dados e a discussão dos resultados empíricos. Por fim, a conclusão revisitará os principais resultados e concluirá sobre a eficácia dos modelos.

2 Sustentabilidade da Dívida Pública

Nesta seção será abordada e conceituada a questão da sustentabilidade da dívida pública à luz da literatura. Para tal, será feita uma revisão bibliográfica sobre a mesma, trazendo à luz a discussão feita tanto internacionalmente quanto no caso brasileiro.

2.1 Revisão da literatura sobre a sustentabilidade da dívida pública

O interesse sobre a sustentabilidade da dívida pública enquanto ramo de estudo econômico se dá em virtude do crescimento da mesma nas décadas de 80 e 90, primeiro nos EUA e posteriormente no Brasil. A década de 90 para o Brasil foi de grande turbulência para as finanças públicas e a estabilização da moeda, tanto no nível federal quanto estadual e municipal. É nesta época que surgem os primeiros estudos sobre a sustentabilidade da dívida pública que serão tratados neste capítulo (Hamilton e Flavin 1985; Wilcox 1989; Kremers 1989).

Em primeiro lugar, de fato, o endividamento público é um instrumento muito utilizado pelos governos para a distribuição intertemporal ótima das políticas públicas. Isto é, o Estado, a fim de prover os serviços públicos básicos e suas políticas públicas, utiliza do endividamento (Costa 2009). Em vista disso, o conceito de sustentabilidade da dívida é algo premente para que o Estado continue provendo serviços públicos à população. Conforme (Luporini 2006), a sustentabilidade enquanto conceito seria a capacidade do Estado se endividar sem se encaminhar para um grau excessivo de acumulação de dívidas, que podem gerar a incapacidade de o Estado honrar seus compromissos com os credores, ou seja, incorrer em default. Para (Blanchard et al. 1990), a política de sustentabilidade da dívida pública pode ser definida como a convergência da razão dívida-produto a um valor constante ou ao seu nível inicial.

A literatura desenvolveu ao longo dos anos vários tipos de abordagem para a determinação da solvência do setor público. O indicador de sustentabilidade em que se faz uma razão do estoque da Dívida/Produto Interno Bruto é possivelmente um dos conceitos mais utilizados pela literatura. Este conceito determina a importância em se comparar a taxa de juros real líquida de impostos paga aos detentores de títulos governamentais à taxa de crescimento do produto real da economia (Domar 1944; Harrod 1949; Hamilton e Flavin 1985).

(Domar 1944) e (Harrod 1949) foram pioneiros em abordar a condição de sustentabilidade para a dívida governamental. Para estes autores a sustentabilidade fiscal é mantida quando a taxa de crescimento nominal da economia é maior que a taxa de crescimento do estoque nominal dos títulos do governo. Ou seja, a condição para que a sustentabilidade ocorra seria de que a razão entre títulos do governo e produto não seja divergente ao longo do tempo. Isto implica que a dívida do governo não será sustentável se o resultado primário continuar a ser igual a zero e o estoque da dívida for crescente.

Em consonância com a primeira abordagem trazida a lume, existe a chamada Restrição Orçamentária Intertemporal do Governo (ROI). Esta se inicia em termos nominais conforme expressa a equação (1):

$$B_t = (1 + i_{t-1}) * B_{t-1} + G_t - T_t(1)$$

Onde B_t é o valor nominal do estoque da dívida pública no mercado no período t ; i_t a taxa de juros nominal que incide sobre a dívida pública no período anterior; e T_t e G_t são as receitas e as despesas do governo em t . Subtraindo dos dois lados B_{t-1} tem-se que:

$$\Delta B_t = i_t * B_{t-1} + G_t - T_t(2)$$

Dividindo os dois lados pelo Produto Interno Bruto (PIB), conforme a literatura econômica da área, tem-se que:

$$\Delta b_t = r_t * b_{t-1} + g_t - t_t(3)$$

Onde b_t é a relação do estoque da dívida sobre o PIB; r_t é a taxa de juros real da economia g_t e t_t são os gastos e receitas primárias do governo em relação ao PIB. A restrição orçamentária de um governo para um dado período deverá ser estendida no tempo para que o conceito de sustentabilidade da dívida esteja completo. Assim, temos que a expansão da equação (3) para o infinito:

$$b_t = \rho^n (\sum_{n=1}^{\infty} t_{t+n} - \sum_{n=1}^{\infty} g_{t+n}) + \rho^n b_{t+n} (4)$$

Sendo que $\rho^n = [(1+h)/(1+r)]^n$ é o fator de desconto, e h representa a taxa de crescimento real da economia. A fim de se evitar que o governo se financie eternamente por meio da rolagem da dívida e do serviço de sua dívida via emissão de novos títulos, é imposta uma restrição de No Ponzi Game (NPG), satisfazendo a seguinte condição de transversalidade:

$$\lim \rho^n b_{t+n} = 0 \quad (5)$$

Por fim, aplicando recursivamente, a condição (5) deve ser tal que o estoque do endividamento em t será igual à soma dos futuros superávits primários em termos de valor presente, conforme demonstrado abaixo em (6):

$$b_t = \rho^n \left(\sum_{n=1}^{\infty} t_{t+n} - \sum_{n=1}^{\infty} g_{t+n} \right) \quad (6)$$

Em suma, a equação (6) demonstra que a dívida será sustentável quando a taxa de crescimento do PIB real seja maior que a taxa de crescimento dos juros, *ceteris paribus*. Outra condição de sustentabilidade é quando os superávits primários, em termos de valores presentes, compensam o estoque da dívida. Ou seja, a restrição orçamentária intertemporal do governo estabelece que a dívida pública em valores correntes é igual ao somatório dos fluxos futuros, descontando-se os resultados primários do governo.

No entanto, conforme pontua a literatura, esta abordagem tem alguns problemas em sua formulação (Costa 2009; Bertussi 2013). Em primeiro lugar, o governo não consegue garantir a promessa da sustentabilidade por meio do controle da taxa de crescimento nominal do produto, em segundo lugar, esta abordagem não considera a incerteza dos pagamentos do estoque da dívida ou da existência de superávits ou déficits primários que podem ocorrer no mundo real. Assim, a incerteza poderia acarretar várias trajetórias possíveis da dívida.

A partir disso, são desenvolvidos vários trabalhos que adicionam a incerteza no modelo. A primeira análise da restrição orçamentária intertemporal, desenvolvida por (Hamilton e Flavin 1985) é feita por meio de testes de raízes unitárias e buscaram testar duas hipóteses sobre a limitação dos empréstimos governamentais, quais sejam: (i) o não-impedimento do governo incorrer em déficits orçamentários permanentes seja pagando juros devido aumento de dívida ou, simplesmente, emitindo nova dívida; (ii) ou ainda, a não-disposição dos credores em comprar novos títulos de dívida pública, a não ser que os governos assumissem um compromisso de equilibrar suas contas públicas em termos de valores presentes. Desta maneira, o interesse dos autores é testar se o governo obedece a tal restrição.

Os referidos autores fizeram dois tipos de testes para verificar a sustentabilidade do endividamento público norte-americano no período 1962-1984. O primeiro seria testar a hipótese de estacio-

nariedade tanto da dívida como dos déficits (exclusive juros), através do teste Dickey-Fuller (DF). O teste em questão, aplicado nas duas séries, rejeitou a hipótese nula de raiz unitária, o que validaria a hipótese de sustentabilidade da dívida americana para o período analisado.

O segundo foi utilizar-se do teste de (Flood e Garber 1980) citado em (Hamilton e Flavin 1985), e teve o intuito de testar a condição de NPG. Este teste demonstrou que não poderia rejeitar a hipótese da condição de cumprimento da NPG, dando, portanto, suporte à hipótese de sustentabilidade da dívida. Assim, (Hamilton e Flavin 1985) concluem, a partir dos testes anteriormente explicitados, de que os déficits recorrentes ocorridos entre 1960–1981 da dívida americana não conseguiram abalar a sustentabilidade da dívida pública americana.

A introdução dos testes de estacionariedade abrem um novo caminho no rol dos testes para a sustentabilidade intertemporal da dívida pública. Após a análise de Hamilton e Flavin (1985) seguiram-se várias outras nas quais foram adicionados testes de cointegração entre as variáveis estudadas. (Trehan e Walsh 1988), por exemplo, utilizam de uma base de dados maior que (Hamilton e Flavin 1985), compreendendo um período de análise de 1890 a 1986, explicitando que, sendo a taxa de juros real da economia constante, o teste de sustentabilidade da dívida poderia ser feito de duas maneiras: (i) testando a estacionariedade da primeira diferença da dívida (o déficit nominal é ou não estacionário?); (ii) ou ainda testando a hipótese de cointegração entre receitas e despesas do governo, ou seja, pagamento de juros está incluso neste cálculo.

Os estudos de (Trehan e Walsh 1988) apontaram conclusões diversas sobre a sustentabilidade da dívida pública americana. As divergências de resultados podem ser advindas, segundo os autores, devido ao baixo poder dos testes anteriormente usados ou à possibilidade de não-estacionariedade da taxa de juros real. Todavia, os mesmos evidenciaram a necessidade do equilíbrio do orçamento do governo como um todo. Portanto, existiria, para estes autores a necessidade da cointegração das despesas de governo, receitas de impostos e senhoriagem. Desta forma, a condição de estacionariedade do déficit é necessária, mas não suficiente, para o equilíbrio orçamentário intertemporal. Assim sendo, a solvência seria testada pela estacionariedade do superávit total (pagamento de juros inclusive), sendo equivalente ao teste de cointegração entre o estoque da dívida e do superávit.

(Wilcox 1989), por sua vez, dialoga com os estudos pioneiros de (Hamilton e Flavin 1985) e estende o trabalho dos mesmos assumindo algumas premissas, tais como: (i) a admissão de taxas de juros estocásticas em contraposição a assunção dos autores pioneiros de que as taxas de juros seriam constantes; (ii) a assunção da não estacionariedade dos superávits primários (sem juros), diversamente de Hamilton e Flavin; (iii) além de permitir a possibilidade de violações estocásticas na ROI, enquanto os dois autores assumiam que qualquer uma dessas violações seria não estacionária.

O autor em questão modelou suas hipóteses por meio de um modelo ARIMA, estimando o estoque da dívida descontada, e a sustentabilidade da política fiscal seria dada em função da previsão da trajetória da dívida. Sua principal conclusão foi de que, contrariamente à (Hamilton e Flavin 1985),

existiam fortes evidências de insustentabilidade na condução da política fiscal americana, principalmente no pós-1974 e a ROI parecia não ser satisfeita. Além disso, o período de 1960-1984 havia forte evidência de mudanças estruturais na política fiscal e não poderia ser tratado como um todo.

(Kremers 1989), em artigo seminal, examina a condução da política fiscal americana desde 1920 e verificou se ela foi influenciada pelo aumento do estoque da dívida pública federal. Sua principal hipótese era de que o equilíbrio entre a razão dívida/PIB garantido pela existência de superávits primários ao longo do tempo, seria suficiente para manter a sustentabilidade da dívida pública. A análise do autor concluiu que as restrições de longo prazo advindas do aumento do estoque da dívida, influenciaram a conduta anual da política fiscal desde 1920 e os períodos seguintes de antes e pós-Segunda Guerra Mundial tiveram efeitos estabilizadores sobre a razão da dívida-produto. Encontrou-se ainda sinais de mudanças na condução da política fiscal após 1981, onde foram gerados aumentos no serviço e no estoque da dívida, gerando déficits não consistentes com os das décadas anteriores. Em adição, o artigo de (Kremers 1989) encontrou evidências sugestionando que o artigo pioneiro de (Hamilton e Flavin 1985) utilizou-se de um teste de raiz unitária com baixo poder explicativo.

Nesta mesma esteira, (Hakkio e Rush 1991) testam se existe a cointegração entre receitas fiscais e gastos orçamentários primários e não primários como proporção do PIB, entre 1950 e 1988, utilizando a restrição orçamentária em termos reais, uma vez que a taxa de juros deve ser estacionária.

No entanto, diferentemente de outros autores, (Hakkio e Rush 1991) separaram suas análises em períodos de tempos tais como 1950:II até 1988:IV; 1964:I até 1988:IV e 1976:III até 1988:IV. Essa quebra em subperíodos demonstra a preocupação dos autores em razão das quebras estruturais da série histórica. Os autores observaram que a política de gastos do governo americano permanecia violando a restrição orçamentária intertemporal, em virtude dos elevados déficits orçamentários. Assim sendo, os gastos governamentais deveriam ser reduzidos e os impostos elevados.

No que tange aos testes de cointegração, os autores sugeriram que entre 1950:II a 1988:IV existiria cointegração entre receitas e despesas em termos reais e per-capita. Já os períodos 1964:I a 1988:IV e 1976:III a 1988:IV rejeitaram a cointegração entre as séries de receita e despesa, indicando uma mudança no comportamento fiscal do governo e uma possível indicação de violação da restrição orçamentária-intertemporal, ou seja, existe a evidência de insustentabilidade da dívida pública americana entre 1975 a 1988 (Hakkio e Rush 1991).

Na esteira dos trabalhos que utilizam da análise da presença de raízes unitárias nas séries temporais, a fim de determinar a estacionariedade ou não destas, bem como a verificação da cointegração entre receitas e despesas, (Quintos 1995) em seu artigo investiga as condições de sustentabilidade para a dívida pública além de procurar quebras estruturais na política fiscal americana entre 1947-1986. A autora chegou à conclusão de que o endividamento americano é sustentável, apesar da presença de uma quebra estrutural em meados da década de 80, indicando uma mudança na política fiscal dos EUA para o período analisado. A grande inovação em seu trabalho foi o desenvolvimento de dois

conceitos de sustentabilidade, forte e fraca. A primeira, chamada forte, inspirada nos trabalhos de (Hamilton e Flavin 1985; Trehan e Walsh 1988) onde o endividamento público deve ser estacionário e as receitas e despesas públicas devem ser cointegradas, usando para tal um vetor de cointegração (1,-1), ou seja, um aumento de despesas devem ser acompanhadas de um aumento igual em receitas ou um aumento de receitas induzem um aumento de despesas.

Conforme (Quintos 1995), a condição fraca de sustentabilidade tem como principal premissa a estacionariedade em primeira diferença das receitas e despesas e sua cointegração com vetor da ordem (1, -b), sendo $0 < b \leq 1$. Ou seja, nessa condição, a cointegração entre receitas e despesas é suficiente para a sustentabilidade do endividamento público.

Apesar de consagrada a metodologia anterior de testes de estacionariedade, (Bohn 1995) fez uma série de críticas a estes modelos. Os modelos testam se a política fiscal é consistente com a ROI, no entanto, conforme é demonstrado pela literatura, existem controvérsias entre os resultados da sustentabilidade da dívida pública para os EUA, mesmo se forem analisadas as mesmas séries temporais (Kremers 1989; Trehan e Walsh 1988; Hamilton e Flavin 1985; Wilcox 1989). Um dos aspectos citados pelo autor é o arcabouço determinístico que acaba por muitas vezes limitar a análise, uma vez que essa premissa implicaria no fato de que as economias analisadas são dinamicamente eficientes, onde a taxa de juros real livre de risco da economia é sempre maior que o crescimento real do PIB.

Conforme (Bohn 1995), os testes de raízes unitárias e análise da cointegração entre receitas e despesas apresentariam uma série de resultados questionáveis, uma vez que são estritamente baseados em condições assintóticas. Ou seja, o Estado incorrer em déficits primários expressivos não garante que o mesmo esteja descumprindo a restrição orçamentária intertemporal. Visto que no momento futuro, o mesmo governo pode obter superávits consideráveis e recuperar a condição da ROI sobre a sustentabilidade da dívida.

Bohn (1995; 1998) introduz uma nova abordagem para a sustentabilidade fiscal do governo, a partir de novos testes econométricos. Sua análise foca a relação entre o resultado primário e as mudanças na razão dívida/PIB da economia americana, a chamada função de reação fiscal (FRF). Esta função é estritamente positiva, linear e uma das condições para a sustentabilidade da dívida pública. É uma abordagem diferente da tradicional pois não considera o comportamento da taxa de juros. Esta pode ser descrita pela seguinte regressão:

$$rp_t = \beta b_t + \alpha X_t + \varepsilon \quad (7)$$

Sendo que rp_t é o resultado primário do governo em razão do PIB, b_t é a razão do estoque da dívida com o PIB ao longo do tempo, X_t é um vetor de componentes no qual estão várias variáveis responsáveis pelo resultado primário e ε é o termo de erro. (Bohn 1998) chega à conclusão de que se as séries rp_t e b_t forem estacionárias, ocorrerá a necessidade da explicitação de outras variáveis no vetor X_t , de maneira explícita. Em caso de não inclusão deste vetor explicitamente modelado, pode ter

um risco de viés por variáveis omitidas. No entanto, quando as variáveis são integradas de ordem 1 (modelo ARMA) e cointegradas, não precisamos modelar explicitamente X_t . Assim o vetor de cointegração será restrito a $(1, -\beta)$, indicando uma reação ao resultado primário no endividamento público.

O modelo de (Bohn 1998) tem uma série de limitações. Conforme (Sarvi 2011) o FRF fornece apenas informações retrospectivas de políticas fiscais. No entanto, o interesse deste tipo de estudo é também projetar resultados a fim de verificar qual o padrão que a dívida deve seguir para se tornar sustentável. Ademais, o modelo em questão de Bohn, diferentemente das abordagens tradicionais não fornece a medida quantitativa de sustentabilidade, somente se limitando a aceitar ou rejeitar a hipótese da sustentabilidade. Por fim, a transição demográfica que ocorre nos países em desenvolvimento é um fenômeno que inspira cautela para todos os estudiosos do assunto, visto que o ambiente político-institucional e mesmo a situação das finanças públicas é algo volátil. A presença de esqueletos financeiros e de passivos contingentes relacionados à previdência social faz com este tipo de abordagem deva ser olhado com mais cautela.

2.2 Revisão da literatura para o caso brasileiro

No caso brasileiro, a investigação da sustentabilidade da dívida pública de maneira econométrica iniciou-se com (Pastore 1994). Este autor, em seu trabalho, analisou o período entre 1974 e 1989, testando a primeira diferença do endividamento público brasileiro. Seus resultados indicaram a sustentabilidade da dívida pública brasileira para o período, porém, esta sustentabilidade estaria condicionada à obtenção de receitas com senhoriagem¹.

(Rocha 1997), por seu turno, investiga a sustentabilidade da dívida pública federal entre 1980 a 1993, utilizando da metodologia de (Trehan e Walsh 1988) e (Hakkio e Rush 1991), testando a estacionariedade da primeira diferença da dívida pública e cointegração das receitas e despesas fiscais, respectivamente. Os resultados de seu estudo indicaram a senhoriagem como principal variável para o equilíbrio orçamentário intertemporal.

(Issler e Lima 1997) por sua vez testaram se a dívida pública brasileira em relação ao PIB foi sustentável entre 1947 e 1992, e como o governo equilibrou o orçamento após choques nas receitas ou despesas. Os autores utilizaram de testes de raízes unitárias, testes de cointegração entre as variáveis, testes de exogeneidade para verificar o comportamento das variáveis consideradas, verificando se existia algum tipo de comportamento particular nelas que não permitiam a cointegração no modelo de VECM. Os testes feitos apontaram para uma sustentabilidade da dívida caso a receita de senhoriagem for incluída nas receitas do governo. O teste de exogeneidade de Granger aponta uma fraca exogeneidade de despesas públicas. Outra conclusão advém do teste não-convencional de impulso-resposta, onde este demonstra que independente da origem do desequilíbrio fiscal inicial (choques de despesas ou receitas), ele é eliminado por meio de uma mudança futuras nos impostos.

1 Conforme (Giambiagi e Além 2011) senhoriagem é “o fluxo de criação nominal de base monetária”.

Dialogando com a situação do Plano Real à época, os autores (Issler e Lima 1997) observam a diminuição da receita com senhoriagem e o aumento dos gastos públicos, gerando déficits persistentes que poderiam levar a dívida brasileira para um caminho insustentável. Assim, estes autores relatam que tal procedimento levaria ou ao aumento de impostos, excluído a senhoriagem ou o aumento das receitas da senhoriagem. Estas duas medidas teriam efeitos nefastos para a população brasileira. No primeiro caso, os brasileiros seriam os cidadãos mais tributados da América Latina, com poucos serviços públicos como contrapartida, no segundo, a inflação voltaria a subir e causar a perda do poder de compra dos brasileiros.

A literatura também investigou a sustentabilidade dos governos subnacionais (Fontenele et al. 2015; Moura 2017). Em (Fontenele et al. 2015), é analisado o endividamento público dos 26 estados da federação e do Distrito Federal no período de 2000 a 2010 após a implementação da LRF. Para essa análise de sustentabilidade aplicou-se o teste de raízes unitárias de Im de (Pesaran e Shin 2003 citado por Fontenele et. al 2015), para dados em painel. Este teste considera que os coeficientes autorregressivos podem variar livremente para cada unidade analisada, objetivando descobrir se existe estacionariedade na razão dívida/PIB. Os principais resultados encontrados foram que exceto estados da Região Centro-Oeste, todos os demais indicaram uma tendência de insustentabilidade da dívida pública, tanto de forma agregada quanto desagregada. Por fim os autores concluem que as UF não conseguirão honrar seus compromissos financeiros sem recorrer a mudanças bruscas na política econômico-fiscal.

Em (Moura 2017), é analisado se existe a sustentabilidade do endividamento dos estados brasileiros no período compreendido entre 1995 a 2012. Desta maneira, os autores desagregam os balanços fiscais em três, com o objetivo de verificar o impacto das transferências governamentais na condução das políticas fiscais estaduais. Para isso, o autor em questão utilizou da metodologia de (Hakkio e Rush 1991; Quintos 1995) para um painel de 26 estados e o Distrito Federal, entre 1995 e 2012. Outro aspecto constatado pelo referido autor é a existência de correlações entre as unidades de corte transversal. As principais conclusões do autor em seu estudo foram, a existência de indícios de sustentabilidade da política fiscal dos estados brasileiros no período, uma vez que as séries de receitas e despesas (em % do PIB) são cointegradas, a constatação da dependência das transferências governamentais e a baixa reação das receitas tributárias face às despesas não financeiras estaduais.

3 Discussão dos resultados

Nos subcapítulos a seguir, serão discutidas a metodologia deste trabalho, a descrição das séries históricas presentes na modelagem econométrica e o modelo propriamente dito. Em primeiro lugar, será delineada a metodologia utilizada para a estimação do modelo, estabelecendo as variáveis importantes, os testes necessários para que sejam garantidas as premissas e como serão feitas as previsões. Após, serão descritas e discutidas as características dos dados, conforme explicitado na metodologia, e por fim, será analisado o modelo de dívida interna proposto e suas previsões.

3.1 Metodologia

O presente trabalho, conforme já explicitado em capítulos pregressos se propõe a investigar a existência da sustentabilidade da dívida pública interna mineira. Assim sendo, em primeiro lugar, buscou-se fazer uma revisão da literatura atinente ao tema de sustentabilidade da dívida pública, englobando desde a ROI até os diferentes testes econométricos já explicitados no capítulo passado, sejam eles de raízes unitárias, cointegração e modelagem de equações tipo ARIMA, VECM e FRF (Domar 1944; Harrod 1949; Hamilton e Flavin 1985; Trehan e Walsh 1988; Kremers 1989; Quintos 1995; Bohn 1998).

