

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA
DO RIO DE JANEIRO



Julia Figueiredo de Abreu

2010576

Lags nos mecanismos de transmissão da política monetária:

O caso brasileiro

Orientador:

Yvan Bécard

Rio de Janeiro

Dezembro de 2023

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA
DO RIO DE JANEIRO



Julia Figueiredo de Abreu

2010576

**Lags nos mecanismos de transmissão da política monetária:
O caso brasileiro**

Orientador:

Yvan Bécard

Rio de Janeiro

Dezembro de 2023

Declaro que o presente trabalho é minha autoria e que não recorri, para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.

As opiniões expressas nesse trabalho são de responsabilidade única e exclusiva da autora

Agradecimentos

Primeiramente, gostaria de agradecer à minha família por todo o apoio ao longo da minha vida acadêmica. Agradeço especialmente ao meu pai e minha irmã pelas nossas incontáveis conversas à mesa do jantar. Dedico também esta monografia à memória da minha mãe, que sempre foi meu principal incentivo a fazer mais.

Também gostaria de agradecer a todo o corpo docente do Departamento de Economia da PUC-Rio, por terem contribuído tão fortemente para a minha formação acadêmica. Gostaria de prestar um agradecimento especial ao meu orientador, Yvan Bécard, por toda a disponibilidade ao longo do processo de construção desse trabalho e pelas suas aulas de Economia Monetária na graduação.

Além disso, gostaria de agradecer também à equipe da Vantor Investimentos, com a qual aprendi muito ao longo dos últimos dois anos e serviu de inspiração ao longo do meu curso de economia. Faço, ainda, um agradecimento especial para minha chefe, Marina Rossi, pelas nossas incontáveis conversas sobre teoria econômica e palavras de apoio no processo.

Por fim, não podia deixar de prestar um agradecimento às minhas amigas e amigos. Os últimos anos não teriam sido os mesmos sem a construção dessas relações.

Resumo

A relação entre a taxa de juros e as variáveis macroeconômicas que o Banco Central busca atingir em ciclos de afrouxamento ou aperto monetário pode ser complexa de se modelar. É bastante vasta a literatura que busca estudar a relação entre a taxa básica de juros e a inflação. Esse documento introduz uma análise dos mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. Após uma abordagem teórica dos principais canais de transmissão, busquei estimar o lag entre o aumento da taxa de juros e o seu efeito negativo sobre o hiato do produto e a inflação. Para isso, usei um VAR com a relação entre as três variáveis citadas. Como resultado, observa-se que é possível encontrar, de fato, evidências nos dados que choques positivos de política monetária têm impacto negativo sobre a inflação e o hiato do produto no médio prazo.

Abstract

The relationship between the interest rate and the economic variables the Central Bank intends to affect in tightening and loosening monetary policy cycles can be quite complex to model. There is a vast literature that studies the relationship between the basic interest rate and inflation. This document introduces an analysis of the transmission channels of monetary policy in Brazil. After a theoretical approach to the main policy transmission channels, I tried to estimate the lag between an increase in the Selic interest rate and its negative impact on inflation and the output gap. In order to do so, I constructed a VAR model with the endogenous relations between the three cited variables. As a result, it is possible to observe that, indeed, there is evidence that positive monetary policy shocks yield a negative impact on the inflation rate and the output gap over the medium term.

Sumário

Agradecimentos	3
Resumo	4
Abstract.....	4
Lista de figuras	6
1. Introdução.....	7
2. Contexto.....	9
3. Revisão da Literatura.....	10
4. Descrição dos dados	14
5. Metodologia.....	19
6. Resultados.....	21
7. Conclusão	26
Referências	27
8. Anexo: revisão teórica dos canais de transmissão da política monetária	29
8.1. Decisões de consumo e investimento	29
8.2. Canal da taxa de câmbio	31
8.3. Canal do preço de ativos.....	32
8.4. Canal do crédito.....	33
8.5. Canal das expectativas.....	34
9. Anexo: Teste de raiz unitária das séries (ADF).....	35
9.1. Teste de raiz unitária: IPCA (Variação trimestral).....	35
9.2. Teste de raiz unitária: choques de política monetária pelo Focus (acum. Tri).....	36
9.3. Teste de raiz unitária: choques de política monetária pela Regra de Taylor (Acum. Trimestral).....	37
9.4. Teste de raiz unitária: hiato (medida do BCB).....	38
9.5. Teste de raiz unitária: 1ª diferença hiato	39
10. Anexo: resultados do modelo VAR estimado para os choques de política monetária da Regra de Taylor	40