A seguir será descrita a metodologia que foi utilizada no intuito da testagem da sustentabilidade da dívida pública mineira. Todos os dados presentes na monografia foram deflacionados pelo IPCA ou pelo CPI (Consumer Price Index) de acordo com a moeda. De fato, tais indicadores são proxies para medir o aumento de preços e a inflação no período. Desta maneira, os dados desta monografia estão em valores constantes. Enfatiza-se que por este estudo se interessar pelas inflexões mensais das diversas variáveis, optou-se por não fazer a dessazonalização dos dados.

A base de dados utilizada para a análise foi composta de dados produzidos pela Fundação João Pinheiro (FJP), Federal Reserve Bank of St. Louis, Banco Central do Brasil e do IBGE, além de dados cedidos pelas SEF-MG e SEPLAG-MG. Os dados utilizados na análise foram compostos do estoque e do serviço da dívida pública interna mineira mensalizados a valores constantes do IPCA entre os anos de 2003 a 2020 (leis 9.496/1997, dívida das leis 7.976/1989 e 8.727/1993, entre outras dívidas); receitas e despesas primárias do estado de Minas Gerais; serviço da dívida interna; taxa de juros básica da economia americana (Prime) - deflacionada pelo CPI; os dados trimestrais encadeados do PIB mineiro de 2003 a 2020; o Índice de Atividade Econômica Regional – Minas Gerais (IBCR) – BACEN, mensalizado para o Sudeste; Taxa SELIC acumulada 12 meses; Câmbio deflacionado pelo CPI, PIM-MG (Pesquisa Industrial Mensal de Minas Gerais - IBGE), ICMS mineiro – Secretaria de Estado da Fazenda de Minas Gerais, Exportação de Minas Gerais para a China² - MDIC, Câmbio deflacionado pelo CPI. Reitera-se que todos os dados foram logaritmizados, excetuando-se as taxas SELIC acumulada 12 meses, Prime americana e o câmbio US\$/R\$. Tal decisão se baseia em dois fatos: redução do efeito de viés e a imposição no modelo de uma adequada forma de comparação do comportamento das variáveis, pois muitas vezes essas estão em diferentes grandezas. Assim sendo, fica mais justa a comparação em taxas de variação. A mensalização do PIB mineiro foi feita da seguinte forma, o PIB anual mineiro foi multiplicado pela série encadeada fornecida pelos dados da FJP e, posteriormente, cada trimestre foi multiplicado pelo valor mensal do IBCR, visto que este conjunto de dados indica a atividade econômica regional.³

2 Proxy para exportação de Minas Gerais em virtude de sua alta representatividade.

3 Conforme nota metodológica do Banco Central, o IBCR-MG é constituído por diversas proxies de atividades econômicas regionais e visa “refletir os movimentos da atividade econômica regional de forma mais tempestiva”. (BRASIL, 2017).

Em conformidade com a literatura revisada, foram testadas a presença de raízes unitárias por meio dos testes ADF⁴, PP⁵ e KPSS⁶; além dos testes de quebras estruturais sazonais (ADF e PP). O teste de raízes unitárias feitas neste trabalho objetivou a verificação da estacionariedade das variáveis em questão, uma vez que a não-rejeição da hipótese alternativa dos testes de raízes unitárias é condição sinequanon para que não sejam rejeitados os indícios de sustentabilidade da dívida pública, em consonância com trabalhos pregressos (Hamilton e Flavin 1985; Wilcox 1989; Trehan e Walsh 1988; Quintos 1995). De fato, conforme explicita Bueno (2015), a estacionariedade é um dos conceitos centrais para a estimação de uma série temporal, ele garante a validade da inferência estatística dos parâmetros estimados de um processo estocástico. Formalizando o conceito de estacionariedade⁷ considera-se que uma série temporal qualquer $\{y_t, t \in Z\}$, sendo $Z = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$, será estacionária se:

1. $E|y_t|^2 < \infty$
2. $E(y_t) = \mu$, para todo $t \in Z$; e
3. $E(y_t - \mu)(y_{t-j} - \mu) = \gamma_j$

Os dados foram testados em level e primeira diferença. Em todos os testes analisados, utilizou-se o critério de Akaike para decisão. No teste ADF, extensão do teste Dickey-Fuller, conforme nos ensina (Enders 2014), tem como principal intuito a estimação de um modelo autorregressivo de modo a verificar a presença de raízes unitárias na série estudada. Suas hipóteses são as seguintes:

H_0 : tem raiz unitária (não é estacionária)

H_1 : não tem raiz unitária (é estacionária)

Em caso de não podermos deixar de rejeitar o H_0 , a série será diferenciada uma vez de forma a eliminar a tendência e as raízes unitárias da série.⁸ De acordo com (Enders 2014), se uma determinada série histórica apresenta uma quantidade de raízes unitárias, o teste é ineficaz para avaliar esse contexto. Esta é uma das limitações do teste em questão.

Para sanar a limitação do teste citado no parágrafo anterior, aplica-se o teste de Phillips-Perron no intuito de verificar múltiplas quebras estruturais. O qual faz correções não-paramétricas de modo

Assim, ela composta de uma amálgama das seguintes atividades econômicas: Agropecuária, Indústria de transformação e Indústria extrativa, Produção e distribuição de eletricidade, Construção Civil, Comércio, Serviços de transportes, Serviços de informação, Intermediação financeira, Serviços prestados às empresas, Administração, saúde e educação públicas, Saúde e educação mercantis, Serviços prestados às famílias, Serviços domésticos. Tal composição permite o IBCR ser uma proxy bastante fiel do retrato da atividade econômica regional.

4 Dickey-Fuller Aumentado.

5 Phillips-Perron.

6 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

7 Para mais informações ver Bueno (2015, p. 17).

8 Para mais informações ver Enders (2014) e Bueno (2015).

a permitir sua consistência mesmo que exista dependência entre as variáveis defasadas e correlação serial entre os erros. Sendo assim, é desnecessário a especificação de um modelo autorregressivo de ordem alta para expurgar a correlação serial dos resíduos. De maneira similar ao teste anterior, será testada a presença ou não de raízes unitárias na série analisada, conforme as hipóteses h_0 e h_1 apresentadas. O método para a janela de estimação será o Barlett que é o default do Eviews e a Bandwidth também será a default, chamada Newey-West Bandwidth (Bueno 2015).

Uma vez examinada a presença de raízes unitárias para cada uma das séries históricas em level e em primeira diferença, verificou-se a presença de quebras estruturais nas variáveis presentes nos modelos, ou seja, quando os valores de uma determinada série histórica mudam de forma bastante pronunciada, testa-se a mudança de level ou a ocorrência de um pulso. Assim, procede-se aos testes de quebras estruturais preconizado por (Perron 1989) e melhorado por (Vogelsang e Perron 1998). Através de modelagem Additive Outlier (AO) ou Innovational Outlier (IO), o teste Phillips-Perron detecta quebras estruturais de curta ou longa duração. No que concerne ao AO, este modela choques estruturais sem reverberações no longo-prazo, ao passo que o teste IO é afeto a mudanças perenes do intercepto da variável. No intuito de modelar eventos históricos, tais como mudanças nas legislações (Leis complementares 148/2014⁹ e 156/2016) e quebras estruturais tendo como exemplo a COVID-19, foram acrescentadas às equações dummies de pulso e de level. Por consequência, as especificações do caso mineiro utilizaram-se do critério IO para uma modelagem que guarda similaridades com a realidade do momento histórico estudado.

Uma vez testada a presença de raízes unitárias nas variáveis em estudo, este trabalho estimará os modelos sustentabilidade da dívida pública. Serão modeladas equações do tipo VECM (Vetor de Correção de Erros). A principal característica desse tipo de modelo é o seu significado econômico, em virtude dos componentes de curto e longo prazo. Ademais, este tipo de abordagem, prima pela cointegração entre variáveis. Consoante (Engle e Granger 1987) a cointegração pode ser conceituada:

Diz-se que uma série sem componentes determinísticos e que tenha uma representação estacionária, invertível e ARMA, após ser diferenciada d vezes é integrada de ordem d e é denotada como um vetor $x_t \sim I(d)$ (Engle e Granger 1987, 252, tradução dos autores).¹⁰

Nessa lógica, os elementos contidos em X_t são integrados de ordem d , em outras palavras, $I(d)$; além disso, existe um vetor não nulo, β , de forma que:

9 Assim dispõe a LC 148/2014: “Altera a Lei Complementar no 101, de 4 de maio de 2000, que estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal; dispõe sobre critérios de indexação dos contratos de refinanciamento da dívida celebrados entre a União, Estados, o Distrito Federal e Municípios; e dá outras providências”.

10 Tradução nossa: “A series with no deterministic component which has a stationary, invertible, ARMA representation after differencing d times, is said to be integrated of order d , denoted $x_t \sim I(d)$ ”.

$$u_t = X_t' \beta \sim I(d - b), b > 0$$

Assim, todas as variáveis incluídas no vetor devem ter a mesma ordem para poder serem cointegradas. Essa cointegração se justifica na medida em que estas variáveis econômicas têm comportamentos e dinâmicas parecidas, além de receberem e gerar efeitos entre si, guardando uma relação de equilíbrio de longo prazo. Desta maneira, as variáveis presentes no vetor em questão são estacionárias na primeira diferença e com tendência estocástica. No longo prazo quando $X_t' \beta = 0$, o vetor β de cointegração definirá uma combinação linear perfeita com X_t em que há uma tendência comum, sem desvios. Contudo, no curto prazo existirão desvios temporários, em virtudes de choques econômicos, que deslocam as variáveis da tendência comum (Engle e Granger 1987; Bueno 2015). Desta maneira, a teoria da cointegração se fundamenta em dois pontos, o teste dos resíduos u_t para a confirmação da estacionariedade da variável; e o segundo ponto, caso u_t seja estacionário, ele se utilizará das informações obtidas para melhor ajustar o modelo VAR. Daí tem-se o nome do modelo VECM, pois se incorpora ao modelo os erros de equilíbrio do longo prazo¹¹ (Bueno 2015).

Uma vez definida a abordagem, passa-se então à modelagem do VECM. Inspirado nos modelos clássicos da literatura já vistos na seção 2, o primeiro passo da modelagem será determinar a restrição orçamentária do governo, sendo que B_t é a dívida pública governo, G_t as despesas primárias do governo, T_t são as receitas primárias do governo, i_t são os juros incidentes sobre o estoque da dívida pública; e o ε_t é o erro estatístico.

$$B_t = (G_t - T_t) + (1 + i_t)B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Subtraindo-se B_{t-1} nos dois lados, a equação inicial na primeira diferença ficaria redefinida para a seguinte forma, sendo que DEF é o déficit primário do governo:

$$\Delta B_t = DEF + i_t * B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Dividindo os dois lados pelo PIB, a equação inicial fica da seguinte forma:

$$\frac{\Delta B_t}{PIB} = i_t * \frac{B_{t-1}}{PIB} + \frac{DEF}{PIB} + \varepsilon_t \quad (10)$$

No modelo da dívida interna, adicionou-se as seguintes variáveis: ICMS de Minas Gerais; PIM-MG; SELIC 12 meses e exportação e uma série de variáveis exógenas ao modelo tais como o serviço da dívida interna; Taxa de Juros Básica Americana Prime deflacionada pelo CPI, Câmbio dólar

11 Para mais informações ver (Bueno 2015; Enders 2014; Engle e Granger 1987).

real, as mudanças impetradas pela lei complementares 148¹² e 156¹³, as sazonalidades dos meses do ano, bem como uma série de dummies ligadas às mudanças nas diversas variáveis escolhidas.

$$\frac{\Delta B_t}{PIB} = i_t * \frac{B_{t-1}}{PIB} + \frac{DEF}{PIB} + \psi_t + \sigma_t + \theta D_t + saz + \varepsilon_t \quad (11)$$

Sendo que ψ_t um vetor com as variáveis endógenas ao modelo que não pertencem ao modelo clássico, σ_t um vetor com as variáveis exógenas do modelo, saz com as sazonalidades dos meses do ano e θD_t as dummies de pulso e level no período. Com o objetivo de se medir as variáveis do período analisado, em termos de taxas, as variáveis endógenas foram tomadas em termos de logaritmo natural. A única exceção recaiu sobre a Taxa Selic Acumulada 12 meses. Sendo assim, estas variáveis foram diferenciadas uma vez, atingindo um nível de estacionariedade de forma a se cointegrarem conforme o vetor $X_t^f = (T_t, G, B, \psi_t)$, com elementos de um vetor cointegrado tal que $(1, r, \dots, 0)$. A representação de um processo cointegrado de X_t será:

$$A(L)\Delta X_t = -\alpha \beta' X_{t-1} + \theta D_t + saz + u_t \quad (13)$$

Expandindo a equação para o infinito.

$$A(1)\Delta X_{t+n} = \sum_{i=1}^n \alpha \beta' X_{t+n} + \sum_{i=1}^n \theta D_t + \sum_{i=1}^n saz + u_t \quad (14)$$

Todavia, a abordagem escolhida, só estará completa após ser verificada a condição de No Ponzi Games (NPG), isto é, tal hipótese considera que o governo não se financiará eternamente por meio do serviço da dívida e nem pela emissão de novos títulos. Assim, essa condição de transversalidade, NPG¹⁴ deve ser satisfeita de tal forma que:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n b_{t+n} = 0 \quad (15)$$

Após a modelagem foram estimadas duas famílias de modelos, um com menor número de variáveis, que procurou seguir uma abordagem consagrada pela literatura e outro com maior número de variáveis, objetivando incorporar informações de contexto econômico. A fim de escolher o número de lags a serem utilizados, foram observados, por meio do teste de exclusão de defasagens de Wald, aque-

12 Esta Lei altera a LRF, além de mudar a indexação dos contratos de refinanciamento da dívida entre União, Estados, Municípios e o Distrito Federal. Neste sentido, a inclusão desta variável buscou ser uma proxy que mede as mudanças ocorridas no período analisado.

13 Esta lei estabelece plano de auxílio aos estados e ao Distrito Federal e medidas de estímulo ao reequilíbrio fiscal, além de estabelecer algumas mudanças nas legislações subjacentes ao arcabouço legislativo das finanças públicas brasileiras.

14 Essa condição ou hipótese do modelo determinístico impõe à equação da sustentabilidade da dívida pública que o governo não poderá se financiar por meio da rolagem eterna da dívida via emissão de novos títulos, garantindo assim uma solução ótima (MOURA, 2017).

las com menores p-valores e maior significância conjunta. Em consonância com (Lütkepohl 2005), para que um VAR (Vector Autorregression) ou VECM seja estacionário ou estável, este deve ter todas suas raízes dentro de seu círculo unitário, tirando, as cointegrações. Caso o modelo não seja estável, alguns resultados obtidos podem não ser válidos e a dívida pública não observará a restrição orçamentária e terá um caminho explosivo.

Nos dois modelos estimados, procurou-se adaptar a abordagem preconizada por (Quintos 1995) ao caso da dívida pública interna mineira/PIB, na medida que tal abordagem objetivava a medição da sustentabilidade da dívida, dividindo a mesma em sustentabilidade forte e fraca. Conforme já explicitado na seção 2, a sustentabilidade forte seria definida como um vetor de cointegração (1,-1) para as Receitas primárias/PIB e Despesas Primárias/ PIB, respectivamente, implicando assim, no fato de que todo aumento de despesas leva a um aumento de receitas em igual número e vice-versa. Já a condição de fraca sustentabilidade tem como principal premissa somente a cointegração entre receitas e despesas, sendo a sua cointegração um vetor da ordem (1, -b), sendo $0 < b \leq 1$. Desta maneira, o conceito de sustentabilidade forte se confunde com o conceito de homogeneidade e o conceito de sustentabilidade fraca, e se encontra entre o conceito de fraca exogeneidade e homogeneidade.

No entanto, neste trabalho adicionaremos à definição de (Quintos 1995) sobre sustentabilidade da dívida pública, o conceito do Teste de Exogeneidade elaborado e desenvolvido por (Engle, Hendry, e Richard 1983; Ericsson 1991; Johansen 1992) para a variável Receita Primária/PIB, de forma a verificar se a mesma sugere indícios de não ter uma dinâmica semelhante à da Despesa Primária/PIB.

Na dependência do resultado deste teste, a variável em questão, dado seu grau de exogeneidade, que pode ser fraca, forte e super-exógena, tendo em vista a Causalidade de Granger e/ou invariância deverá ser considerada exógena ao modelo e conseqüentemente se prestará a funções distintas tais como inferências, projeções e simulações. Além disto, o Teste de Exogeneidade pode apontar na direção de uma insustentabilidade futura da dívida pública mineira (Ericsson 1992; Johansen 1992)¹⁵.

Após a estimação dos modelos, observa-se a Causalidade-Granger, que demonstra o quanto cada variável é capaz de gerar inputs nas demais e quais são os feedbacks que cada uma recebe das outras. Este teste indica em qual variável teria ocorrido o primeiro choque, no “sentido de Granger” (Enders 2014). Neste momento, cabe salientar que uma variável que tenha sido testada como de fraca exogeneidade e que também não seja considerada endógena no sentido de Granger, é conceituada como fortemente exógena.

Na sequência, procedeu-se aos testes de Johansen para a definição de quantas cointegrações seriam suportadas pela modelagem em questão. De fato, este é um dos mais importantes testes apresentados para o modelo VECM, pois dele advém as relações de cointegrações entre as variáveis que dão corpo ao modelo elaborado.¹⁶

15 Para mais informações a respeito de testes de exogeneidade ver (Ericsson 1992)

16 Para mais informações ver: JOHANSEN, Søren. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaus-

O teste de Impulso-Resposta, também conhecido como impulse-response visa observar o tempo transcorrido entre a ocorrência de um choque e o retorno de cada variável ao seu nível de equilíbrio anterior, se é que este equilíbrio é reestabelecido. Também é importante salientar que se uma variável não apresentar nenhuma resposta induzida pelo choque inicial de outra variável, mas que mesmo assim seja capaz de induzir efeitos nas demais variáveis, ela é considerada como invariante. Voltando ao conceito de exogeneidade, este comportamento, aliado à exogeneidade fraca é conceituada como super-exógena (Engle, Hendry, e Richard 1983; Ericsson 1992; Johansen 1992).

Nesse seguimento, serão feitas projeções para a variável Dívida Pública Interna/PIB e Receita Primária/PIB conforme as modelagens feitas neste trabalho (Modelo Amplo Irrestrito, Modelo Amplo Sustentabilidade Forte, Modelo Amplo Sustentabilidade Fraca, Modelo Mais Simples Irrestrito, Modelo mais Simples Sustentabilidade Forte, Modelo Mais Simples Sustentabilidade Fraca). Assim serão avaliadas as projeções feitas para o ano de 2020 em consonância com as medidas de acurácia RMSE, MAE, MAPE e Theil¹⁷.

Todas as medidas acima têm como principal questão a medição da acurácia dos modelos. O RMSE ou desvio padrão dos resíduos, explicita o quão disperso estão os resíduos. O MAE, por seu turno, é calculado a partir da diferença entre as previsões e os valores observados divididos pelo número de observações, isto é, esta medida de acurácia significa o erro absoluto médio das previsões do modelo; o MAPE é uma medida percentual que visa perceber a taxa de erro nas previsões feitas pelos modelos; por fim, o Coeficiente de desigualdade de Theil é uma ponderação do erro quadrático médio em relação às somas dos quadrados dos valores previstos e observados, ele penaliza os erros desproporcionais ou grandes. Desta forma, todas estas quatro medidas de acurácia são do tipo quanto mais próximo de zero melhor.

Nesta perspectiva, o presente trabalho fará projeções com as duas famílias de modelos para ver quais tem a maior acurácia. Uma vez visto qual deles tem a maior acurácia, serão plotados gráficos para o ano de 2019-2020 de forma a ilustrar aos leitores as projeções feitas.

3.2 Descrição dos dados

Nesta seção serão demonstradas as características das variáveis que compõem os modelos elaborados neste trabalho. Para isso serão feitos dois testes com as variáveis, um de raízes unitárias a fim de verificar a estacionariedade das mesmas e o segundo de quebras estruturais, de forma a identificar possíveis dummies e mudanças de regime decorrentes de acontecimentos econômicos.

sian Vector. *Econometrica*, Oxford, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, Nov. 1991. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/2938278?seq=1>>. Acesso em: 16 abr. 2020.

17 Para mais informações ver (Willmott e Matsuura 2005).

3.2.1 Testes de raízes unitárias

A fim de verificar a estacionariedade de cada uma das variáveis, serão testadas a existência ou não das raízes unitárias por meio dos testes Dickey-Fuller Aumentado, Phillips-Perron e em caso de não-conclusão acerca da estacionariedade da variável, será feito o teste KPSS. Todas as variáveis foram testadas em level e primeira diferença.

A tabela 1 contém todas as variáveis testadas em level e primeira diferença a fim de verificar ou não a presença das raízes unitárias. A tabela citada apresenta todas as variáveis testadas em level para os três testes, ADF, PP e KPSS, salvo Selic Acumulada 12 meses. As análises em level revelaram, em sua maioria que não podemos deixar de aceitar a hipótese nula da presença de raízes unitárias, com exceção para o LN ICMS. O teste PP, em level, para as variáveis LN Dívida Interna/PIB, Receita Primária/PIB, LN Despesa Primária/PIB, LN PIM-MG e LN Exportação de Minas Gerais para China aceitam a hipótese alternativa de estacionariedade da variável. Nesse sentido, optou-se por fazer um teste de desempate, KPSS, para determinar se existe a possibilidade da não-rejeição da hipótese de estacionariedade para supracitado teste. Verificou-se desta maneira que em sua maioria as variáveis eram estacionárias, menos a LN PIM MG. Já as variáveis testadas em primeira diferença apresentaram um comportamento estacionário e aceitaram a hipótese nula à 1% de significância.

Tabela 1 - Testes de raízes unitárias para as variáveis dos modelos amplo simples

Variável	Testes de raízes unitárias	Estatística do teste em level	p-valor em level	Estatística do teste em primeira diferença	p-valor em primeira diferença
LN Dívida Interna/PIB	ADF	-2,184782	0,2126	-5,488118	0,0000
	PP	-7,540143	0,0000	-41,62835	0,0001
	KPSS	0,7390*	0,77841		
LN Receita Primária/PIB	ADF	-1,899421	0,3322	-14,86112	0,0000
	PP	-8,70641	0,0000	-71,30933	0,0001
	KPSS	0,7390*	1,932034		
LN Despesa Primária/PIB	ADF	-1,65137	0,4545	-11,3498	0,0000
	PP	-11,79805	0,0000	-63,1562	0,0001
	KPSS	0,7390*	1,891509		
LN ICMS	ADF	-2,71341	0,0735	-7,46708	0,0000
	PP	-2,40224	0,1423	-24,5442	0,0000
	KPSS	0,7390*	1,598701		
LN PIM MG	ADF	-2,26076	0,1859	-4,33143	0,0005
	PP	-4,37836	0,0004	-21,2086	0,0000
	KPSS	0,7390*	0,443917		
Selic Acumulada 12 meses	ADF	-0,96227	0,7664	-4,32891	0,0005
	PP	-1,58443	0,4888	-6,5858	0,0000

LN Serviço da Dívida Interna/PIB	ADF	-2,356230	0,1557	-6,606498	0,0000
	PP	-15,80524	0,0000	-56,98387	0,0001
	KPSS	0,7390*	0,369886		
LN Exportação de Minas Gerais para China	ADF	-2,40043	0,1429	-7,7559	0,0000
	PP	-3,64016	0,0057	-33,7303	0,0001
	KPSS	0,7390*	1,15484		

Fonte: Elaborado pelos autores com dados extraídos de (Brasil 2020a; Brasil 2020b; Brasil 2020c; Brasil 2020d; Minas Gerais 2020a; Minas Gerais 2020b; Minas Gerais 2020c) analisados e compilados pelos autores por meio de testes realizados no Eviews 11.

* Valores Críticos assintóticos a 1% de significância para o teste KPSS.

A comprovação da estacionariedade das variáveis é um importante passo para a estimação do modelo, visto que esta característica garante a aderência ao VECM que será estimado na próxima seção. Ademais, o nível de estacionariedade constatado pelos testes se conjuga com que o que foi propalado por (Hamilton e Flavin 1985; Trehan e Walsh 1988) é o primeiro sinal de sustentabilidade de dívida pública, em especial quando se trata do mesmo nível de cointegração para Dívida pública/PIB, Despesa Primária/PIB e Receita Primária/PIB.

3.2.2 Testes de quebras estruturais

Nesta subseção serão demonstradas as quebras estruturais que foram testadas e colocadas enquanto dummies para as famílias de modelos deste trabalho. Abaixo tem-se o quadro contendo as mesmas:

Quadro 1 - Teste de aceitação de quebras estruturais para Dummies de level e pulso

Dummy	Level	Em primeira diferença
Dummy de level Câmbio out/2008	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de level Câmbio ago/2014	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de level exportação MG para China mar/2010	Não pode de rejeitar a hipótese alternativa a 10% de significância	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de pulso covid mar/2020*	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de pulso crise econômica fev/2017*	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de pulso crise subprime mar/2008*	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância

Dummy de pulso crise subprime ago/2007*	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de pulso crise brasileira nov/2015*	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de pulso Despesa Primária/ PIB jan/2005	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de pulso Despesa Primária/ PIB abr/2018	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de pulso Despesa Primária/ PIB jun/2019	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de Pulso PIM/MG dez/2008	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de level PIM/MG nov/2019	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de level PIM/MG mai/2020	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de pulso Receita Primária/ PIB dez/2015	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de pulso Receita Primária/ PIB out/2015	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 10% de significância	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de Pulso Swap Dívida Interna/PIB jan/2012	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de Level Lei Complementar 148/2014	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância
Dummy de Level Lei Complementar 156/2016	Não pode rejeitar a hipótese alternativa	Não pode rejeitar a hipótese alternativa a 1% de significância

Fonte: Quadro elaborado pelos autores, baseado nos testes feitos para modelagem das equações

*Testes feitos na variável Dívida Interna/PIB

A partir da análise do quadro 1 acima, percebe-se que todas as dummies de quebras estruturais não deixam de ser aceitas em até 2,5% de significância. Isto é, todos os testes de quebras estruturais são significantes para as equações aqui propostas. Feito este teste de quebras estruturais, iremos incluir nos modelos as dummies propostas na próxima subseção.

3.3 Resultados Empíricos

Conforme já explicitado na seção de metodologia, nesta subseção, este trabalho fará a estimação das equações do tipo VECM para os modelos amplo e simples, além de testes de cointegração, causalidade Granger, homogeneidade-exogeneidade, impulso resposta não convencional e por fim projeções para o ano 2020 a fim de verificar a acurácia das equações modeladas.

3.3.1 Estimar equações com base de dados 2003-2020

Nesta subseção, serão analisados os modelos estimados para Sustentabilidade Irrestrita, e dois restritos, quais sejam de Sustentabilidade Forte e Fraca. Para isso dividiu-se em duas famílias de modelos, um com menor número de variáveis, alcunhado de Mais Simples e outro com maior número de variáveis, doravante será chamado de Modelo Amplo. Essa diferenciação objetivou no primeiro caso seguir a modelagem clássica que os autores seminais utilizaram e no segundo caso trazer uma abordagem ampla com mais variáveis do contexto econômico mineiro.

A tabela 2 explicita as características gerais de todos os modelos estimados, tais como, número de lags, utilização ou não de constante, existência ou não de dummies sazonais, de pulso, level de efeitos econômicos, determinantes dos resíduos da covariância, log de Máxima-Verossimilhança, Critérios de Informação de Akaike, Schwarz e o número de coeficientes.

Tabela 2 - Modelos estimados de Sustentabilidade Forte, Fraca e Irrestrito para 5 e 3 cointegrações¹⁸

Vetores de Correção de Erros	Modelo Amplo Irrestrito (7 variáveis - 5 Cointegrações)	Modelo Amplo de Sustentabilidade Forte (7 variáveis - 5 Cointegrações)	Modelo Amplo de Sustentabilidade Fraca (7 variáveis - 5 Cointegrações)	Modelo Mais Simples Irrestrito (6 variáveis - 3 Cointegrações)	Modelo Mais Simples Sustentabilidade Forte (6 variáveis - 3 Cointegrações)	Modelo Mais Simples Sustentabilidade Fraca (6 variáveis - 3 Cointegrações)
Lag	1	1	1	1	1	1
Lag	2	2	2	2	2	2
Lag	3	3	3	3	3	3
Lag	12	12	12	12	12	12
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de eventos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Sazonais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Determinant resid covariância (dof adj.)	2.69E-16	3.36E-16	3.36E-16	1.41E-11	1.41E-11	1.42E-11
Determinant resid covariância	1.63E-17	2.03E-17	2.03E-17	3.39E-12	3.39E-12	3.39E-12
Log likelihood	1907.056	1884.705	1.884.688	952.3265	952.3265	951.0541

18 Para mais informações sobre os modelos, ver anexos técnicos.

Akaike information criterion	-13.77395	-13.603	-13.602.84	-6.633759	-6.633759	-6.621222
Schwarz criterion	-5.46645	-5.377111	-5.376.951	-2.080141	-2.080141	-2.067604
Number of coefficients	509	504	504	279	279	279

Fonte: Elaborado pelos autores com dados extraídos de (Brasil 2020a; Brasil 2020b; Brasil 2020c; Brasil 2020d; Minas Gerais 2020a; Minas Gerais 2020b; Minas Gerais 2020c) analisados e compilados pelos autores por meio de testes realizados no Eviews 11.

No modelo com menor número de variáveis, foram consideradas as seguintes: LN Dívida Interna/PIB, LN Receita Primária/PIB, LN Despesa Primária/PIB, Taxa Selic Acumulada 12 meses, LN PIM-MG e LN Serviço Dívida Interna/PIB. Salienta-se que esta última variável apresentou uma dinâmica endógena a esta primeira modelagem. Veremos adiante, que no modelo com maior número de variáveis de contexto econômico, o serviço apresentará características de exogeneidade dados os testes subjacentes a esta matéria, por exemplo, Teste de Causalidade-Granger.

Nesta família de modelos, percebeu-se, a partir da tabela 2 que o modelo com menor Máxima-Verossimilhança é o de Sustentabilidade Fraca, além disso, o Critério de desempate entre modelos de Akaike, os maiores valores negativos observados foram dos modelos Irrestrito e Sustentabilidade Forte, indicando, portanto, que estes modelos têm um critério de desempate melhor que o anterior.

Como já citado anteriormente, no modelo com mais variáveis de contexto econômico, o Serviço da Dívida, forçosamente, precisou ser modelado como variável exógena. Ademais, neste segundo modelo, foram consideradas endogenamente, LN Dívida Interna/PIB, LN Receita Primária/PIB, LN Despesa Primária/PIB, LN ICMS, Taxa Selic Acumulada 12 meses, LN PIM-MG e LN Exportação de Minas Gerais para China. E as variáveis exógenas foram a Prime Rate deflacionada pelo CPI, a Taxa de Câmbio e variáveis dummy sazonais, de pulso e level para eventos econômicos.

Neste modelo com mais variáveis, em comparação com os modelos progressos, foram encontrados melhores ajustamentos do conjunto de equações, conforme anexo técnico, seções 6.1.1, 6.2.1 e 6.3.1. Assim, o Critério de Akaike indicou que devemos escolher esta família de modelos, em vista de seus valores, em módulo, serem maiores que os dos modelos anteriores. Em que pese, a primeira família de modelos apresentarem maior números de parâmetros, e, portanto, devesse sofrer uma penalização entre critérios, em termos de Akaike, mantém-se como um modelo de escolha.

3.3.2 Teste de cointegração

Conforme já mencionado anteriormente neste trabalho, a modelagem das equações do tipo VECM são caracterizadas por serem processos cointegrados entre suas variáveis endógenas. Conforme enuncia (Engle e Granger 1987):

“Os componentes do vetor X_t , são ditos cointegrados de ordem d, b , identificados como $X_t \sim CI(d, b)$, (i) se todos os componentes de X_t são $I(d)$; (ii) existe um vetor $\alpha (\neq 0)$ em que $z_t = \alpha'x_t \sim I(d-b), b > 0$ ” (Engle e Granger 1987).

Assim sendo, a testagem dessa condição entre receitas e despesas públicas garantiria, consoante autores pioneiros nesta metodologia, indícios de sustentabilidade da dívida pública (Trehan e Walsh 1988; Kremers 1989). No entanto, este trabalho seguirá um caminho diverso, testando as cointegrações em modelos maiores do que os consagrados pelos artigos seminais revisados. Desta maneira, até mesmo o modelo com menos variáveis, têm, em média, mais variáveis que a modelagem clássica.

A seguir estão os testes do número de cointegrações, reitera-se que foi utilizado o Critério de Informação de Akaike para a definição da quantidade de cointegrações para as duas famílias de modelos. O modelo com maior número de cointegrações identificou 5 cointegrações, sendo linear, intercepto e tendência, pelo critério de Akaike. Já o outro, identificou pelo mesmo critério 3 cointegrações, linear, intercepto e tendência, à semelhança do primeiro.

Tabela 3 - Teste de cointegração VECM Modelos Amplo Irrestrito, sustentabilidade forte e fraca para o critério de informação de Akaike

Tendência dos dados:	-		Linear	Linear	Quadrático
	Sem Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto
Rank ou N° de Cointegrações	Sem tendência			Tendência	
0	-14.6476	-14.6476	-14.64495	-14.64495	-14.62939
1	-15.13083	-15.1298	-15.13336	-15.16767	-15.16138
2	-15.42779	-15.42037	-15.4173	-15.44244	-15.44599
3	-15.6595	-15.67182	-15.65243	-15.70784	-15.71887
4	-15.72764	-15.84268	-15.8269	-15.91959	-15.91993
5	-15.72628	-15.89587	-15.87886	-16.04981*	-16.03153
6	-15.60792	-15.86055	-15.85194	-16.01314	-16.00406
7	-15.4802	-15.72821	-15.72821	-15.88712	-15.88712

Fonte: Elaborado pelos autores com dados extraídos de (Brasil 2020a; Brasil 2020b; Brasil 2020c; Brasil 2020d; Minas Gerais 2020a; Minas Gerais 2020b; Minas Gerais 2020c) analisados e compilados pelos autores por meio de testes realizados no Eviews 11.

Tabela 4 - Teste de cointegração VECM Modelos Simples Irrestrito, Sustentabilidade Forte e Fraca para o critério de informação de Akaike

Tendência dos dados:	-	-	Linear	Linear	Quadrático
Nº de Cointegrações	Sem Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto
	Sem tendência			Tendência	
0	-6.599568	-6.599568	-6.845836	-6.845836	-6.788388
1	-6.82424	-6.840559	-7.067756	-7.197179	-7.149113
2	-7.008156	-7.020208	-7.245717	-7.409245	-7.370919
3	-7.11415	-7.181131	-7.329163	-7.520459*	-7.491508
4	-7.094592	-7.254584	-7.312534	-7.518139	-7.49871
5	-7.025164	-7.223295	-7.214693	-7.417539	-7.407945
6	-6.909249	-7.100188	-7.100188	-7.296253	-7.296253

Fonte: Elaborado pelos autores com dados extraídos de (Brasil 2020a; Brasil 2020b; Brasil 2020c; Brasil 2020d; Minas Gerais 2020a; Minas Gerais 2020b; Minas Gerais 2020c) analisados e compilados pelos autores por meio de testes realizados no Eviews 11.

Após os testes de cointegração de Johansen, na próxima seção, será analisado o teste de causalidade-Granger para as variáveis de cada modelo.

3.3.3 Teste de Causalidade Granger

O teste de Causalidade Granger visa a descoberta de causalidades entre as variáveis de um VAR ou VECM. Conforme (Granger 1969), a ideia do teste em questão é, dado por exemplo um modelo multivariado qualquer com p lags (número da equação), testa-se a hipótese nula de que $\{y_t\}$ não causa a variável $\{x_t\}$ no sentido Granger, se e somente se todos os coeficientes de $A_{21}(L)$ são iguais a zero. Assim, caso $\{y_t\}$ não melhore a predição de $\{x_t\}$, dizemos que $\{y_t\}$ não causa $\{x_t\}$ no sentido Granger.

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{10} \\ A_{20} \\ \vdots \\ A_{n0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{21}(L) & \cdots & A_{1n}(L) \\ A_{12}(L) & A_{22}(L) & \cdots & A_{2n}(L) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A_{n1}(L) & A_{n2}(L) & \cdots & A_{nn}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \\ \vdots \\ x_{nt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ \vdots \\ e_{nt} \end{bmatrix} \quad (16)$$

Sendo que x_t é um vetor que contém as variáveis do modelo, A_{i0} são os parâmetros dos termos

de intercepto e $A_{ij}(L)$ são os polinômios do operador de lag L . No entanto, a causalidade Granger por si só não seria suficiente para que se assevere o genuíno vínculo causal necessário para a modelagem aqui proposta. Neste sentido, a testagem da condição de exogeneidade da variável se faz necessária para a verificação da real condição da mesma nos modelos propostos (Engle, Hendry, e Richard 1983; Ericsson 1992). Como será visto na próxima subseção, a exogeneidade é diferente da causalidade-Granger, porque para que uma variável z_t qualquer ter essa característica é preciso que ela não seja afetada pelos valores contemporâneos de y_t . Já a Causalidade-Granger se delimita somente aos efeitos passados de $\{y_t\}$ em $\{z_t\}$. Assim, esse teste mediria o quanto os valores passados de $\{y_t\}$ ajudariam a fazer um forecasting de $\{z_t\}$ (Enders 2014)¹⁹.

A tabela 5 e 6 abaixo resumem o teste de Causalidade Granger para as variáveis Dívida interna/ PIB e Receita Primária/PIB do Modelo irrestrito, sendo elencados os três modelos aqui estimados. Apenas a título de exemplo, no modelo amplo, a variável LN Dívida Interna/PIB é mais bem explicada pelas variáveis Receita Primária/PIB, Despesa Primária/PIB, ICMS e SELIC. Ademais, essa mesma análise deve ser repetida para as demais variáveis. Salienta-se que o conjunto das variáveis deve apresentar um p-valor a 90% de significância para o conjunto do modelo. Nos modelos de Sustentabilidade forte e fraca, observa-se a permanência deste padrão de significância para a variável Dívida Interna/PIB²⁰.

Tabela 5 - Teste de Causalidade Granger – Variável Dívida Interna/PIB – Modelo Irrestrito

Variável dependente: D(LOG(DIV_INT_R_PIB))									
Variáveis/Modelo	Modelo Amplo Irrestrito			VECM Modelo Amplo de sustentabilidade forte			VECM Modelo Amplo de sustentabilidade fraca		
	Chi-sq	df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.
Excluded									
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	10.21082	4	0.0370	10.20146	4	0.0372	10.22011	4	0.0369
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	8.24774	4	0.0829	8.192218	4	0.0848	8.216941	4	0.0839
D(LOG(ICMS_R))	17.24779	4	0.0017	17.77252	4	0.0014	17.77217	4	0.0014
D(LOG(PIM_MG))	4.819745	4	0.3063	5.571376	4	0.2335	5.556133	4	0.2348
D(SELIC_RATE_R_12M)	9.193164	4	0.0564	9.420754	4	0.0514	9.437488	4	0.051
D(LOG(EXPORT_MG_R))	2.922885	4	0.5708	2.913223	4	0.5725	2.922569	4	0.5709
Todas	46.86997	24	0.0035	46.61951	24	0.0037	46.65926	24	0.0037

Fonte: Elaborado pelos autores com dados extraídos de (Brasil 2020a; Brasil 2020b; Brasil 2020c; Brasil 2020d;

¹⁹ Para maiores explicações ver (Enders 2014)

²⁰ Para maiores informações ver tabelas 6.1.2, 6.3.2, 6.4.2, 6.5.2,6.6.2 na seção Anexos.

Minas Gerais 2020a; Minas Gerais 2020b; Minas Gerais 2020c) analisados e compilados pelos autores por meio de testes realizados no Eviews 11.

A variável Receita Primária/PIB no modelo Amplo não é bem explicada por nenhum dos modelos amplos, conforme tabela abaixo, sugerindo que a variável em questão deve ser verificada o seu grau de exogeneidade.

Tabela 6 - Teste de Causalidade Granger – Variável Receita Primária/PIB – Modelo Irrestrito

Variáveis/Modelo	Modelo Amplo Irrestrito			VECM Modelo Amplo de sustentabilidade forte			VECM Modelo Amplo de sustentabilidade fraca		
	Chi-sq	df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	4.071549	4	0.3964	1.564603	4	0.8151	1.518874	4	0.8233
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	2.397157	4	0.6631	1.704426	4	0.7899	1.702463	4	0.7903
D(LOG(ICMS_R))	2.745232	4	0.6013	1.845651	4	0.7641	1.854001	4	0.7626
D(LOG(PIM_MG))	4.621394	4	0.3284	5.865102	4	0.2095	5.859974	4	0.2099
D(SELIC_RATE_R_12M)	1.766973	4	0.7785	2.027323	4	0.7307	2.026584	4	0.7309
D(LOG(EXPORT_MG_R))	6.099738	4	0.1918	10.19032	4	0.0373	10.1999	4	0.0372
All	29.46903	24	0.203	30.57147	24	0.1665	30.5647	24	0.1667

Fonte: Elaborado pelos autores com dados extraídos de (Brasil 2020a; Brasil 2020b; Brasil 2020c; Brasil 2020d; Minas Gerais 2020a; Minas Gerais 2020b; Minas Gerais 2020c) analisados e compilados pelos autores por meio de testes realizados no Eviews 11.

No que tange aos modelos mais simples, irrestrito, sustentabilidade forte e fraca; a série Dívida Interna/PIB apresenta um comportamento endógeno à modelagem, assim como sua contraparte do modelo amplo, as principais variáveis que a explicam são Despesa Primária/PIB e Serviço da Dívida/PIB. A série Receita Primária/PIB é endógena ao modelo mais simples e é explicada principalmente pela Dívida Interna/PIB, PIM/MG e o Serviço da Dívida Pública Interna/PIB.

Tabela 7 - Teste de Causalidade Granger – Variável Dívida Interna/PIB – Modelo Irrestrito

Excluded	Modelo Simples Irrestrito			Modelo Simples Sustentabilidade Forte			Modelo Simples Sustentabilidade Fraca		
	Chi-sq	df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	8.569405	4	0.0728	8.569405	4	0.0728	8.148421	4	0.0863
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	6.549552	4	0.1617	6.549552	4	0.1617	6.36956	4	0.1732
D(SELIC_RATE_R_12M)	4.6175	4	0.3288	4.6175	4	0.3288	4.422545	4	0.3518
D(LOG(PIM_MG))	5.821673	4	0.2129	5.821673	4	0.2129	5.856928	4	0.2101
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	20.15797	4	0.0005	20.15797	4	0.0005	19.7871	4	0.0006
All	45.50519	20	0.0009	45.50519	20	0.0009	44.47331	20	0.0013

Fonte: Elaborado pelos autores com dados extraídos de (Brasil 2020a; Brasil 2020b; Brasil 2020c; Brasil 2020d; Minas Gerais 2020a; Minas Gerais 2020b; Minas Gerais 2020c) analisados e compilados pelos autores por meio de testes realizados no Eviews 11.

Tabela 8 - Teste de Causalidade Granger – Variável Receita Primária/PIB – Modelo Irrestrito

Excluded	Modelo Simples Irrestrito			Modelo Simples Sustentabilidade Forte			Modelo Simples Sustentabilidade Fraca		
	Chi-sq	df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	15.32087	4	0.0041	15.32087	4	0.0041	15.29725	4	0.0041
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	6.732653	4	0.1507	6.732653	4	0.1507	6.137934	4	0.1891
D(SELIC_RATE_R_12M)	0.282031	4	0.9909	0.282031	4	0.9909	0.252376	4	0.9927
D(LOG(PIM_MG))	7.833331	4	0.0979	7.833331	4	0.0979	7.92334	4	0.0944
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	15.71421	4	0.0034	15.71421	4	0.0034	16.00656	4	0.003
All	59.63595	20	0	59.63595	20	0	59.42331	20	0

Fonte: Elaborado pelos autores com dados extraídos de (Brasil 2020a; Brasil 2020b; Brasil 2020c; Brasil 2020d; Minas Gerais 2020a; Minas Gerais 2020b; Minas Gerais 2020c) analisados e compilados pelos autores por meio de testes realizados no Eviews 11.

3.3.4 Teste de homogeneidade-exogeneidade

Este trabalho, conforme já explicitado na subseção de metodologia, investiga sustentabilidade da dívida pública interna mineira/PIB, por meio das abordagens de (Quintos 1995) e o conceito de exogeneidade da variável Receita Primária/PIB nos termos de (Engle, Hendry, e Richard 1983). Dessarte, a ideia agora é interpretar os testes subjacentes a ele, principalmente nos modelos de sustentabilidade fraca. No entanto, antes de prosseguirmos, falaremos rapidamente do conceito de homogeneidade, no qual a distribuição de frequência das variáveis deve ser normal e suas variâncias devem se comportar de maneira homocedástica. Esses são aspectos necessários, geralmente, para a verificação dessa condição, e que garantem que as variáveis possam ser tomadas como endógenas ao modelo e cointegradas. Dito isso, partimos para o conceito de exogeneidade. Consoante (Ericsson 1992), a testagem da exogeneidade permite que saibamos se a retirada da variável do modelo interfere ou não em seu poder explicativo. Neste sentido, o autor em questão explicita três conceitos de exogeneidade, são eles, fraca, forte e super exogeneidade.

Fraca exogeneidade é um conceito essencial requerido para se inferir correlações e eficiências de um modelo condicional (estimativas e testes de hipóteses). Entretanto, (Quintos 1995) não se utiliza dele, vez que em momento algum considera o $\alpha=0$. Isso é facilmente inferível, uma vez que limita $0 < \beta \leq 1$. Se a condição $\beta = 0$ fosse aceita pela autora em tela, seria equivalente a considerar o $\alpha = 0$ e o β transferiria informação para a equação, no entanto, não receberia feedbacks.

Em termos de testes de hipóteses para exogeneidade em que β é conceituado como 1 e -1 para as variáveis Receita e Despesas Primárias/PIB, e existe a imposição de que $\alpha = 0$ para Receita Primária/PIB em relação à Despesa Primária/PIB, o Likelihood Ratio test (LR) deve apresentar um qui-quadrado alto e um p-valor baixo para que exista não-aceitação da hipótese nula de exogeneidade da variável. A tabela 9 e 10 abaixo, diversamente, apontam na direção de que a variável em questão é fracamente exógena aos modelos de sustentabilidade fraca apresentados. Conjugando esta análise com a teste de Causalidade Granger apresentado, verifica-se que para o modelo amplo, a variável é fortemente exógena ao modelo, indicando um grau de insustentabilidade na dívida pública mineira. Já o modelo com menor número de variáveis (5 variáveis, 3 cointegrações) explicitou que, ao analisarmos o teste LR e o teste de Causalidade Granger, ela é fracamente exógena, sendo que a Dívida Interna/PIB, LN PIM, LN Serviço Dívida Pública Interna/PIB explicam os movimentos passados da variável em questão.