Lista de figuras

Figure 1 - Resumo esquemático dos canais de transmissão da política monetária	11
Figure 2 - Gráfico do histórico da Selic	14
Figure 3 - Série de expectativas do Focus para a Selic.....	15
Figure 4 - Série de desvios acumulados trimestrais da decisão do Copom em relação ao esperado pelos economistas apurado pela pesquisa Focus	15
Figure 5 - Série da Selic seguindo a Regra de Taylor.....	17
Figure 6 - Desvios da meta estabelecida para a Selic em relação ao esperado pela Regra de Taylor do Modelo Agregado de Pequeno Porte do BCB	17
Figure 7 - Função impulso resposta do Câmbio a um choque em relação às expectativas do Focus	21
Figure 8 - Função impulso resposta do Ibov a um choque em relação às expectativas do Focus	22
Figure 9 - Função impulso resposta do VAR de choques da regra de Taylor, IPCA e Hiato	24
Figure 10 - Resultados do teste de causalidade de Granger do lag do choque de Taylor sobre o IPCA	25

1. Introdução

Esse documento introduz um estudo dos canais de transmissão da política monetária para o caso brasileiro. Recentemente, entrou em voga a questão dos lags da transmissão da política monetária tendo em vista o grau de aperto frente ao tempo levado para desacelerar a atividade e, conseqüentemente, a inflação.

Durante os meses de auge de transmissão do Covid-19 e da implementação de medidas de restrição, economias do mundo todo iniciaram um movimento de afrouxamento monetário. Movimento esse que, em retrospecto, pode ser classificado como excessivo. O estímulo à demanda agregada gerou um aumento significativo da inflação global, com a qual ainda hoje precisamos lidar.

Com isso, desde 2021, Bancos Centrais de países desenvolvidos e emergentes iniciaram ciclos de aperto monetário para controle da aceleração da inflação no pós-pandemia. No entanto, até o momento, todo o impacto do processo de aperto monetário ainda não foi sentido na economia. De acordo com o modelo do Banco Central do Brasil (BCB), é preciso esperar 6 trimestres (18 meses) até que todo o efeito do aumento de juros seja transmitido na economia.

Apesar dessa estimativa, uma das maiores preocupações dos banqueiros centrais está justamente nos “longos e variáveis *lags* nos mecanismos de transmissão da política monetária”. A relação entre a ferramenta de controle do Banco Central – a taxa de juros – e o objeto ao qual ele busca impactar – a inflação através da demanda agregada – pode ser bastante difícil de manipular.

Esse trabalho busca estudar o impacto de choques de política monetária sobre a economia. Mais especificamente, para o último ciclo de aperto monetário. No momento de produção desse trabalho, a taxa básica de juros, a Selic, está em 12.25%, com a comunicação do Banco Central apontando para um pace do ciclo de cortes de 50 bps por reunião, ao menos a princípio.

Recentemente, o Kansas City Fed publicou um estudo questionando se, talvez, os lags na transmissão da política monetária teriam reduzido em relação ao último grande ciclo de aperto monetário nos EUA.

Além disso, também considerando uma análise de estudos do Fed, o Richmond Fed divulgou uma publicação sobre a falta de evidências quantitativas do efeito da política monetária:

Despite decades of research, there remains substantial uncertainty about the quantitative effects of monetary policy. Different models produce conflict predictions, and these predictions lack precision

Esse trabalho visa a estimar o impacto do aumento da taxa de juros sobre a inflação para o caso brasileiro. Mais precisamente, ele adota uma abordagem empírica dos ciclos de aperto monetário do Brasil para estimar os lags na transmissão da política monetária sobre a inflação.