Tabela 9 - Teste LR de Exogeneidade/Homogeneidade Modelo Amplo de Sustentabilidade Fraca (5 Cointegrações)

Lags 1, 2, 3 e 12; Dummies Sazonais, de pulso e de level	
Restrições de Cointegração:	
$B(1,1) = 1, B(1,2) = 0, B(1,3) = 0, B(1,4) = 0, B(1,5)=0, B(2,1)= 0, B(2,2)=1, B(2,3)=0, B(2,4)=0, B(2,5)=0, B(3,1)=0,$ $B(3,2) = 0, B(3,3)=-1, B(3,4)=0, B(3,5)=0, B(4,1)=0, B(4,2)=0, B(4,3)=0, B(4,4)=1, B(4,5)=0, B(5,1)=0, B(5,2)=0, B(5,3)$ $=0, B(5,4)=0, B(5,5)=1, A(2,3)=0$	
LR test for binding restrictions (rank = 5):	
Chi-square(1)	0.032436
Probability	0.857074

Fonte: Elaborado pelos autores com dados extraídos de (Brasil 2020a; Brasil 2020b; Brasil 2020c; Brasil 2020d; Minas Gerais 2020a; Minas Gerais 2020b; Minas Gerais 2020c) analisados e compilados pelos autores por meio de testes realizados no Eviews 11.

Para maiores detalhes ver anexo técnico.

Tabela 10 - Teste LR de Exogeneidade/Homogeneidade - Modelo mais simples Sustentabilidade Fraca

Lags 1, 2, 3 e 12; Dummies Sazonais, de pulso e de level	
Restrições de Cointegração:	
$B(1,1)= 1, B(2,2) = -1, B(3,3)= 1, B(1,2) = 0, B(1,3) = 0, B(2,1)= 0, B(2,3) = 0, B(3,1)= 0,$ $B(3,2) = 0, A(3,2) = 0$	
LR test for binding restrictions (rank = 3):	
Chi-square(1)	2.544917
Probability	0.110650

Fonte: Elaborado pelos autores com dados extraídos de (Brasil 2020a; Brasil 2020b; Brasil 2020c; Brasil 2020d; Minas Gerais 2020a; Minas Gerais 2020b; Minas Gerais 2020c) analisados e compilados pelos autores por meio de testes realizados no Eviews 11.

3.3.5 Teste de Impulso-resposta não-convencional para dívida

A análise de Impulso-resposta lança luz a alguns aspectos dos comportamentos das variáveis dentro das modelagens aqui apresentadas e das informações reveladas pelo teste de Causalidade Granger. Neste sentido, funções de Impulso resposta conseguem explicar a natureza das relações entre as variáveis, além de demonstrar o quão responsiva é uma variável em relação a um choque exógeno ocorrida em outra (Lütkepohl 2005).

No caso deste trabalho, foi utilizado o teste de Impulse-Response não-convencional, preconizado por (Issler e Lima 1997) onde as respostas são dadas em função das inovações dos valores presentes das séries temporais e não do sistema como um todo. Tal teste objetiva entender qual a resposta de uma variável frente ao choque de uma unidade de uma variável no tempo presente. Além

disso, também, se observa o número de períodos necessários que a variável impactada retorne ao seu equilíbrio inicial.

A análise dos gráficos de Impulso-Resposta Não-Convencional para o Modelo Amplo Irrestrito denota que a Dívida Pública Interna/PIB tem um comportamento peculiar em suas respostas às demais variáveis do modelo. Notadamente, no que concerne, a Receita e Despesa Primária/PIB, o que sugere que a variável em questão se descolou daquilo que seria o modelo convencional relacionado às variáveis já citadas. Ou seja, a Dívida Interna/PIB é muito mais dependente de sua própria dinâmica dado a sua invariância com relação às demais variáveis. Cabe ressaltar que a Dívida Interna/PIB sofre um efeito a impactos da PIM-MG, demonstrando o que parece ser um apetite a contração de dívidas em momentos de euforia econômica.

No modelo amplo de sustentabilidade forte, a série Dívida Interna/PIB recebe pequenos feedbacks da Receita e Despesa Primárias/PIB, ICMS e Exportação para a China. No entanto, ela descreve um comportamento quase-invariante para a PIM/MG e Taxa Selic 12 Meses. Esse resultado demonstra que apesar da Selic 12 meses ser um dos indexadores da variável em questão, ela tem um comportamento muito específico que não é afetado de forma significativa pela Selic. A Receita Primária/PIB é afetada principalmente pela Dívida Interna/PIB e a PIM/MG, além dela mesma. No entanto, a variável em questão é invariante no que tange à Despesa Primária/PIB, isto é, um aumento de uma unidade em despesa não tem um retorno significativo no aumento de receitas. Desta maneira, pode-se depreender que o governo mineiro tem um certo teto arrecadatório de receitas. De fato, quando vemos o próximo gráfico de impulso resposta, o inverso não é verdadeiro. Assim, aumentos na PIM e no ICMS geram um aumento de Despesas, assim como aumento na Dívida Pública Interna/PIB.

O modelo Amplo de sustentabilidade fraca aponta uma tendência parecida com modelos anteriores, ou seja, uma invariância da Dívida Interna/PIB frente as outras variáveis, menos a PIM/MG, variável que gera alguns feedbacks para a série em questão. A Receita Primária/PIB por seu turno não recebe feedbacks consideráveis das outras séries, somente a PIM/MG tem alguma força neste modelo.

Nos modelos mais simples, de forma geral, a dívida se mostra invariante às outras variáveis, a receita Primária/PIB, por seu turno, recebe feedbacks da Dívida Interna/PIB e da PIM/MG. Por fim, a Despesa Primária/PIB é afetada pela Dívida Interna/PIB, Receita Primária/PIB e PIM/MG.

3.3.6 Projeções e testes de acurácia das equações para o ano de 2020

Nesta subseção será feita a análise dos forecastings para cada modelo estimada dos modelos de sustentabilidade para o ano de 2020, verificando, portanto, aqueles com melhores ajustamentos ao que de fato aconteceu.

De acordo com a tabela 10, na página seguinte, em que são apresentados os resultados dos testes de acurácia (RMSE, MAE, MAPE e Theil) para o modelo amplo (irrestrito, sustentabilidade forte e fraca). De acordo com esses testes, para a variável Dívida Interna/PIB as projeções que mais se

aproximaram da realidade foram as do Modelo irrestrito. À semelhança da variável anterior, para a Receita Primária/PIB o melhor modelo apontado pelos testes foi novamente o Irrestrito. Com exceção do teste de Theil, para a variável Despesa Primária/PIB que apontou o modelo de Sustentabilidade Fraca, todos os outros testes indicaram o modelo irrestrito como sendo o mais acurado. Como essas três variáveis são as de maior interesse para esse estudo, deixaremos a análise de cada caso particular para a observação do leitor.

No que tange à tabela 11, que trata do resultado dos testes de acurácia para o modelo mais simples, a variável dívida é mais acurada no modelo de Sustentabilidade Forte. A projeção da variável Receita Primária/PIB é mais bem explicada pelo modelo Simples Irrestrito. Já a variável Despesa Primária/PIB, a exceção de seu MAPE é mais bem explicada pelo modelo de sustentabilidade forte. No entanto, quando comparamos os resultados para os dois modelos, as projeções mais bem aderidas aos valores efetivamente verificados apontam para o Modelo Amplo Irrestrito, em consonância com as variáveis de maior interesse (Dívida Interna/PIB, Receita Primária/PIB, Despesa Primária/PIB).

Por fim, de modo a explicitar as projeções feitas, será plotado três gráficos das mesmas para as variáveis de interesse deste estudo, receita primária e dívida interna/PIB. Percebe-se que mesmo na análise puramente visual, as projeções do modelo amplo são mais acuradas com os valores do ano de 2020, conforme pode ser visualizado nos gráficos 1 e 2.

Tabela 11 - Acurácia de Forecastings Modelo Amplo

Variável / Modelo	Irrestrito	Sustent. forte	Sustent. fraca	Irrestrito	Sustent. forte	Sustent. fraca	Irrestrito	Sustent. forte	Sustent. fraca	Irrestrito	Sustent. forte	Sustent. fraca
	RMSE			MAE			MAPE			Theil		
DESP_PRIM_PIB	0.001857	0.001887	0.001864	0.001187	0.001302	0.001289	8.500429	10.11980	10.09858	0.075426	0.075960	0.074936
DIV_INT_R_PIB	0.003922	0.004018	0.004093	0.003363	0.003465	0.003555	1.959130	2.016738	2.068672	0.011402	0.011682	0.011898
EXPORT_MG_R	1.37E+08	1.47E+08	1.35E+08	1.05E+08	1.06E+08	1.02E+08	12.49547	12.72955	12.45523	0.074746	0.078487	0.072361
ICMS_R	1.49E+08	1.76E+08	1.82E+08	1.29E+08	1.47E+08	1.52E+08	3.035271	3.474805	3.616041	0.016279	0.019190	0.019738
PIM_MG	1.308314	1.408872	1.435192	1.063520	1.080243	1.137618	1.438989	1.468772	1.536709	0.008480	0.009122	0.009290
REC_PRIM_PIB	0.000445	0.000467	0.000506	0.000346	0.000356	0.000402	3.333123	3.497114	3.965075	0.020799	0.021712	0.023532
SELIC_RATE_R_12M	1.244364	1.167321	1.234142	1.191519	1.124265	1.185005	102.8256	95.55594	101.4230	0.360798	0.343334	0.359571

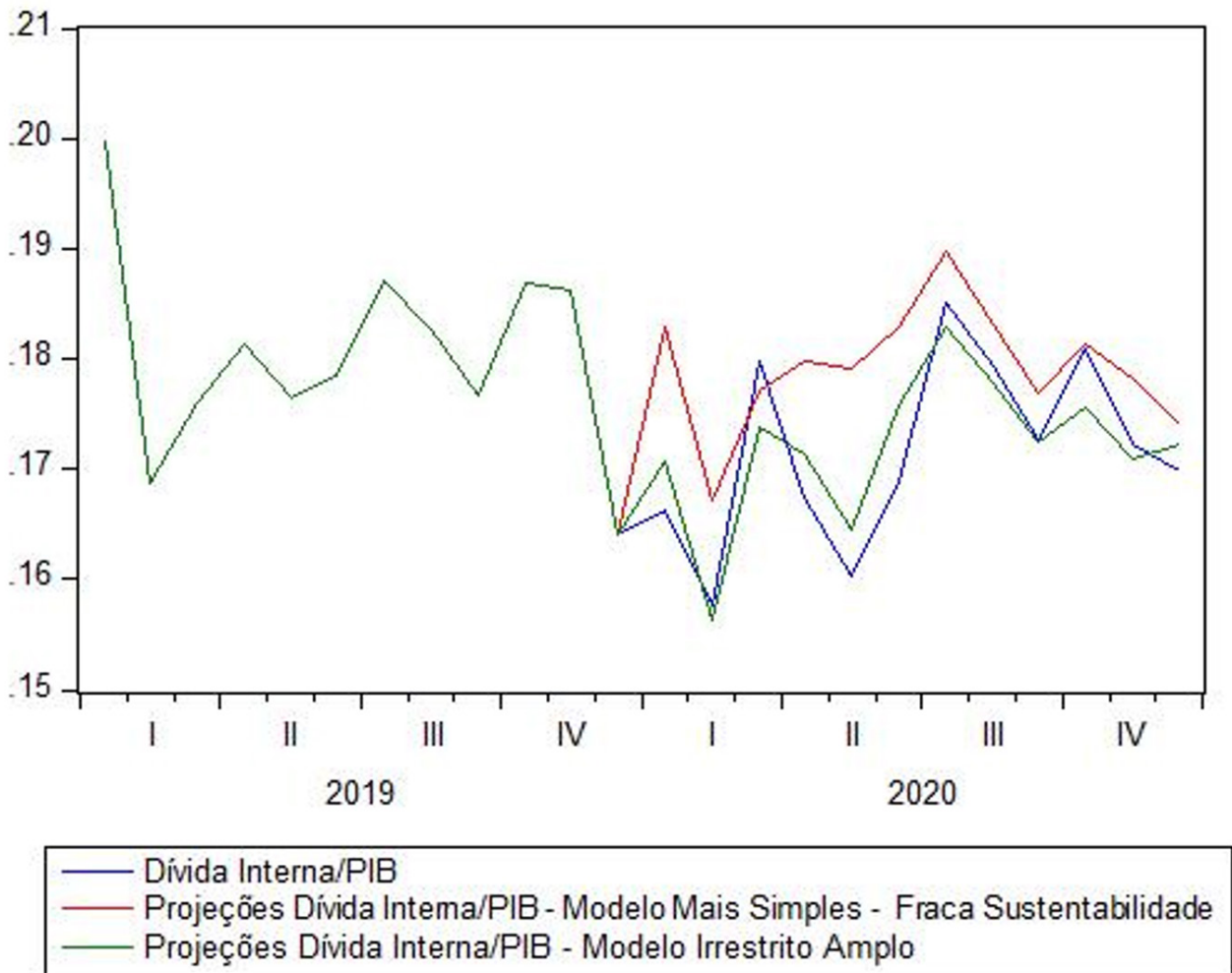
Fonte: Elaborado pelos autores com dados extraídos de (Brasil 2020a; Brasil 2020b; Brasil 2020c; Brasil 2020d; Minas Gerais 2020a; Minas Gerais 2020b; Minas Gerais 2020c) analisados e compilados pelos autores por meio de testes realizados no Eviews 11.

Tabela 12 - Acurácia de Forecastings Modelo Simples

Variável / Modelo	Irrestrito	Sustent. forte	Sustent. fraca	Irrestrito	Sustent. forte	Sustent. fraca	Irrestrito	Sustent. forte	Sustent. fraca	Irrestrito	Sustent. forte	Sustent. fraca
	RMSE			MAE			MAPE			Theil		
DESP_PRIM_PIB	0.003196	0.003075	0.003180	0.002734	0.002653	0.002701	23.27949	23.22502	22.98170	0.128140	0.123165	0.127482
DIV_INT_R_PIB	0.010717	0.009648	0.009933	0.009389	0.007628	0.008108	5.581816	4.567351	4.849397	0.030398	0.027518	0.028272
PIM_MG	6.240755	6.770446	6.481351	4.567009	4.967673	5.153055	6.439509	7.024416	7.130159	0.039424	0.043363	0.040783
REC_PRIM_PIB	0.000732	0.000752	0.000763	0.000585	0.000610	0.000612	5.707442	5.892679	5.710528	0.033622	0.034701	0.035490
SELIC_RATE_R_12M	1.984105	1.809242	1.913528	1.826519	1.652978	1.742623	154.2998	137.3352	144.2064	0.553396	0.537428	0.558559
SEV_DIV_PIB	0.000995	0.000902	0.000959	0.000662	0.000609	0.000655	59.98902	58.67862	62.99437	0.469101	0.405842	0.438073

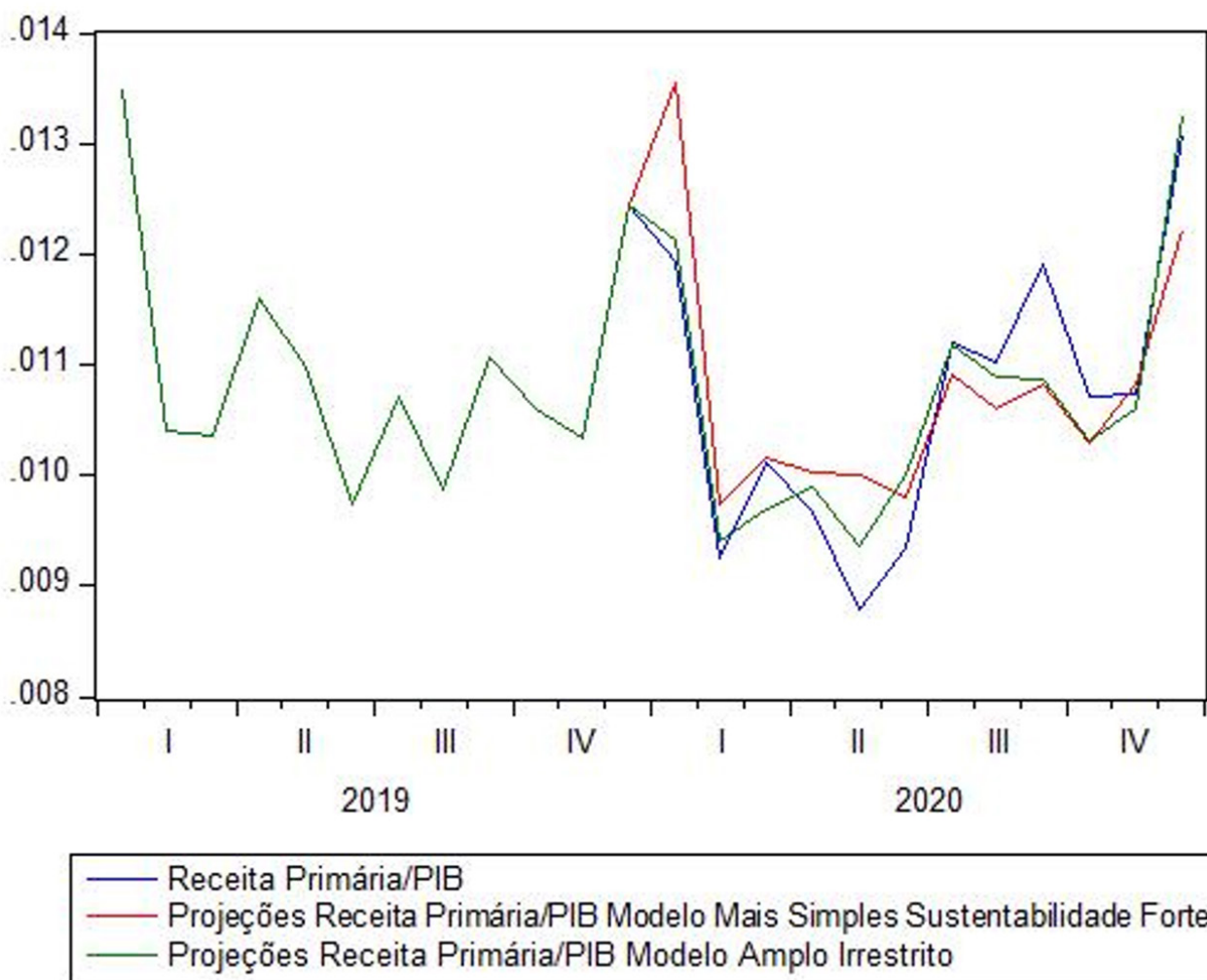
Fonte: Elaborado pelos autores com dados extraídos de (Brasil 2020a; Brasil 2020b; Brasil 2020c; Brasil 2020d; Minas Gerais 2020a; Minas Gerais 2020b; Minas Gerais 2020c) analisados e compilados pelos autores por meio de testes realizados no Eviews 11.

Gráfico 1 - Projeções Dívida Interna/PIB – 2020



Fonte: Elaborado pelos autores com dados extraídos de (Brasil 2020a; Brasil 2020b; Brasil 2020c; Brasil 2020d; Minas Gerais 2020a; Minas Gerais 2020b; Minas Gerais 2020c) analisados e compilados pelos autores por meio de testes realizados no Eviews 11.

Gráfico 2 - Projeções Receita Primária/PIB – 2020



Fonte: Elaborado pelos autores com dados extraídos de (Brasil 2020a; Brasil 2020b; Brasil 2020c; Brasil 2020d; Minas Gerais 2020a; Minas Gerais 2020b; Minas Gerais 2020c) analisados e compilados pelos autores por meio de testes realizados no Eviews 11.

4 Conclusão

Este trabalho procurou apresentar, sucintamente, uma resenha bibliográfica de modelos que investigam a sustentabilidade da dívida pública norte-americana e brasileira, ambas relacionadas aos governos centrais (Hamilton e Flavin 1985; Kremers 1989; Wilcox 1989; Trehan e Walsh 1988; Bohn 1991; 1998; Pastore 1994; Issler e Lima 1997; Rocha 1997). Em sequência, buscou-se aplicar as técnicas destes autores ao caso da dívida pública interna do estado de Minas Gerais. Neste sentido, foi necessário apresentar os conceitos citados pelos autores, quais sejam testes de raízes unitárias, testes de quebras estruturais, estimação de modelos VAR, teste de cointegração, estimação de modelos VECM, teste de causalidade Granger, teste de homogeneidade, exogeneidade fraca através do Likelihood Ratio test (LR), exogeneidade forte por meio da análise do critério de Granger; e super-exogeneidade, onde é feito o teste de impulse-response para avaliar a existência ou não de invariância das séries temporais estudadas.

Nesta perspectiva, um tema central deste trabalho, refere-se aos conceitos propostos por (Quintos 1995) de Sustentabilidade Forte e fraca. O primeiro se confunde com o conceito de homogeneidade de (Engle, Hendry, e Richard 1983; Ericsson 1992; Johansen 1992). Por outro lado, o conceito de Sustentabilidade Fraca não se confunde com o conceito de fraca exogeneidade dos autores já citados, isto porque, se uma variável dentro de um vetor apresentar um $\alpha = 0$, ela deveria, necessariamente, ser considerada exógena ao modelo. O que de fato acontece, no conceito de Quintos, é que o $\alpha > 0$ e os β se situam entre 0 e 1 ($0 < \beta \leq 1$). Desta forma, a Sustentabilidade Fraca não tem a força de uma cointegração de vetor (1,-1).

Feito essa conceituação, foi testado se a sustentabilidade forte se mostraria consistente ao longo do período analisado ou se haveria Sustentabilidade Fraca o que denotaria períodos de inconsistências fiscais e financeiras mescladas com medidas de correção de rumos, visando pagamento das obrigações financeiras do Estado.

Esta pesquisa, objetivou o estudo da sustentabilidade da dívida pública mineira através das estimações de duas famílias de modelos: o primeiro com maior número de variáveis, visando a incorporação do entorno econômico com variáveis endógenas e exógenas (7 variáveis endógenas, 3 exógenas e 5 cointegrações) e o segundo, mais simples (6 variáveis endógenas, 3 cointegrações e nenhuma variável exógena). Os resultados apontaram que o melhor ajustamento foi alcançado pelo modelo mais amplo. Foi interessante notar que, no modelo mais simples, a variável Serviço da Dívida Interna/PIB situou-se endogenamente dados os testes de homogeneidade/exogeneidade. No entanto, ao se estimar o modelo amplo, esta mesma variável teve que ser considerada exógena, conforme seu comportamento exógeno em termos de Granger. Salientamos que em ambos os modelos foram utilizadas diversas variáveis de intervenção qualitativa (dummies de pulso e de level).

No que tange aos modelos estudados, quando avaliamos o comportamento da série histórica Dívida Interna/PIB para o teste de Causalidade Granger, esta se comporta de maneira endógena.

Para a série Receita Primária/PIB, a análise da família dois modelos evidenciaram a sua exogeneidade fraca frente à Despesa Primária/PIB. Contudo, no modelo mais simples, a variável em questão foi tão somente considerada fracamente exógena, em virtude de seu comportamento endógeno em termos de Granger e não foi considerada invariante para Dívida/PIB, Despesa Primária/PIB, PIM/MG.

No que concerne ao modelo amplo, a Receita Primária/PIB, quando testado o seu grau de exogeneidade, frente à Despesa Primária/PIB, não foi possível rejeitar a hipótese nula de fraca exogeneidade. Quando se avalia Granger (probabilidade conjunta de 0,16), a rigor, ela deveria ser considerada fortemente exógena ao modelo. Todavia, a mesma é importante para estabilidade do modelo, uma vez que gera uma turbulência em quase todas as demais variáveis quando alocada de maneira exógena. Ao analisarmos seu comportamento por meio do teste de impulse-response não-convenicional, ela responde a choques da série temporal Dívida Interna/PIB, o que não nos permite tomá-la como super-exógena.

Tais resultados, ao serem analisados, para o modelo amplo, sugerem que a Despesa Primária/PIB não está cointegrada com a Receita Primária/PIB apresentando indícios de Sustentabilidade Fraca. Ou seja, é um fator que gera preocupação aos gestores públicos, no sentido de se fazer constantemente correções de rumos de políticas fiscais, objetivando a volta de um processo sustentável para Dívida Interna/PIB mineira.

Conforme proposto na introdução, após efetuados todos os testes citados, procedeu-se a diversas estimativas e projeções baseadas nos modelos analisados. Como demonstrado na seção 3.3.5, os modelos amplos tiveram uma acurácia maior tanto em testes de performance, quanto na análise puramente visual quando comparados aos modelos simples. Neste sentido, os Modelos Amplos, ao incorporarem variáveis de contexto econômico, proporcionaram um ganho explicativo a eles em detrimento da família de modelos simples.

A análise fria desta miríade de resultados, denota a necessidade premente do estado em implementar esforços tanto na área da Receita quanto da Despesa pública, vez que estes são os instrumentos gerenciáveis ao seu alcance. Neste sentido, o presente trabalho procurou contribuir ao debate das Finanças Públicas Subnacionais, notadamente, para o caso mineiro. Desta maneira, revisou, adaptou e aplicou os modelos da bibliografia de Sustentabilidade da Dívida Pública, a um ente subnacional. Enfatiza-se que, anteriormente, a modelagem proposta, somente foi aplicada ao nível de Governo Central, isto em se tratando da modelagem VECM. Certamente, este trabalho não se pretende definitivo, sendo na realidade uma contribuição destes autores que visam fomentar o debate nas questões de sustentabilidade para governos subnacionais brasileiros. Sugere-se que sejam feitos estudos futuros, nesta seara, a fim de enriquecer o debate e suprir os governos subnacionais com instrumentos que possam aliar teoria e prática, prever cenários e auxiliar administradores públicos no diagnóstico das finanças públicas e nas tomadas de decisão.

Referências

- Bertussi, Luís Antônio Sleimann. 2013. “Uma Revisão Da Dinâmica Macroeconômica Da Dívida Pública e Dos Testes de Sustentabilidade Da Política Fiscal.” IPES Texto Para Discussão, 1–36. 15 jan. 2020. https://www.ucs.br/site/midia/arquivos/TD_47_FEV_2013.pdf.
- Blanchard, Olivier, Jean-Claude Chouraqui, Robert P. Hagemann, e Nicola Sartor. 1990. “The Sustainability Fiscal Policy : New Answers To An Old Questions.” OECD Economic Studies. 7 mar. 2020. <https://ssrn.com/abstract=227461>.
- Bohn, Henning. 1991. “Budget Balance through Revenue or Spending Adjustments?: : Some Historical Evidence for the United States.” *Journal of Monetary Economics* 27 (3): 333–59. 24 maio 2020. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(91\)90013-e](https://doi.org/10.1016/0304-3932(91)90013-e).
- . 1995. “The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy.” *Journal of Money, Credit and Banking* 27 (1): 257. 24 maio 2020 <https://doi.org/10.2307/2077862>.
- . 1998. “The Behavior of U. S. Public Debt and Deficits.” *Quarterly Journal of Economics* 113 (3): 948–63. 24 maio 2020. <https://doi.org/10.1162/003355398555793>.
- Brasil. Banco Central. SGS - Sistema Gerenciador de Séries Temporais - v2.1. Informações Econômico-Financeiras, Séries Temporais – Metadados, 4390 - Taxa de juros - Selic acumulada no mês. 2 abr. 2021a. <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSerie>.
- _____. Banco Central. SGS – Sistema de Gerenciador de Séries Temporais - v2.1. Informações Econômico-Financeiras, Séries Temporais - Metadados, 21936 - Produção Industrial (2012=100) - Geral - Minas Gerais. 2 abr. 2021b. <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>
- _____. Banco Central. SGS – Sistema de Gerenciador de Séries Temporais - v2.1. Informações Econômico-Financeiras, Séries Temporais - Metadados, 25379 - Índice de Atividade Econômica Regional - Minas Gerais. 12 abr. 2021c. <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>.
- _____. Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços. Exportações FOB - Minas Gerais para China de 2003 a 2020. COMEX - Stat. 3 abr. 2021d. <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>.

Bueno, Rodrigo de Losso da Silveira. 2015. *Econometria de Séries Temporais*. Cengage Learning. 2a. São Paulo: Cengage Learning.

Costa, Carlos Eugênio Ellery Lustosa da. 2009. “Sustentabilidade Da Dívida Pública.” *Dívida Pública: A Experiência Brasileira*, 81–99. 24 maio 2020. https://sisweb.tesouro.gov.br/apex/f?p=2501:9:::9:P9_ID_PUBLICACAO_ANEXO:4718.

Domar, Evsey D. 1944. “The ‘Burden of the Debt’ and the National Income.” *The New Palgrave Dictionary of Economics* 34 (4): 142–49. 25 maio 2021. <https://doi.org/10.1057/9780230226203.0037>.

Enders, Walter. 2014. *Applied Econometrics Series. Applied Time Series Econometrics*. 4a Edition. Alabama: Wiley.

Engle, Robert F., Clive W.J. Granger. 1987. “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.” *Econometrica* 55 (2): 251–76. 26 mar. 2020. <https://doi.org/10.2307/1913236>.

Engle, Robert F., David F. Hendry, e Jean-François Richard. 1983. “Exogeneity.” *Econometrica* 51 (2): 1–31.

Ericsson, Neil R. 1992. “Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis: An Overview.” *Journal of Policy Modeling*. 25 jun 2021. [https://doi.org/10.1016/0161-8938\(92\)90001-S](https://doi.org/10.1016/0161-8938(92)90001-S).

Fontenele, Ana, Francisco Tabosa, José Júnior, e Daniel Guimarães. 2015. “Sustentabilidade Da Dívida Pública Dos Estados Brasileiros.” *Revista Ciências Administrativas* 21 (2): 621–38. 23 abr. 2020. <https://doi.org/10.5020/2318-0722.2015.v21n2p621>.

Giambiagi, Fabio, Ana Cláudia Duarte de Além. 2011. *Finanças Públicas: Teoria e Prática No Brasil*. 4a ed. Rio de Janeiro: Elsevier.

Granger, C. W. J. 1969. “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods.” *Econometrica* 37 (3): 424–38. 25 maio 2021. <https://doi.org/10.1017/ccol052179207x.002>.

Hakkio, CRAIG S., e MARK Rush. 1991. “Is the Budget Deficit ‘Too Large?’” *Economic Inquiry* 29 (3): 429–45. 25 abr 2021. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1991.tb00837.x>.

Hamilton, James D, e Marjorie A Flavin. 1985. “On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing.” NBER Working Paper.

Harrod, Roy. 1949. *Towards a Dynamic Economics: Some Recent Developments of Economic Theory and Their Application to Policy*. International Affairs. Vol. 25. 20 maio 2021. <https://doi.org/10.2307/3019077>.

Issler, João Victor, e Luiz Renato Lima. 1997. “Public Debt Sustainability and Endogenous Seignorage in Brazil: Time-Series Evidence from 1947-92.” *Pesquisa e Planejamento Econômico*. 20 maio 2020. <http://hdl.handle.net/10438/634>

Johansen, Søren. 1992. “Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data.” *Journal of Policy Modeling* 14 (3): 313–34. 20 jun. 2021. [https://doi.org/10.1016/0161-8938\(92\)90003-U](https://doi.org/10.1016/0161-8938(92)90003-U).

Kremers, Jeroen J.M. 1989. “U.S. Federal Indebtedness and the Conduct of Fiscal Policy.” *Journal of Monetary Economics* 23 (2): 219–38. 25 maio 2021. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(89\)90049-4](https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90049-4).

Luporini, Viviane. 2006. “TEXTOS PARA DISCUSSÃO UFF / ECONOMIA. Conceitos de Sustentabilidade Fiscal.” *Economia*.

Lütkepohl, Helmut. 2005. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. New Introduction to Multiple Time Series Analysis. Berlin.

Minas Gerais. Secretaria de Estado de Fazenda. Dados cedidos para esta pesquisa - Dívida Pública Interna. 2020a.

_____. Secretaria de Estado de Fazenda. Portal da Dívida Pública Estadual. Dívida Pública Fundada Estadual. 2020b. <http://www.fazenda.mg.gov.br/tesouro-estadual/divida-publica/portal-da-divida-publica-estadual/>.

_____. Secretaria do Planejamento e Gestão. Dados cedidos para esta pesquisa. Dados no e-mail pessoal. 2020c.

Moura, Darlan. 2017. “Sustentabilidade Fiscal Dos Estados Brasileiros (1995-2012).” Universidade Federal do Ceará. 20 maio 2020. <http://www.repositorio.ufc.br/handle/riufc/29044>.

Organization for Economic Co-operation and Development. Immediate Rates: Less than 24 Hours: Prime Rates for the United States [IRSTPI01USM156N], retrieved from FRED. Federal Reserve Bank of St. Louis. 15 jun. 2020. <https://fred.stlouisfed.org/series/IRSTPI01USM156N>.

Pastore, Affonso Celso. 1994. “Déficit Público, a Sustentabilidade Do Crescimento Das Dívidas Interna e Externa, Senhoriagem e Inflação: Uma Análise Do Regime Monetário Brasileiro.” *Brazilian Review of Econometrics* 14 (2): 177. <https://doi.org/10.12660/bre.v14n21994.2972>.

Quintos, Carmela E. 1995. “Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts.” *Journal of Business and Economic Statistics* 13 (4): 409–17. <https://doi.org/10.1080/07350015.1995.10524615>.

Rocha, Fabiana. 1997. “Long-Run Limits on the Brazilian Government Debt.” *Revista Brasileira de Economia* 51 (4): 447–70. 20 maio 2021. <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/703>.

Sarvi, Tuukka. 2011. “Some Approaches for Assessing the Sustainability of Public Finances.”

Trehan, Bharat, e Carl E. Walsh. 1988. “Common Trends, the Government’s Budget Constraint, and Revenue Smoothing.” *Journal of Economic Dynamics and Control* 12 (2–3): 425–44. 20 maio 2020. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90048-6](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90048-6).

Wilcox, David W. 1989. “The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint.” *Journal of Money, Credit and Banking* 21 (3): 291. 19 abr. 2021 <https://doi.org/10.2307/1992415>.

Willmott, Cort J., e Kenji Matsuura. 2005. “Advantages of the Mean Absolute Error (MAE) over the Root Mean Square Error (RMSE) in Assessing Average Model Performance.” *Climate Research* 30 (1): 79–82. 19 ago. 2021. <https://doi.org/10.3354/cr030079>.

6 Anexos

6.1 Modelo Amplo Irrestrito

6.1.1 Saída da Equação

Modelo Amplo Irrestrito (5 Cointegrações)							
Lags 1, 2, 3 e 12; Dummies Sazonais, de pulso e de level							
	D(LOG(DIV_IN- T_R_PIB))	D(LOG(REC_ PRIM_PIB))	D(LOG(DESP_ PRIM_PIB))	D(LOG(ICMS_R))	D(LOG(PIM_MG))	D(SELIC_RA- TE_R_12M)	D(LOG(EXPORT_ MG_R))
R-squared	0.843609	0.880911	0.848777	0.686968	0.905828	0.698409	0.697573
Adj. R-squared	0.767714	0.823118	0.775390	0.535055	0.860126	0.552049	0.550807
Sum sq. resids	0.092520	0.591359	3.126802	0.353120	0.087455	13.47613	6.867154
S.E. equation	0.026082	0.065941	0.151628	0.050956	0.025358	0.314784	0.224708
F-statistic	11.11541	15.24247	11.56571	4.522127	19.82061	4.771846	4.752960
Log likelihood	492.8495	304.5670	135.5348	356.9020	498.5639	-12,74746	55.68078
Akaike AIC	-4,195561	-2,340562	-0,67522	-2,856178	-4,251862	0.785689	0.111519
Schwarz SC	-3,10204	-1,247041	0.418301	-1,762657	-3,15834	1.879210	1.205041
Mean dependent	-0,000737	0.002632	0.009022	0.003512	0.000265	-0,075912	0.007373
S.D. dependent	0.054117	0.156788	0.319938	0.074729	0.067804	0.470325	0.335276

6.1.2 Teste de Causalidade Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 08/10/21 Time: 21:33

Sample: 2003M01 2020M12

Included observations: 203

Dependent variable: D(LOG(DIV_INT_R_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	10.21082	4	0.0370
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	8.247740	4	0.0829
D(LOG(ICMS_R))	17.24779	4	0.0017
D(LOG(PIM_MG))	4.819745	4	0.3063
D(SELIC_RATE_R_12M)	9.193164	4	0.0564
D(LOG(EXPORT_MG_R))	2.922885	4	0.5708
All	46.86997	24	0.0035

Dependent variable: D(LOG(REC_PRIM_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	4.071549	4	0.3964
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	2.397157	4	0.6631
D(LOG(ICMS_R))	2.745232	4	0.6013
D(LOG(PIM_MG))	4.621394	4	0.3284
D(SELIC_RATE_R_12M)	1.766973	4	0.7785
D(LOG(EXPORT_MG_R))	6.099738	4	0.1918
All	29.46903	24	0.2030

Dependent variable: D(LOG(DESP_PRIM_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	5.476231	4	0.2418
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	5.467321	4	0.2426
D(LOG(ICMS_R))	2.124982	4	0.7128
D(LOG(PIM_MG))	4.776786	4	0.3110
D(SELIC_RATE_R_12M)	7.130736	4	0.1291
D(LOG(EXPORT_MG_R))	0.830997	4	0.9342
All	32.33204	24	0.1190

Dependent variable: D(LOG(ICMS_R))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	1.357136	4	0.8516
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	4.427933	4	0.3512
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	0.965040	4	0.9150
D(LOG(PIM_MG))	5.248196	4	0.2628
D(SELIC_RATE_R_12M)	4.035911	4	0.4012
D(LOG(EXPORT_MG_R))	5.334177	4	0.2547
All	20.76311	24	0.6527

Dependent variable: D(LOG(PIM_MG))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	39.77922	4	0.0000
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	0.848749	4	0.9318
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	2.282661	4	0.6839
D(LOG(ICMS_R))	4.084172	4	0.3947
D(SELIC_RATE_R_12M)	2.243784	4	0.6910
D(LOG(EXPORT_MG_R))	4.414742	4	0.3528
All	59.27962	24	0.0001

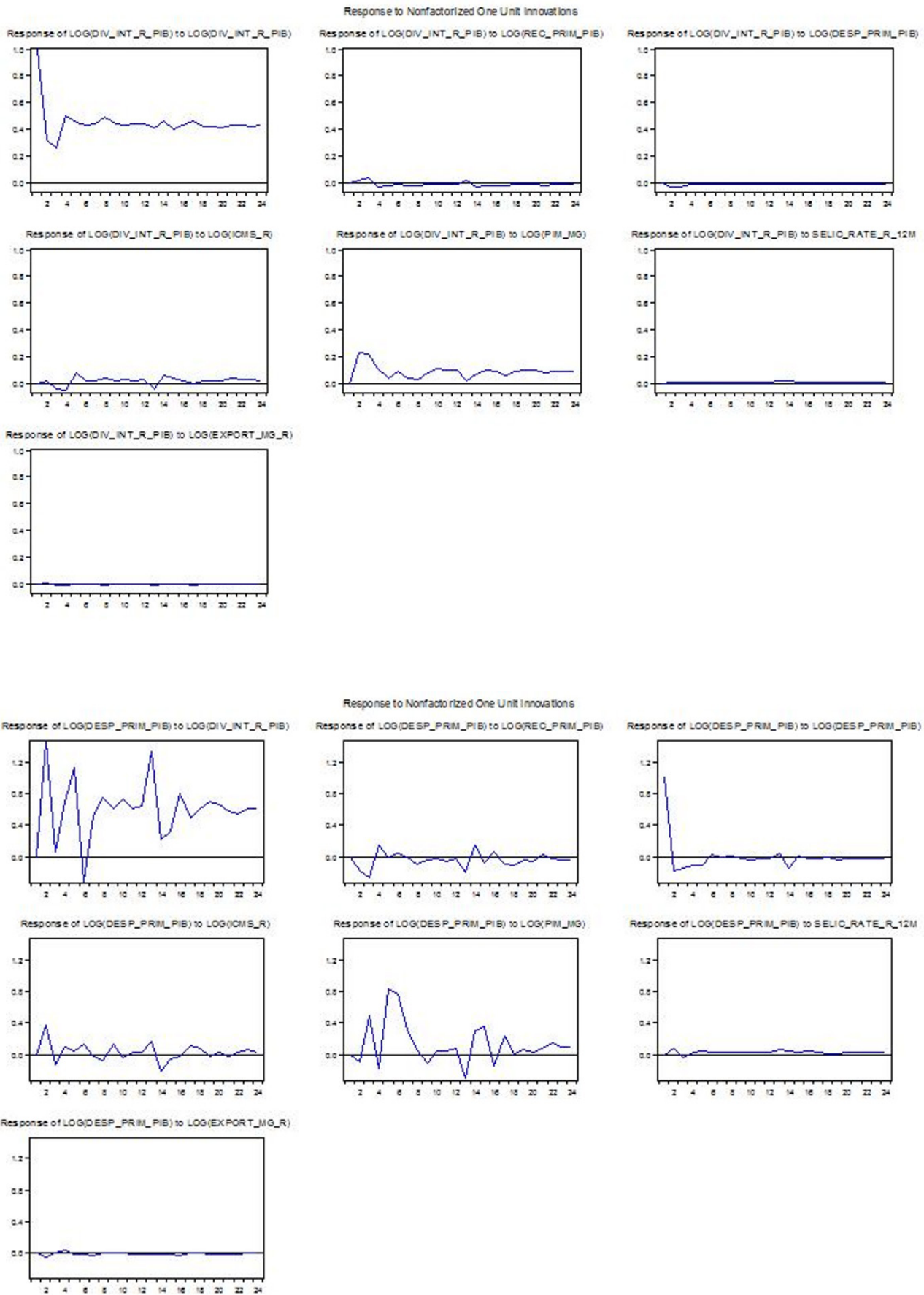
Dependent variable: D(SELIC_RATE_R_12M)

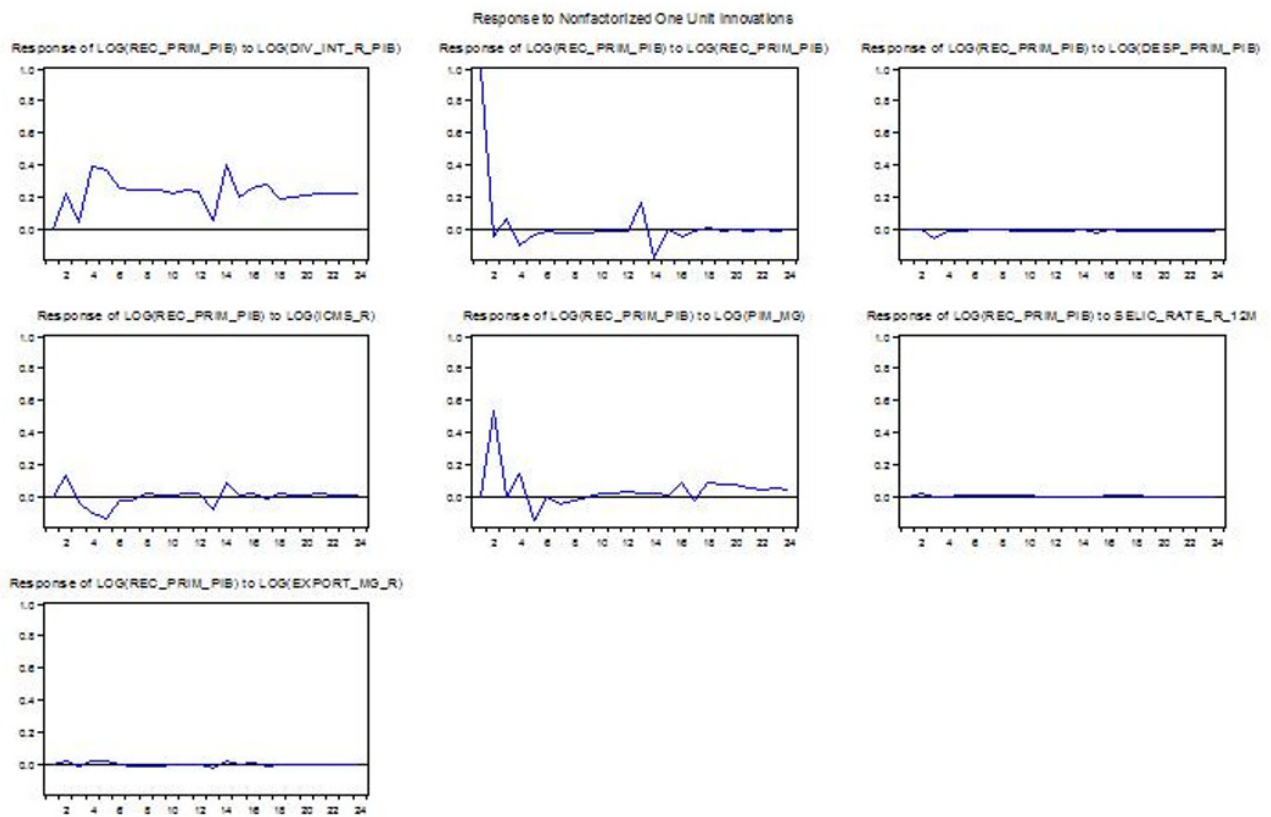
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	2.612901	4	0.6245
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	6.896269	4	0.1415
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	5.204147	4	0.2670
D(LOG(ICMS_R))	8.116714	4	0.0874
D(LOG(PIM_MG))	1.156958	4	0.8851
D(LOG(EXPORT_MG_R))	1.743877	4	0.7827
All	30.60232	24	0.1656

Dependent variable: D(LOG(EXPORT_MG_R))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	6.381395	4	0.1724
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	1.973395	4	0.7407
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	1.974228	4	0.7405
D(LOG(ICMS_R))	6.819421	4	0.1457
D(LOG(PIM_MG))	9.712243	4	0.0456
D(SELIC_RATE_R_12M)	5.073137	4	0.2799
All	26.55996	24	0.3254