O estudo foi organizado de acordo com a seguinte estrutura: primeiramente, um capítulo trazendo um contexto e a motivação por trás da importância de se analisar os lags na transmissão da política monetária. Depois, trouxe um resumo dos principais canais de transmissão da política monetária no Brasil e a revisão da literatura acerca desses canais.

Quanto à parte mais prática do estudo, trago no 5º capítulo uma explanação metodológica do VAR utilizado na estimação dos lags e uma descrição das series de dados utilizadas, até mesmo as de construção própria.

Divido a porção prática em duas partes: um modelo genérico da transmissão da política monetária para a atividade e inflação e dois modelos simples que buscam estimar o efeito imediato do choque de política monetária sobre duas variáveis econômicas relevantes na transmissão da política monetária: a taxa de câmbio e o Ibov.

Por fim, fiz uma análise dos resultados obtidos com base nas respectivas estatísticas de teste obtidas.

2. Contexto

A pandemia alterou uma série de parâmetros na economia de modo que, até hoje, não se sabe exatamente se alguns dos choques são temporários ou se houve alguma mudança mais permanente nas relações entre as variáveis.

Uma das principais discussões econômicas dos últimos meses tem sido a questão da inflação a níveis exageradamente elevados até mesmo em países com inflação historicamente baixa.

Acompanhando os discursos dos banqueiros centrais, percebe-se que uma das grandes preocupações está nos “longos e variáveis lags nos mecanismos de transmissão da política monetária”.

Até o momento, a situação da atividade no país segue relativamente resiliente, com o desemprego abaixo de muitas estimativas da NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment). A inflação, apesar de desacelerando, lança dúvidas sobre o ritmo de convergência para a meta. O grande objetivo desse trabalho seria investigar a funcionabilidade dos canais de transmissão da política monetária para o caso brasileiro.

Até hoje, não se tem muito consenso entre os economistas sobre qual deve ser o objetivo ótimo a ser atingido pela política monetária. De acordo com Friedman (1968), alguns aspectos são obviamente necessários para o bom funcionamento da economia: elevado nível de emprego, estabilidade de preços e crescimento acelerado. No entanto, não há consenso em relação à compatibilidade desses objetivos.

Por muito tempo, no desenho do arcabouço da política monetária, a estabilidade de preços foi colocada como objetivo primário dos Bancos Centrais. Até hoje, no Brasil, o mandato do BCB está focado somente nesse aspecto. Outros bancos centrais, como o Fed, têm um mandato dual: máximo emprego e estabilidade de preços. Com isso, na condução da política monetária, o BCB tem como meta manter a inflação baixa, estável e previsível. Com oito reuniões ao ano, o COPOM define a taxa nominal de juros básica na economia.

3. Revisão da Literatura

Há duas linhas de pensamento quando o assunto é condução da política monetária: pode ser feita de forma discricionária ou baseada em regras. Aqueles que argumentam pelo primeiro caminho baseiam-se na dificuldade em identificar a origem dos choques de preços e a aplicabilidade das ferramentas de política monetária de forma apropriada. No entanto, segundo Taylor (1993), evidências empíricas apontam para a preferibilidade da aplicação de regras na condução da política monetária.

Dada a elevada sensibilidade das variáveis econômicas à taxa de juros, de acordo com Mishkin (1995)¹, as autoridades monetárias devem ter uma avaliação clara do impacto e do timing de suas políticas sobre a sua economia. Para isso, é fundamental ter o entendimento em relação aos vários canais pelos quais a política monetária pode afetar a inflação, ao menos no curto prazo.

Byant, Hooper e Mann (1993) fizeram uma comparação de modelos econométricos para a análise da condução de política monetária em nove diferentes países e identificaram três principais fatores aos quais a autoridade monetária responde:

- (i) desvios da oferta monetária em relação à meta;
- (ii) desvios da taxa de câmbio em relação à meta; e
- (iii) desvios ponderados da inflação em relação à sua meta e do produto em relação ao potencial.

Apesar de não haver um modelo único em relação aos parâmetros, é consenso que, em termos de estabilidade de preços, modelos que focam no terceiro aspecto como determinante para a política monetária tendem a performar melhor.