6.1.3 Gráfico IRF não-convencional





6.2 Modelo Amplo Sustentabilidade Forte

6.2.1 Saída da Equação

Modelo Amplo de Sustentabilidade Forte (5 Cointegrações)							
Lags 1, 2, 3 e 12; Dummies Sazonais, de pulso e de level							
Cointegration Restrictions:	$B(1,1) = 1, B(1,2) = 0, B(1,3) = 0, B(1,4) = 0, B(1,5)=0, B(2,1) = 0, B(2,2)=1, B(2,3)=0, B(2,4)=0, B(2,5)=0, B(3,1)=0, B(3,2) = 0, B(3,3)=-1, B(3,4)=0, B(3,5)=0, B(4,1)=0, B(4,2)=0, B(4,3)=0, B(4,4)=1, B(4,5)=0, B(5,1)=0, B(5,2)=0, B(5,3)=0, B(5,4)=0, B(5,5)=1$						
Convergence achieved after 1 iterations.							
Restrictions identify all cointegrating vectors							
Restrictions are not binding (LR test not available)							
	D(LOG(DIV_IN-T_R_PIB))	D(LOG(REC_PRIM_PIB))	D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	D(LOG(ICMS_R))	D(LOG(PIM_MG))	D(SELIC_RATE_R_12M)	D(LOG(EXPORT_MG_R))
R-squared	0.843481	0.877028	0.832407	0.675910	0.905422	0.700334	0.675761
Adj. R-squared	0.767524	0.817351	0.751075	0.518631	0.859524	0.554908	0.518410
Sum sq. resids	0.092596	0.610640	3.465292	0.365595	0.087832	13.39011	7.362436
S.E. equation	0.026093	0.067007	0.159625	0.051848	0.025413	0.313778	0.232670
F-statistic	11.10463	14.69612	10.23468	4.297516	19.72674	4.815739	4.294601
Log likelihood	492.7663	301.3105	125.1020	353.3783	498.1276	-12,09749	48.61221
Akaike AIC	-4,194742	-2,308477	-0,572433	-2,821461	-4,247562	0.779286	0.181160
Schwarz SC	-3,101221	-1,214956	0.521088	-1,72794	-3,154041	1.872807	1.274682
Mean dependent	-0,000737	0.002632	0.009022	0.003512	0.000265	-0,075912	0.007373
S.D. dependent	0.054117	0.156788	0.319938	0.074729	0.067804	0.470325	0.335276

6.2.2 Teste de Causalidade Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 08/10/21 Time: 22:13

Sample: 2003M01 2020M12

Included observations: 203

Dependent variable: D(LOG(DIV_INT_R_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	10.20146	4	0.0372
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	8.192218	4	0.0848
D(LOG(ICMS_R))	17.77252	4	0.0014
D(LOG(PIM_MG))	5.571376	4	0.2335
D(SELIC_RATE_R_12M)	9.420754	4	0.0514
D(LOG(EXPORT_MG_R))	2.913223	4	0.5725
All	46.61951	24	0.0037

Dependent variable: D(LOG(REC_PRIM_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	1.564603	4	0.8151
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	1.704426	4	0.7899
D(LOG(ICMS_R))	1.845651	4	0.7641
D(LOG(PIM_MG))	5.865102	4	0.2095
D(SELIC_RATE_R_12M)	2.027323	4	0.7307
D(LOG(EXPORT_MG_R))	10.19032	4	0.0373
All	30.57147	24	0.1665

Dependent variable: D(LOG(DESP_PRIM_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	4.894627	4	0.2983
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	5.310116	4	0.2569
D(LOG(ICMS_R))	5.279531	4	0.2598
D(LOG(PIM_MG))	4.648844	4	0.3253
D(SELIC_RATE_R_12M)	8.659625	4	0.0702
D(LOG(EXPORT_MG_R))	4.588289	4	0.3322
All	41.20508	24	0.0158

Dependent variable: D(LOG(ICMS_R))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	1.779475	4	0.7762
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	5.540055	4	0.2362
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	1.538494	4	0.8198
D(LOG(PIM_MG))	4.020690	4	0.4032
D(SELIC_RATE_R_12M)	2.439508	4	0.6555
D(LOG(EXPORT_MG_R))	10.01496	4	0.0402
All	22.12947	24	0.5715

Dependent variable: D(LOG(PIM_MG))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	39.15609	4	0.0000
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	0.806375	4	0.9376
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	2.068948	4	0.7231
D(LOG(ICMS_R))	4.500427	4	0.3425
D(SELIC_RATE_R_12M)	1.962857	4	0.7426
D(LOG(EXPORT_MG_R))	4.440894	4	0.3496
All	54.93083	24	0.0003

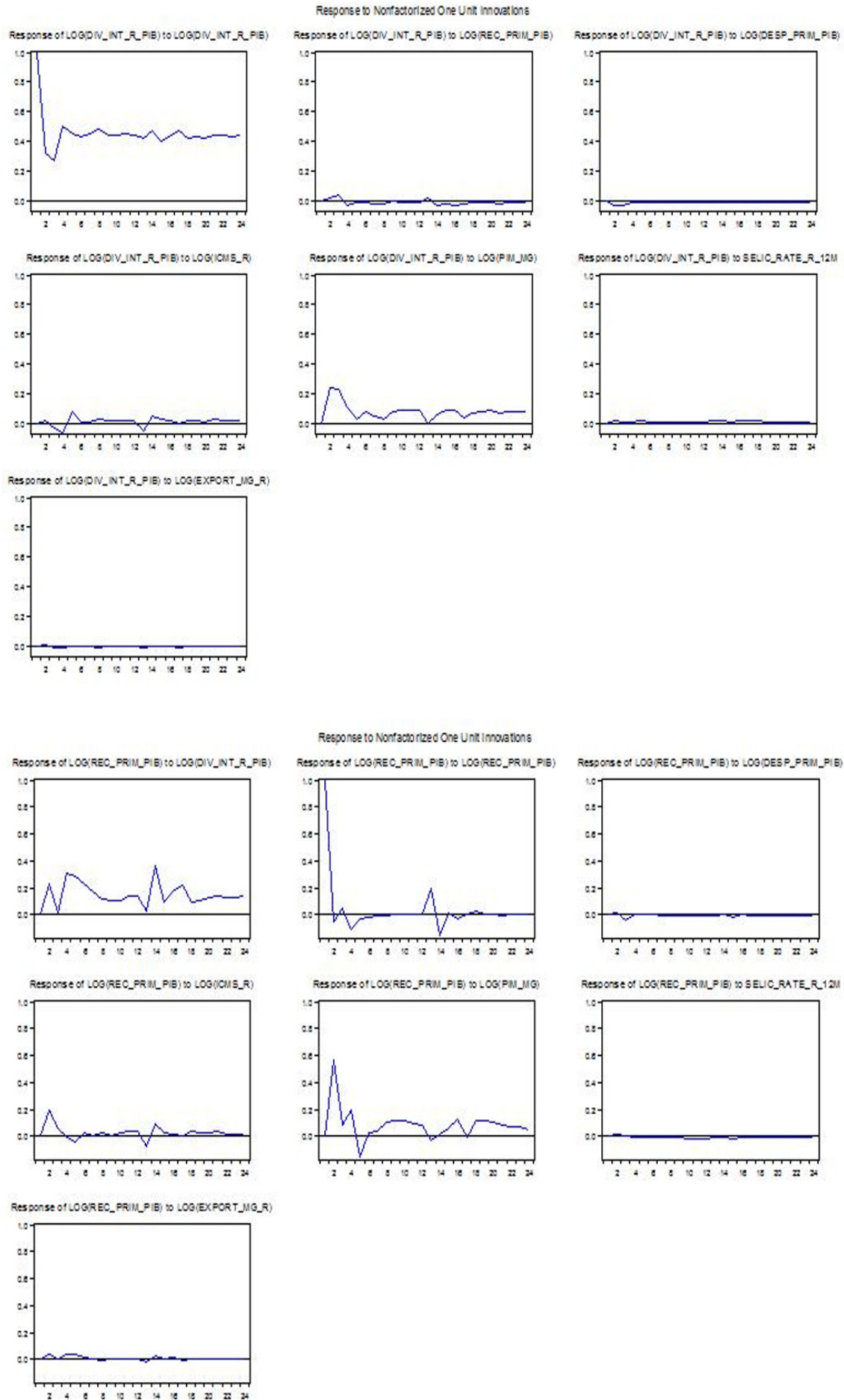
Dependent variable: D(SELIC_RATE_R_12M)

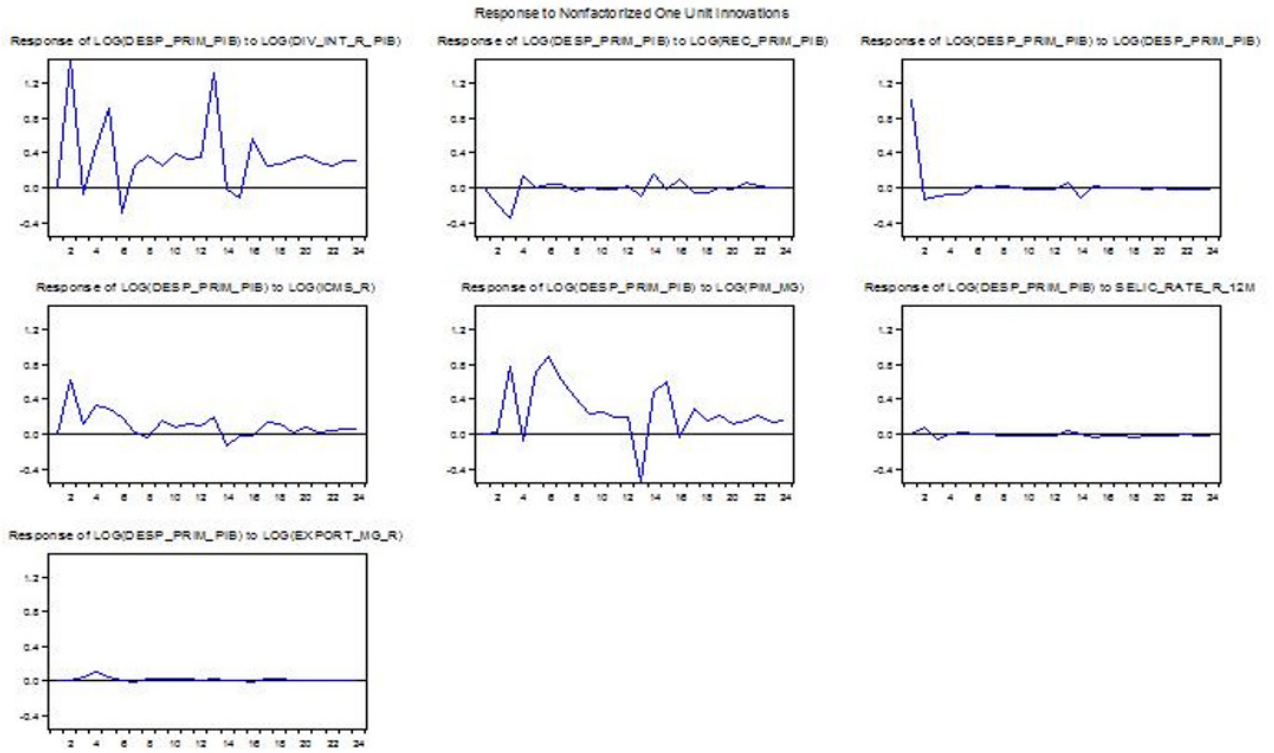
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	2.468466	4	0.6503
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	6.866373	4	0.1431
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	5.557117	4	0.2348
D(LOG(ICMS_R))	6.506574	4	0.1644
D(LOG(PIM_MG))	1.146791	4	0.8868
D(LOG(EXPORT_MG_R))	1.080120	4	0.8974
All	29.71451	24	0.1944

Dependent variable: D(LOG(EXPORT_MG_R))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	13.63236	4	0.0086
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	2.436562	4	0.6560
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	2.967036	4	0.5634
D(LOG(ICMS_R))	4.217865	4	0.3773
D(LOG(PIM_MG))	7.942890	4	0.0937
D(SELIC_RATE_R_12M)	6.684780	4	0.1535
All	28.05635	24	0.2577

6.2.3 Gráfico IRF não-convencional





6.3 Modelo Amplo Sustentabilidade Fraca

6.3.1 Saída da Equação

Modelo Amplo de Sustentabilidade Fraca (5 Cointegrações)							
Lags 1, 2, 3 e 12; Dummies Sazonais, de pulso e de level							
Cointegration Restrictions:	B(1,1) = 1, B(1,2) = 0, B(1,3) = 0, B(1,4) = 0, B(1,5)=0, B(2,1)= 0, B(2,2)=1,B(2,3)=0,B(2,4)=0,B(2,5)=0,B(3,1)=0, B(3,2) = 0, B(3,3)=-1, B(3,4)=0, B(3,5)=0, B(4,1)=0, B(4,2)=0,B(4,3)=0,B(4,4)=1,B(4,5)=0,B(5,1)=0,B(5,2)=0,B(5,3)=0,B(5,4)=0,B(5,5)=1,A(2,3)=0						
Convergence achieved after 83 iterations.							
Restrictions identify all cointegrating vectors							
LR test for binding restrictions (rank = 5):							
Chi-square(1)	0.032436						
Probability	0.857074						
	D(LOG(DIV_IN-T_R_PIB))	D(LOG(REC_PRIM_PIB))	D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	D(LOG(ICMS_R))	D(LOG(PIM_MG))	D(SELIC_RATE_R_12M)	D(LOG(EXPORT_MG_R))
R-squared	0.843510	0.877070	0.832397	0.675925	0.905437	0.700361	0.675767
Adj. R-squared	0.767566	0.817413	0.751061	0.518654	0.859546	0.554948	0.518418
Sum sq. resids	0.092579	0.610431	3.465.487	0.365577	0.087818	1.338.890	7.362.307
S.E. equation	0.026091	0.066996	0.159629	0.051847	0.025411	0.313764	0.232668
F-statistic	1.110.701	1.470.187	1.023.399	4.297.825	1.973.016	4.816.356	4.294.713
Log likelihood	4.927.847	3.013.453	1.250.963	3.533.832	4.981.435	-1.208.839	4.861.400
Akaike AIC	-4.194.923	-2.308.820	-0.572377	-2.821.509	-4.247.720	0.779196	0.181143
Schwarz SC	-3.101.402	-1.215.299	0.521144	-1.727.988	-3.154.198	1.872.717	1.274.664
Mean dependent	-0.000737	0.002632	0.009022	0.003512	0.000265	-0.075912	0.007373
S.D. dependent	0.054117	0.156788	0.319938	0.074729	0.067804	0.470325	0.335276

6.3.2 Teste de Causalidade Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 08/10/21 Time: 22:07

Sample: 2003M01 2020M12

Included observations: 203

Dependent variable: D(LOG(DIV_INT_R_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	10.20146	4	0.0372
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	8.192218	4	0.0848
D(LOG(ICMS_R))	17.77252	4	0.0014
D(LOG(PIM_MG))	5.571376	4	0.2335
D(SELIC_RATE_R_12M)	9.420754	4	0.0514
D(LOG(EXPORT_MG_R))	2.913223	4	0.5725
All	46.61951	24	0.0037

Dependent variable: D(LOG(REC_PRIM_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	1.564603	4	0.8151
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	1.704426	4	0.7899
D(LOG(ICMS_R))	1.845651	4	0.7641
D(LOG(PIM_MG))	5.865102	4	0.2095
D(SELIC_RATE_R_12M)	2.027323	4	0.7307
D(LOG(EXPORT_MG_R))	10.19032	4	0.0373
All	30.57147	24	0.1665

Dependent variable: D(LOG(DESP_PRIM_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	4.894627	4	0.2983
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	5.310116	4	0.2569
D(LOG(ICMS_R))	5.279531	4	0.2598
D(LOG(PIM_MG))	4.648844	4	0.3253
D(SELIC_RATE_R_12M)	8.659625	4	0.0702
D(LOG(EXPORT_MG_R))	4.588289	4	0.3322
All	41.20508	24	0.0158

Dependent variable: D(LOG(ICMS_R))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	1.779475	4	0.7762
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	5.540055	4	0.2362
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	1.538494	4	0.8198
D(LOG(PIM_MG))	4.020690	4	0.4032
D(SELIC_RATE_R_12M)	2.439508	4	0.6555
D(LOG(EXPORT_MG_R))	10.01496	4	0.0402
All	22.12947	24	0.5715

Dependent variable: D(LOG(PIM_MG))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	39.15609	4	0.0000
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	0.806375	4	0.9376
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	2.068948	4	0.7231
D(LOG(ICMS_R))	4.500427	4	0.3425
D(SELIC_RATE_R_12M)	1.962857	4	0.7426
D(LOG(EXPORT_MG_R))	4.440894	4	0.3496
All	54.93083	24	0.0003

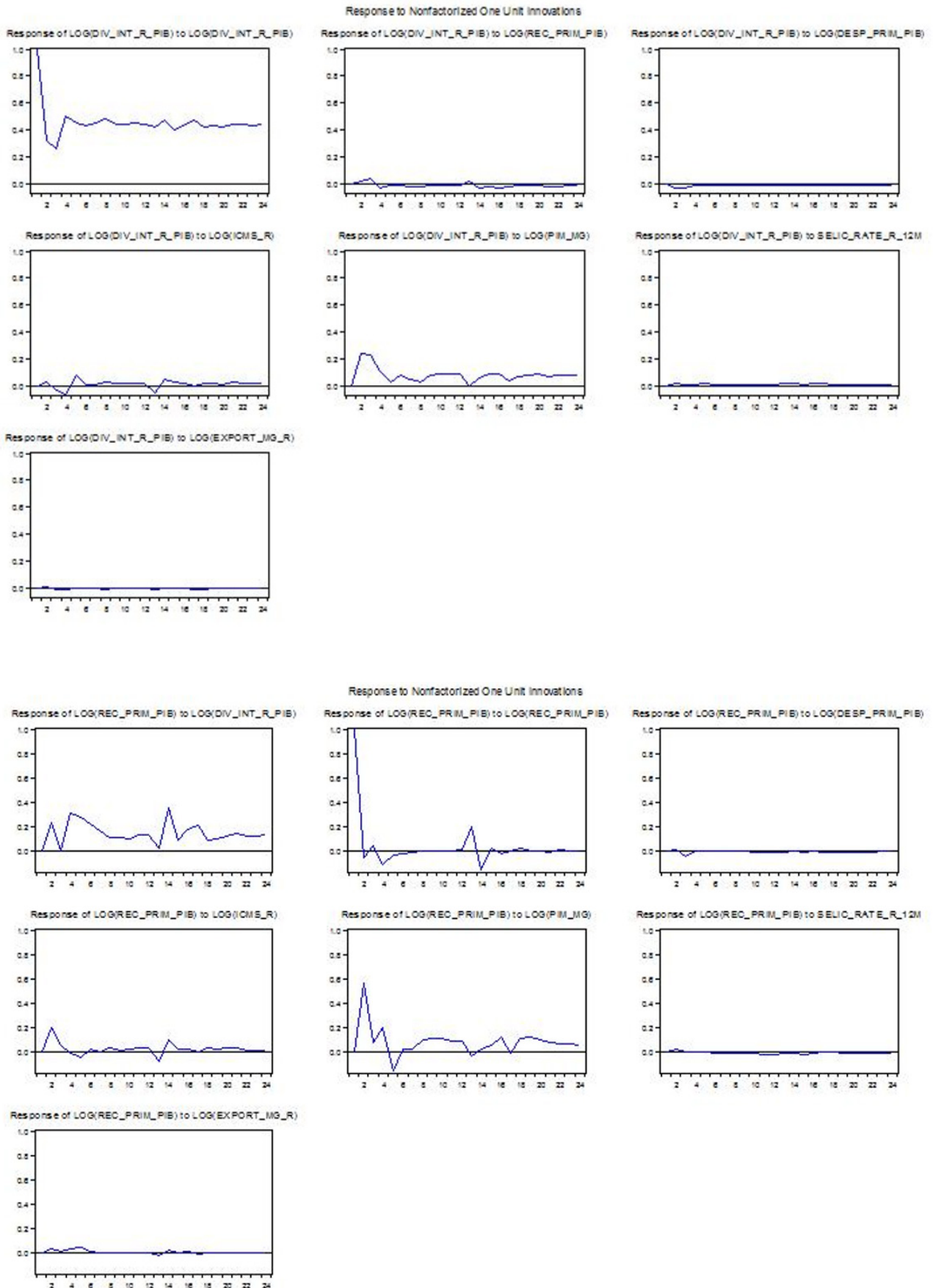
Dependent variable: D(SELIC_RATE_R_12M)

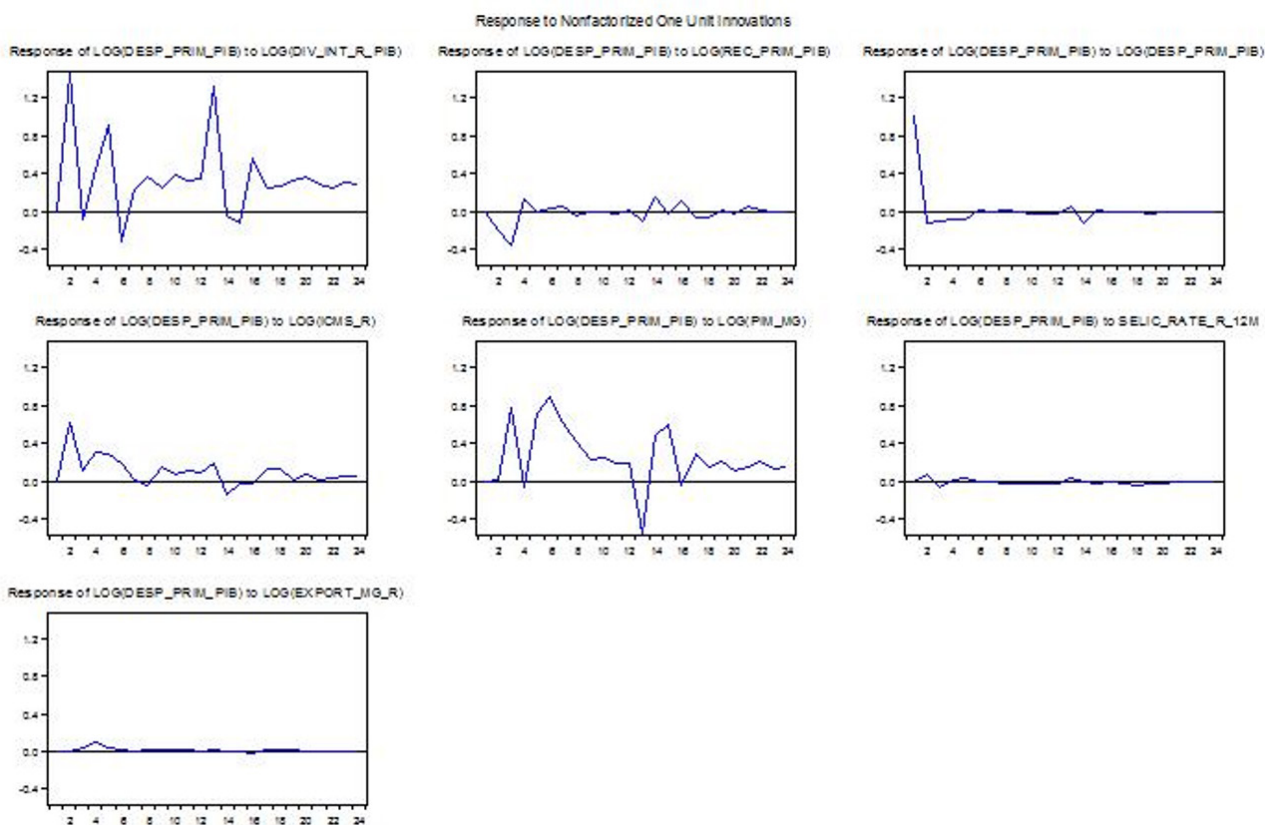
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	2.468466	4	0.6503
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	6.866373	4	0.1431
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	5.557117	4	0.2348
D(LOG(ICMS_R))	6.506574	4	0.1644
D(LOG(PIM_MG))	1.146791	4	0.8868
D(LOG(EXPORT_MG_R))	1.080120	4	0.8974
All	29.71451	24	0.1944

Dependent variable: D(LOG(EXPORT_MG_R))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	13.63236	4	0.0086
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	2.436562	4	0.6560
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	2.967036	4	0.5634
D(LOG(ICMS_R))	4.217865	4	0.3773
D(LOG(PIM_MG))	7.942890	4	0.0937
D(SELIC_RATE_R_12M)	6.684780	4	0.1535
All	28.05635	24	0.2577

6.3.3 Gráfico IRF não-convencional





6.4 Modelo Mais Simples Irrestrito

6.4.1 Saída da equação

Modelo Mais Simples Irrestrito						
Lags 1, 2, 3 e 12; Dummies Sazonais, de pulso e de level						
	D(LOG(DIV_ INT_R_PIB))	D(LOG(- DESP_PRIM_ PIB))	D(LOG(REC_ PRIM_PIB))	D(SELIC_RA- TE_R_12M)	D(LOG(PIM_ MG))	D(LOG(SEV_ DIV_PIB))
R-squared	0.701416	0.743673	0.789038	0.642784	0.821823	0.764479
Adj. R-squared	0.623038	0.676387	0.733661	0.549015	0.775052	0.702655
Sum sq. resids	0.176641	5.300029	1.047572	15.96165	0.165467	151.1991
S.E. equation	0.033227	0.182003	0.080916	0.315849	0.032159	0.972108
F-statistic	8.949113	11.05244	14.24835	6.854953	17.57104	12.36538
Log likelihood	427.2100	81.97308	246.5287	-2.992.831	433.8424	-2.581.418
Akaike AIC	-3.785.320	-0.383971	-2.005.209	0.718506	-3.850.665	2.966914
Schwarz SC	-3.083.508	0.317841	-1.303.397	1.420318	-3.148.852	3.668726
Mean dependent	-0.000737	0.009022	0.002632	-0.075912	0.000265	0.008833
S.D. dependent	0.054117	0.319938	0.156788	0.470325	0.067804	1.782726

6.4.2 Teste de Causalidade Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 09/13/21 Time: 17:50

Sample: 2003M01 2020M12

Included observations: 203

Dependent variable: D(LOG(DIV_INT_R_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	8.569405	4	0.0728
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	6.549552	4	0.1617
D(SELIC_RATE_R_12M)	4.617500	4	0.3288
D(LOG(PIM_MG))	5.821673	4	0.2129
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	20.15797	4	0.0005
All	45.50519	20	0.0009

Dependent variable: D(LOG(DESP_PRIM_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	3.346547	4	0.5016
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	6.730723	4	0.1508
D(SELIC_RATE_R_12M)	7.855370	4	0.0970
D(LOG(PIM_MG))	16.15413	4	0.0028
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	0.971123	4	0.9141
All	42.62839	20	0.0023

Dependent variable: D(LOG(REC_PRIM_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	15.32087	4	0.0041
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	6.732653	4	0.1507
D(SELIC_RATE_R_12M)	0.282031	4	0.9909
D(LOG(PIM_MG))	7.833331	4	0.0979
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	15.71421	4	0.0034
All	59.63595	20	0.0000

Dependent variable: D(SELIC_RATE_R_12M)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	3.576302	4	0.4664
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	7.938516	4	0.0939
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	10.37478	4	0.0346
D(LOG(PIM_MG))	1.588034	4	0.8109
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	2.889039	4	0.5766
All	26.33708	20	0.1550

Dependent variable: D(LOG(PIM_MG))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	67.01150	4	0.0000
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	17.44247	4	0.0016
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	5.172899	4	0.2700
D(SELIC_RATE_R_12M)	3.785381	4	0.4358
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	2.426254	4	0.6579
All	114.9154	20	0.0000

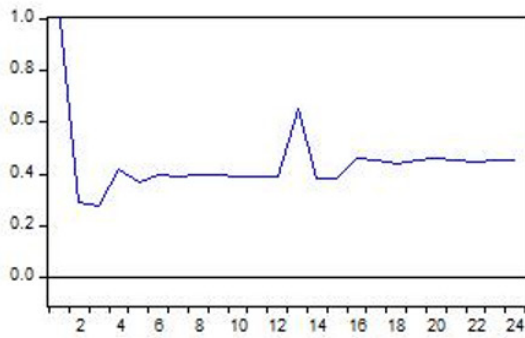
Dependent variable: D(LOG(SEV_DIV_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	16.09150	4	0.0029
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	4.223563	4	0.3766
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	2.488722	4	0.6467
D(SELIC_RATE_R_12M)	8.980616	4	0.0616
D(LOG(PIM_MG))	5.610361	4	0.2302
All	38.96672	20	0.0067

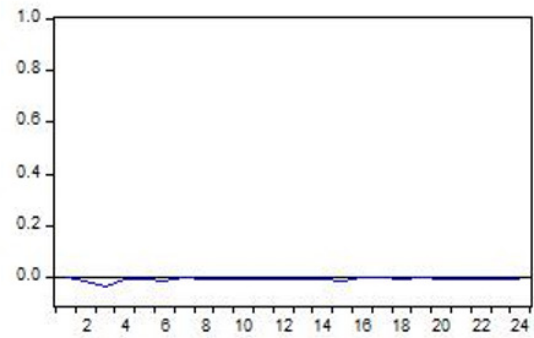
6.4.3 Gráfico IRF não-convencional

Response to Nonfactorized One Unit Innovations

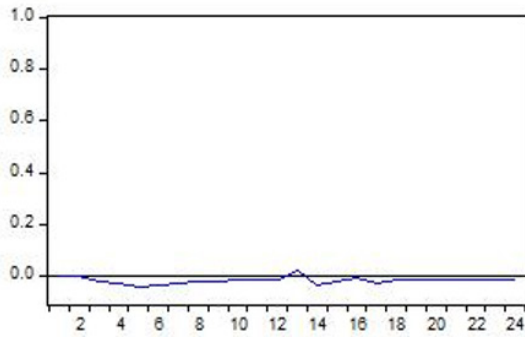
Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(DIV_INT_R_PIB)



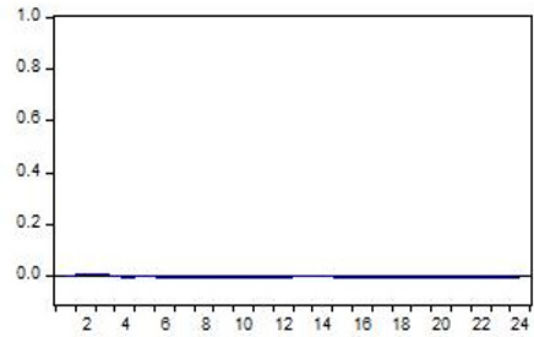
Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(DES_Prim_PIB)



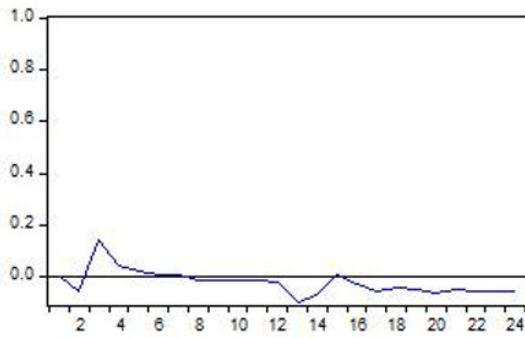
Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(REC_Prim_PIB)



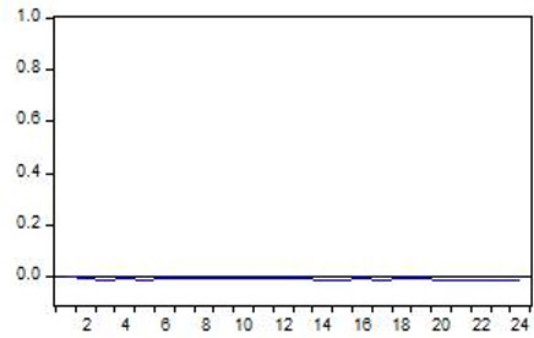
Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to SELIC_RATE_R_12M



Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(PIM_MG)

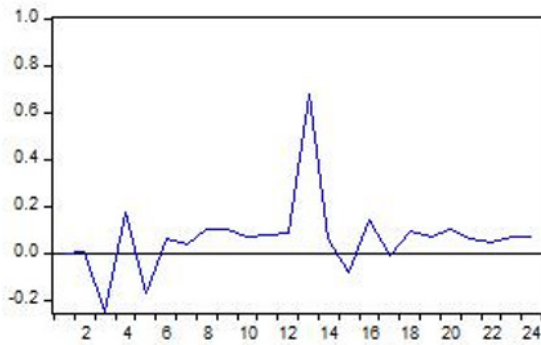


Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(SEV_DIV_PIB)

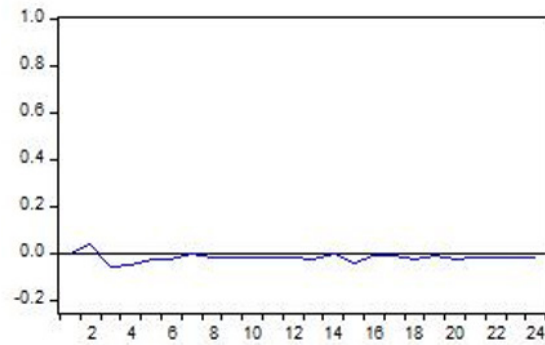


Response to Nonfactorized One Unit Innovations

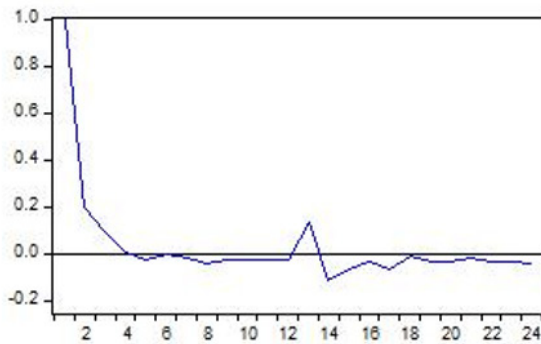
Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(DIV_INT_R_PIB)



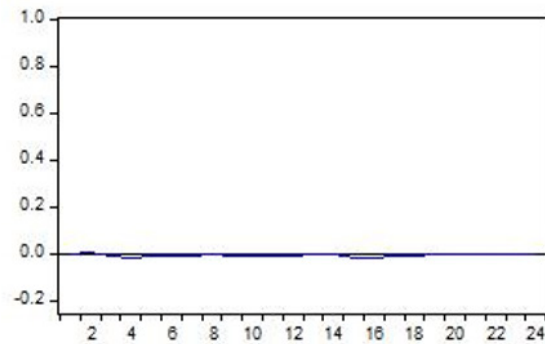
Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(DES_Prim_PIB)



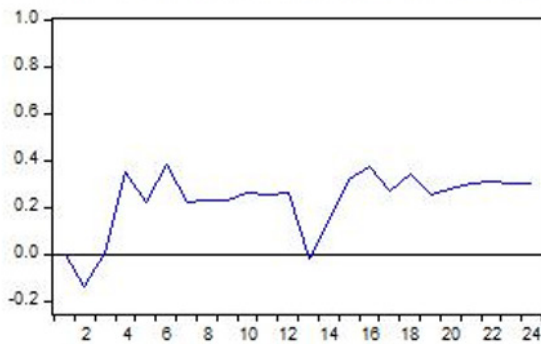
Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(REC_PRIM_PIB)



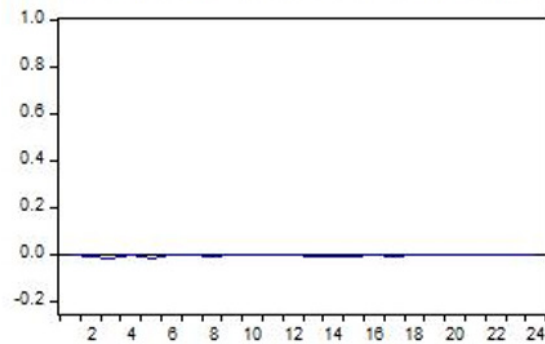
Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to SELIC_RATE_R_12M



Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(PIM_MG)

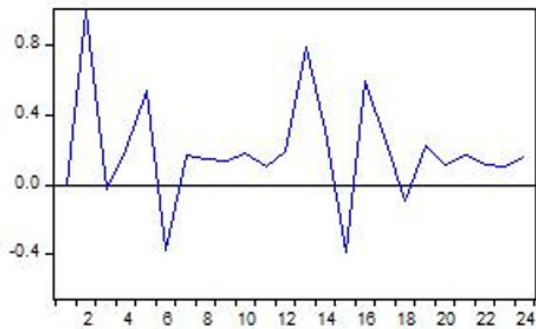


Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(SEV_DIV_PIB)

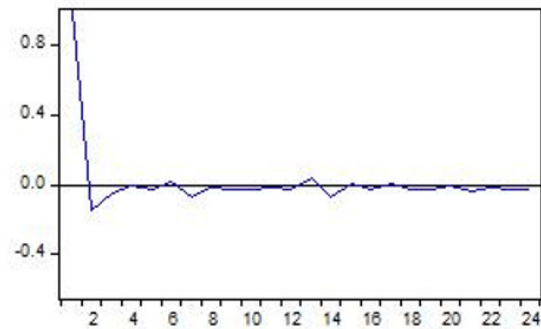


Response to Nonfactorized One Unit Innovations

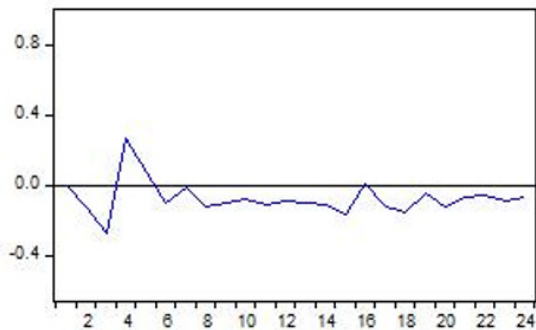
Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(DIV_INT_R_PIB)



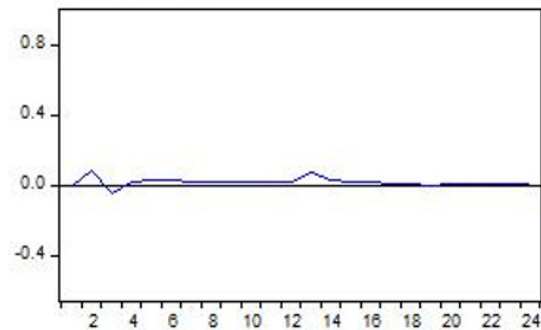
Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(DESP_PRIM_PIB)



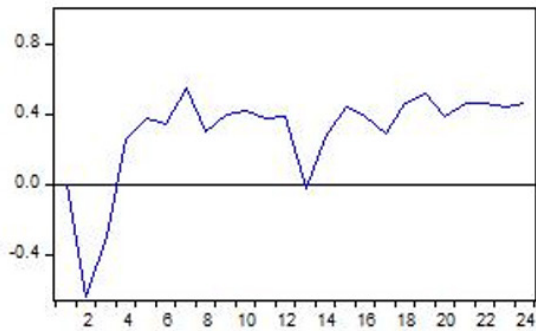
Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(REC_PRIM_PIB)



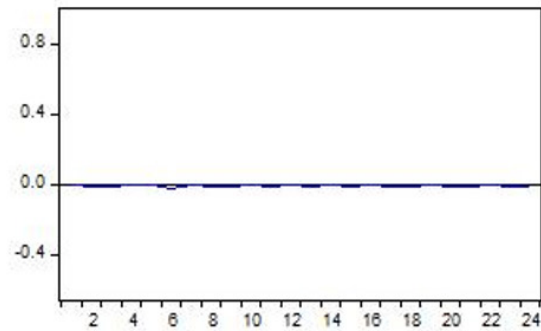
Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to SELIC_RATE_R_12M



Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(PIM_MG)



Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(SEV_DIV_PIB)



6.5 Modelo Simples Sustentabilidade Forte

6.5.1 Saída do modelo

Modelo Mais Simples Sustentabilidade Forte						
Lags 1, 2, 3 e 12; Dummies Sazonais, de pulso e de level						
Cointegration Restrictions:						
B(1,1)= 1, B(2,2) = -1, B(3,3)= 1, B (1,2) = 0, B(1,3) = 0, B(2,1)= 0, B(2,3) = 0, B(3,1)= 0, B(3,2) = 0						
Convergence achieved after 1 iterations.						
Restrictions identify all cointegrating vectors						
Restrictions are not binding (LR test not available)						
	D(LOG(DIV_ INT_R_PIB))	D(LOG(- DESP_PRIM_ PIB))	D(LOG(REC_ PRIM_PIB))	D(SELIC_RA- TE_R_12M)	D(LOG(PIM_ MG))	D(LOG(SEV_ DIV_PIB))
R-squared	0.701416	0.743673	0.789038	0.642784	0.821823	0.764479
Adj. R-squared	0.623038	0.676387	0.733661	0.549015	0.775052	0.702655
Sum sq. resids	0.176641	5.300.029	1.047.572	1.596.165	0.165467	1.511.991
S.E. equation	0.033227	0.182003	0.080916	0.315849	0.032159	0.972108
F-statistic	8.949.113	1.105.244	1.424.835	6.854.953	1.757.104	1.236.538
Log likelihood	4.272.100	8.197.308	2.465.287	-2.992.831	4.338.424	-2.581.418
Akaike AIC	-3.785.320	-0.383971	-2.005.209	0.718506	-3.850.665	2.966.914
Schwarz SC	-3.083.508	0.317841	-1.303.397	1.420.318	-3.148.852	3.668.726
Mean dependent	-0.000737	0.009022	0.002632	-0.075912	0.000265	0.008833
S.D. dependent	0.054117	0.319938	0.156788	0.470325	0.067804	1.782.726

6.5.2 Teste de Causalidade Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 09/13/21 Time: 17:52

Sample: 2003M01 2020M12

Included observations: 203

Dependent variable: D(LOG(DIV_INT_R_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	8.569405	4	0.0728
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	6.549552	4	0.1617
D(SELIC_RATE_R_12M)	4.617500	4	0.3288
D(LOG(PIM_MG))	5.821673	4	0.2129
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	20.15797	4	0.0005
All	45.50519	20	0.0009

Dependent variable: D(LOG(DESP_PRIM_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	3.346547	4	0.5016
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	6.730723	4	0.1508
D(SELIC_RATE_R_12M)	7.855370	4	0.0970
D(LOG(PIM_MG))	16.15413	4	0.0028
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	0.971123	4	0.9141
All	42.62839	20	0.0023

Dependent variable: D(LOG(REC_PRIM_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	15.32087	4	0.0041
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	6.732653	4	0.1507
D(SELIC_RATE_R_12M)	0.282031	4	0.9909
D(LOG(PIM_MG))	7.833331	4	0.0979
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	15.71421	4	0.0034
All	59.63595	20	0.0000

Dependent variable: D(SELIC_RATE_R_12M)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	3.576302	4	0.4664
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	7.938516	4	0.0939
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	10.37478	4	0.0346
D(LOG(PIM_MG))	1.588034	4	0.8109
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	2.889039	4	0.5766
All	26.33708	20	0.1550

Dependent variable: D(LOG(PIM_MG))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	67.01150	4	0.0000
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	17.44247	4	0.0016
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	5.172899	4	0.2700
D(SELIC_RATE_R_12M)	3.785381	4	0.4358
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	2.426254	4	0.6579
All	114.9154	20	0.0000

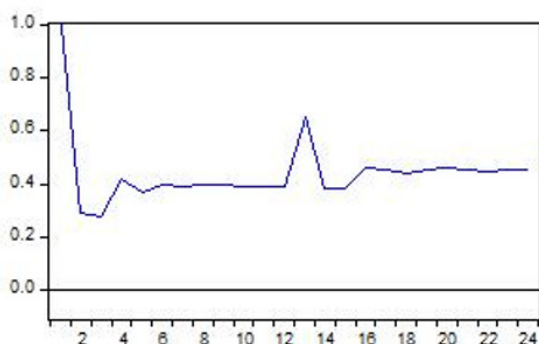
Dependent variable: D(LOG(SEV_DIV_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	16.09150	4	0.0029
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	4.223563	4	0.3766
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	2.488722	4	0.6467
D(SELIC_RATE_R_12M)	8.980616	4	0.0616
D(LOG(PIM_MG))	5.610361	4	0.2302
All	38.96672	20	0.0067

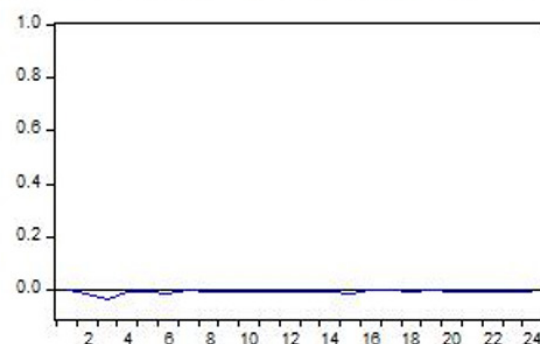
6.5.3 Gráfico IRF não-convencional

Response to Nonfactorized One Unit Innovations

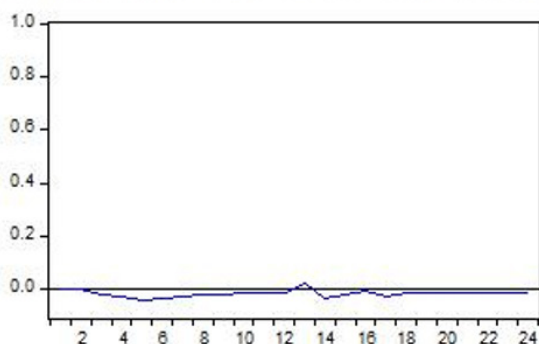
Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(DIV_INT_R_PIB)



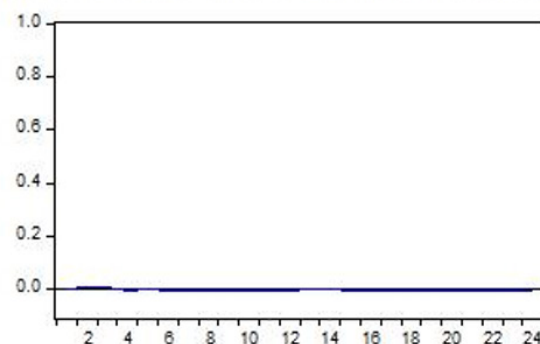
Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(DES_Prim_PIB)



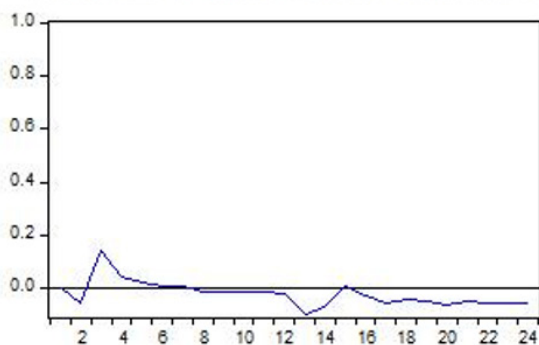
Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(REC_Prim_PIB)



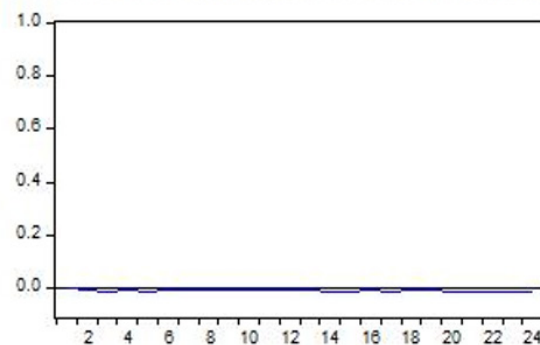
Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to SELIC_RATE_R_12M



Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(PIM_MG)

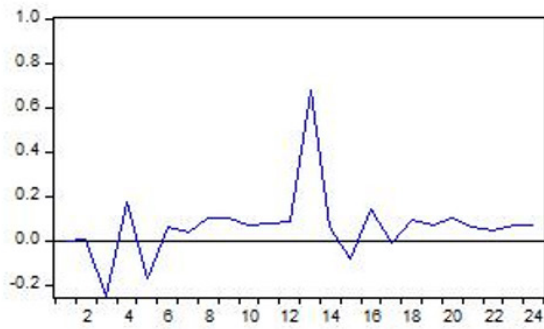


Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(SEV_DIV_PIB)

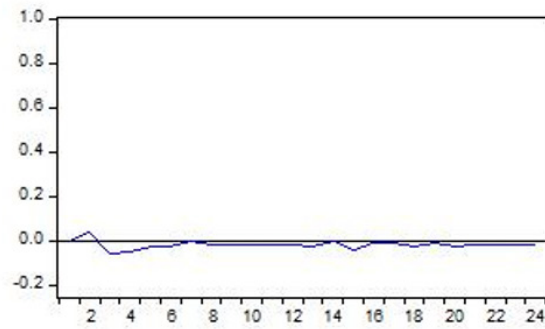


Response to Nonfactorized One Unit Innovations

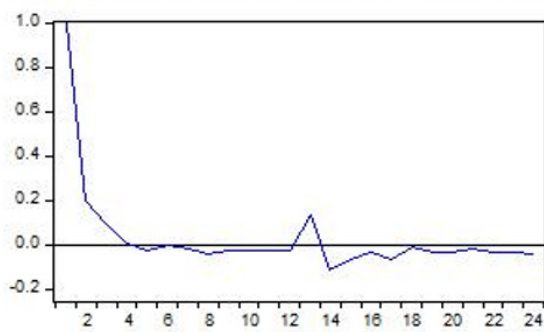
Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(DIV_INT_R_PIB)



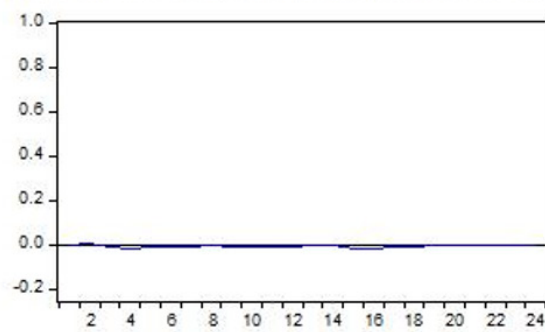
Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(DESP_PRIM_PIB)



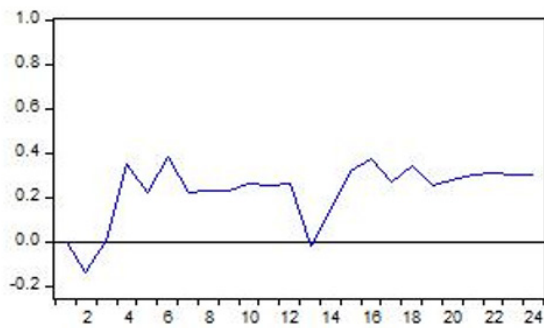
Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(REC_PRIM_PIB)



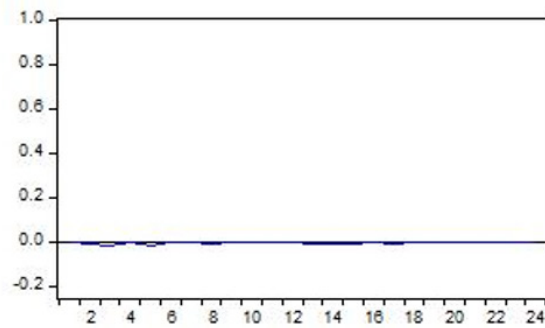
Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to SELIC_RATE_R_12M



Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(PIM_MG)

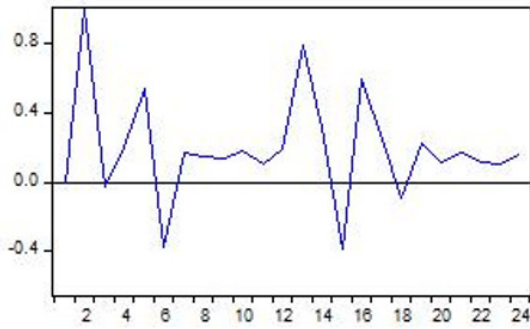


Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(SEV_DIV_PIB)

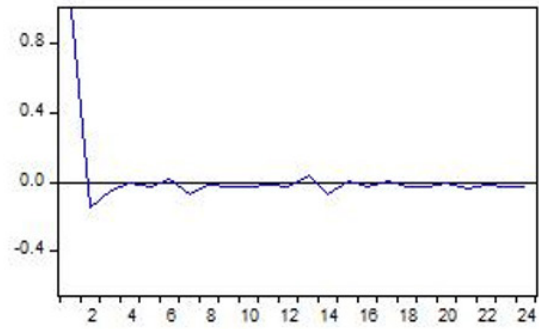


Response to Nonfactorized One Unit Innovations

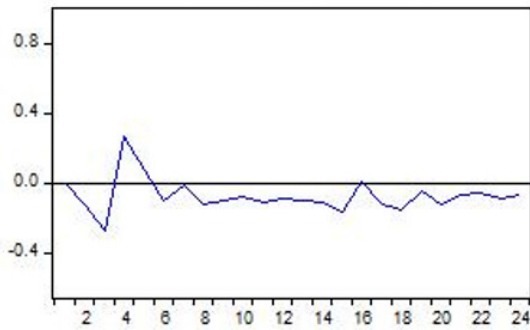
Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(DIV_INT_R_PIB)



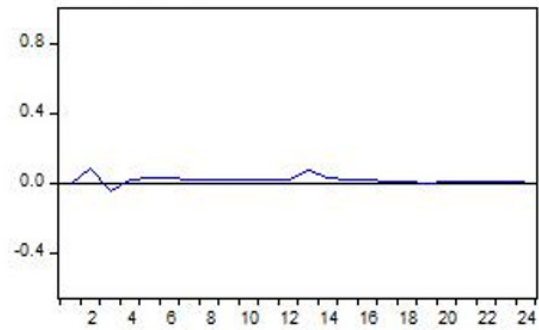
Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(DESP_PRIM_PIB)



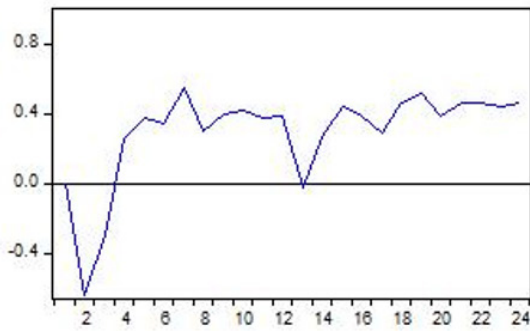
Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(REC_PRIM_PIB)



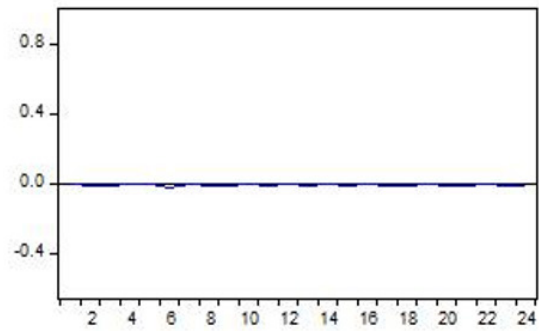
Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to SELIC_RATE_R_12M



Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(PIM_MG)



Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(SEV_DIV_PIB)



6.6 Modelo Simples Sustentabilidade Fraca

6.6.1 Saídas do Modelo

Modelo Mais Simples Sustentabilidade Fraca						
Lags 1, 2, 3 e 12; Dummies Sazonais, de pulso e de level						
Cointegration Restrictions:						
B(1,1)= 1, B(2,2) = -1, B(3,3)= 1, B (1,2) = 0, B(1,3) = 0, B(2,1)= 0, B(2,3) = 0, B(3,1)= 0, B(3,2) = 0, A(3,2) =0						
Convergence achieved after 15 iterations.						
Restrictions identify all cointegrating vectors						
LR test for binding restrictions (rank = 3):						
Chi-square(1)	2.544917					
Probability	0.110650					
Error Correction:	D(LOG(DIV_ INT_R_PIB))	D(LOG(- DESP_PRIM_ PIB))	D(LOG(REC_ PRIM_PIB))	D(SELIC_RA- TE_R_12M)	D(LOG(PIM_ MG))	D(LOG(SEV_ DIV_PIB))
R-squared	0.699628	0.742432	0.788037	0.642742	0.821906	0.765744
Adj. R-squared	0.620781	0.674820	0.732397	0.548961	0.775157	0.704252
Sum sq. resids	0.177698	5.325693	1.052543	15.96354	0.165390	150.3871
S.E. equation	0.033326	0.182443	0.081107	0.315867	0.032151	0.969494
F-statistic	8.873181	10.98082	14.16306	6.853695	17.58104	12.45272
Log likelihood	426.6042	81.48279	246.0481	-2.994.028	433.8899	-2.575.952
Akaike AIC	-3.779.351	-0.379141	-2.000.474	0.718623	-3.851.132	2.961529
Schwarz SC	-3.077.539	0.322671	-1.298.662	1.420436	-3.149.320	3.663341
Mean dependent	-0.000737	0.009022	0.002632	-0.075912	0.000265	0.008833
S.D. dependent	0.054117	0.319938	0.156788	0.470325	0.067804	1.782726

6.6.2 Teste de Causalidade Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 08/10/21 Time: 22:41

Sample: 2003M01 2020M12

Included observations: 203

Dependent variable: D(LOG(DIV_INT_R_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	8.148421	4	0.0863
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	6.369560	4	0.1732
D(SELIC_RATE_R_12M)	4.422545	4	0.3518
D(LOG(PIM_MG))	5.856928	4	0.2101
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	19.78710	4	0.0006
All	44.47331	20	0.0013

Dependent variable: D(LOG(DESP_PRIM_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	3.426989	4	0.4891
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	6.767554	4	0.1487
D(SELIC_RATE_R_12M)	7.743707	4	0.1014
D(LOG(PIM_MG))	16.10711	4	0.0029
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	0.968785	4	0.9145
All	43.78811	20	0.0016

Dependent variable: D(LOG(REC_PRIM_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	15.29725	4	0.0041
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	6.137934	4	0.1891
D(SELIC_RATE_R_12M)	0.252376	4	0.9927
D(LOG(PIM_MG))	7.923340	4	0.0944
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	16.00656	4	0.0030
All	59.42331	20	0.0000

Dependent variable: D(SELIC_RATE_R_12M)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	3.623791	4	0.4593
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	7.926631	4	0.0943
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	10.49474	4	0.0329
D(LOG(PIM_MG))	1.711949	4	0.7885
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	2.852537	4	0.5828
All	26.41554	20	0.1525

Dependent variable: D(LOG(PIM_MG))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	68.08488	4	0.0000
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	17.37288	4	0.0016
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	5.124568	4	0.2748
D(SELIC_RATE_R_12M)	3.797938	4	0.4340
D(LOG(SEV_DIV_PIB))	2.676672	4	0.6133
All	116.6638	20	0.0000

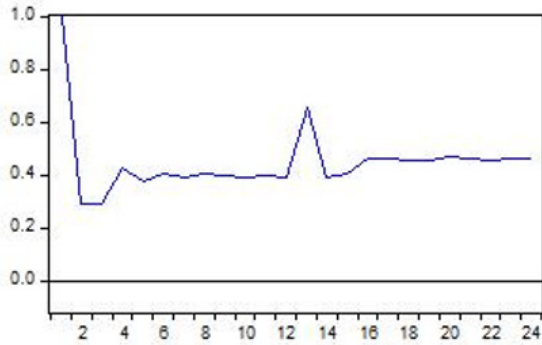
Dependent variable: D(LOG(SEV_DIV_PIB))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(DIV_INT_R_PIB))	15.64549	4	0.0035
D(LOG(DESP_PRIM_PIB))	4.503888	4	0.3421
D(LOG(REC_PRIM_PIB))	2.427110	4	0.6577
D(SELIC_RATE_R_12M)	9.097894	4	0.0587
D(LOG(PIM_MG))	5.370831	4	0.2513
All	39.20361	20	0.0063

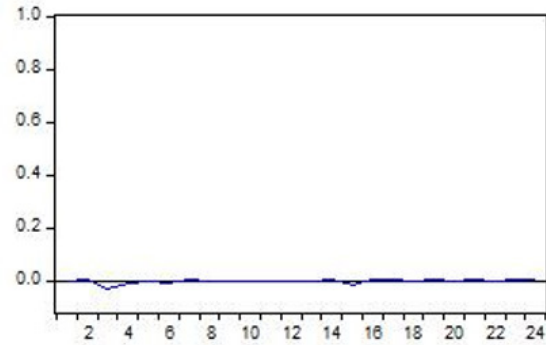
6.6.3 Gráfico IRF não-convencional

Response to Nonfactorized One Unit Innovations

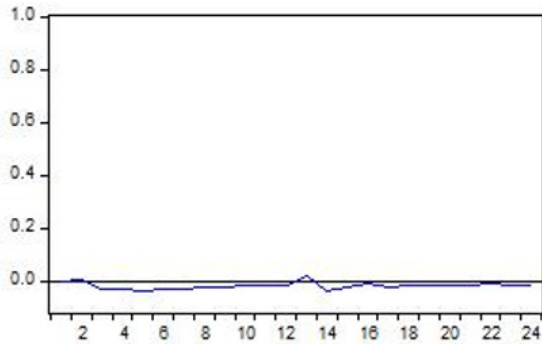
Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(DIV_INT_R_PIB)



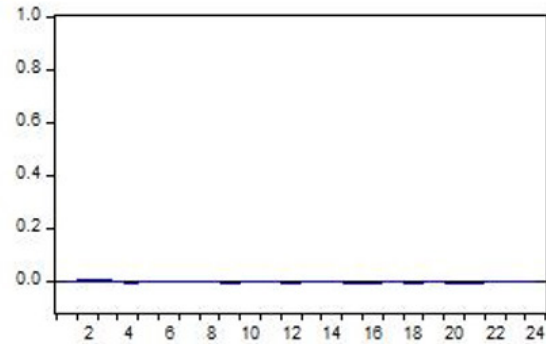
Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(DES_Prim_PIB)



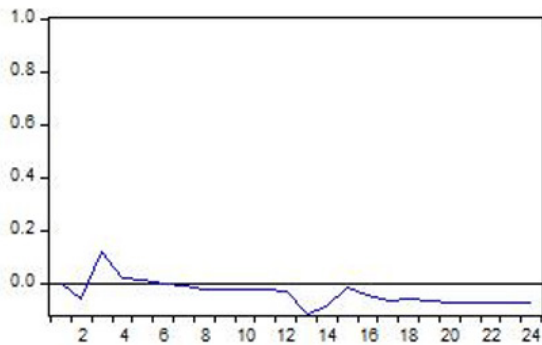
Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(REC_Prim_PIB)



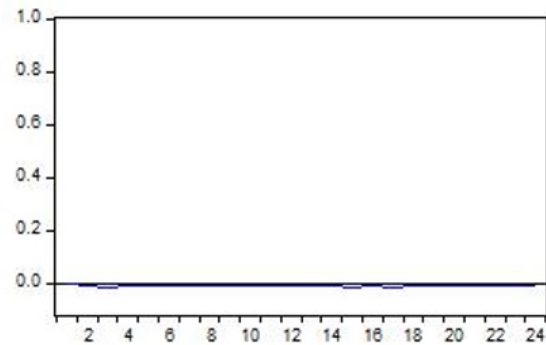
Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to SELIC_RATE_R_12M



Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(PIM_MG)

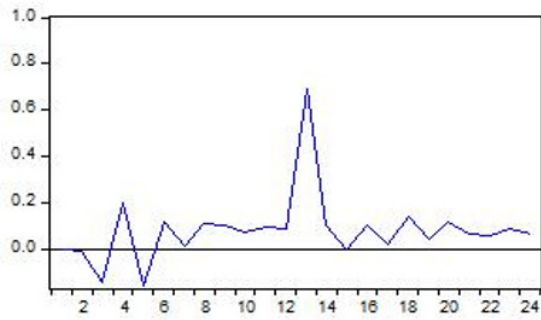


Response of LOG(DIV_INT_R_PIB) to LOG(SEV_DIV_PIB)

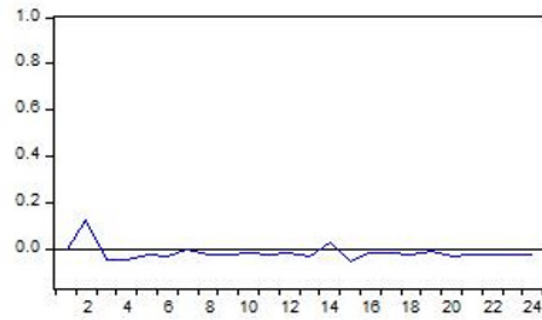


Response to Nonfactorized One Unit Innovations

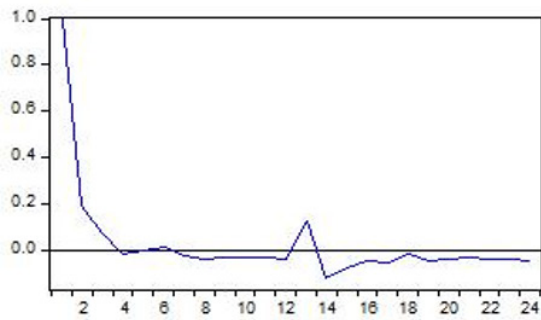
Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(DIV_INT_R_PIB)



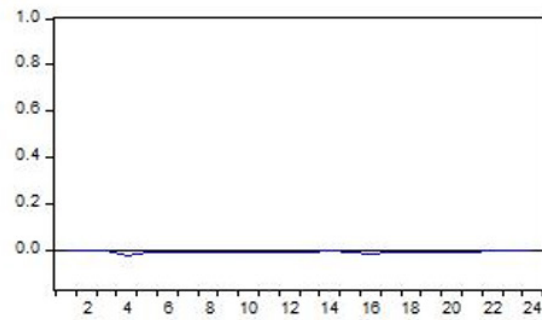
Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(DESPPRIM_PIB)



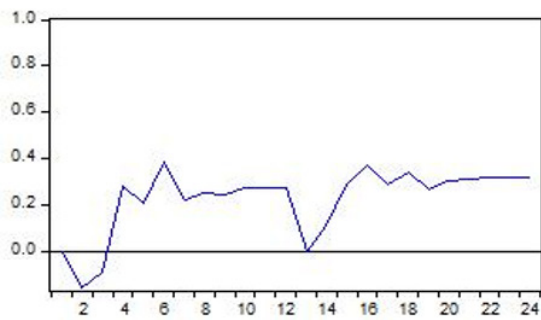
Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(REC_PRIM_PIB)



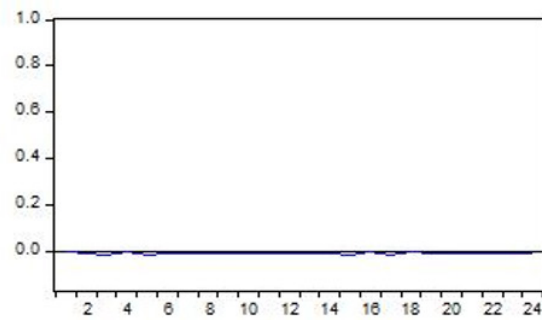
Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to SELIC_RATE_R_12M



Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(PIM_MG)

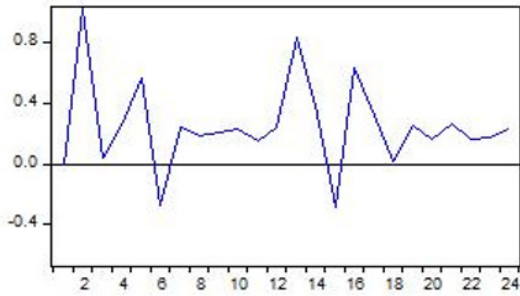


Response of LOG(REC_PRIM_PIB) to LOG(SEV_DIV_PIB)

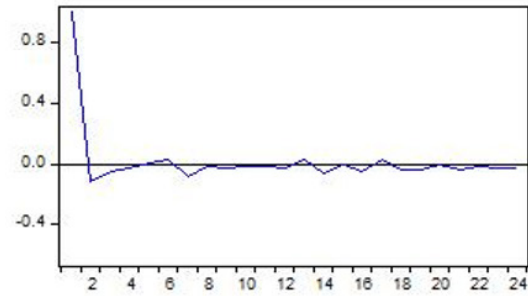


Response to Nonfactorized One Unit Innovations

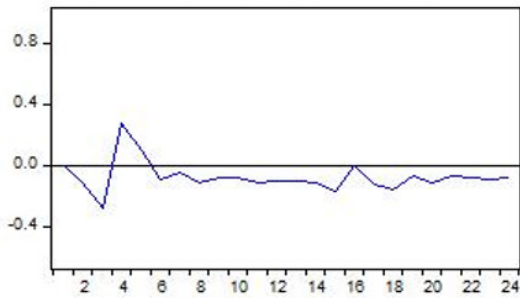
Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(DIV_INT_R_PIB)



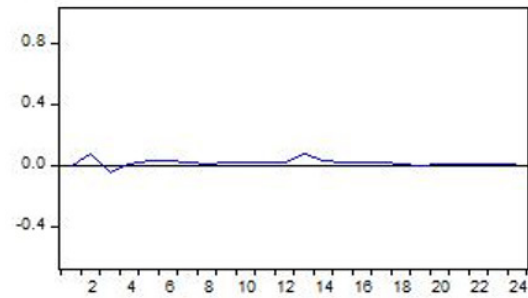
Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(DESP_PRIM_PIB)



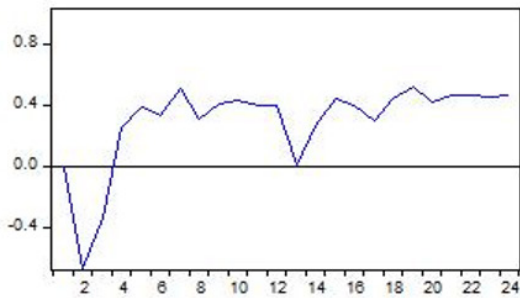
Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(REC_PRIM_PIB)



Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to SELIC_RATE_R_12M



Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(PIM_MG)



Response of LOG(DESP_PRIM_PIB) to LOG(SEV_DIV_PIB)