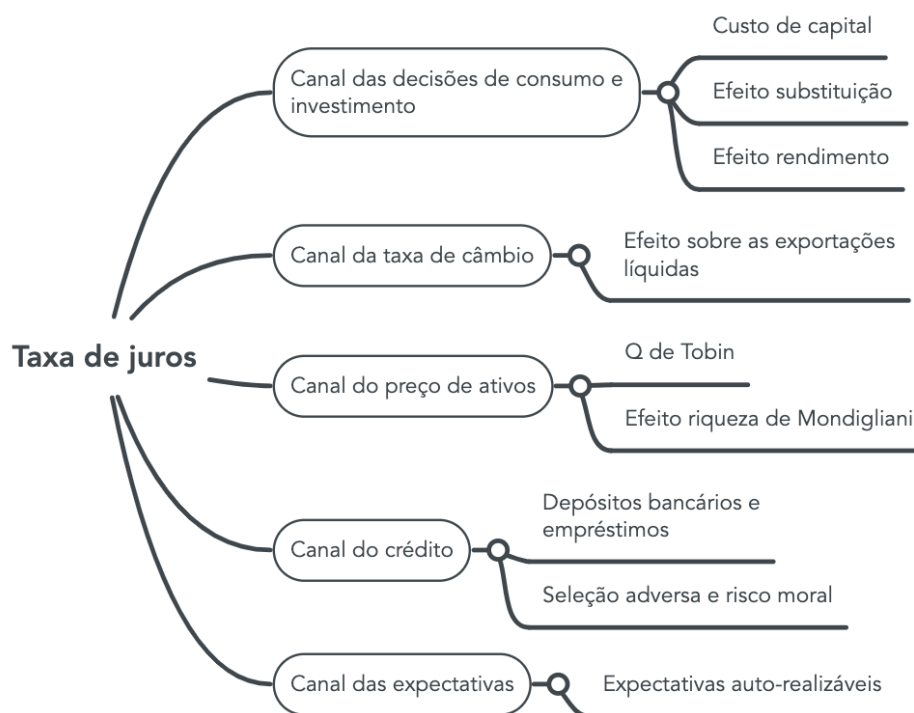
Com isso, faz sentido estudar os canais de transmissão da política monetária para a inflação. Segundo o BCB, são cinco os principais canais pelos quais a taxa de juros afeta a inflação²:

¹ To be successful in conducting monetary policy, the monetary authorities must have an accurate assessment of the timing and effect of their policies on the economy, thus requiring an understanding of the mechanisms through which monetary policy affects the economy – Mishkin (1995)

² https://www.bcb.gov.br/en/monetarypolicy/transmission_channels

- i. Decisões de consumo e investimento
- ii. Taxa de câmbio
- iii. Preços de ativos
- iv. Crédito
- v. Expectativas

Figure 1 - Resumo esquemático dos canais de transmissão da política monetária



Uma série de trabalhos buscou estimar o efeito da política monetária sobre a inflação, adotando tanto uma abordagem generalizada, quanto buscando o efeito via cada um dos canais especificamente.

Minella (2001) estimou o impacto da política monetária sobre a inflação no Brasil em três cenários distintos: inflação acelerando lentamente (1975-1985), inflação elevada (1985-1994) e inflação após a implementação do Plano Real (1994-2000). Observou-se que, apesar de não ter sido

possível encontrar relações diretas entre choques de política monetária e a inflação ao longo dos dois primeiros períodos, após a implementação do Plano Real a relação ficou mais clara.

Como será possível observar, o resultado desse trabalho é similar ao obtido por Minella para o caso da análise no período pós-plano real. Reforçando a ideia de que choques de política monetária de fato afetam a inflação.

Outro trabalho que faz uma abordagem similar, e mais recente, é o de Passos, F. V., & Meurer, R. (2022). A conclusão da estimação do modelo VAR estrutural também é similar à encontrada neste trabalho: apesar de alguma persistência inflacionária no curto prazo, choques positivos de política monetária são capazes de influenciar negativamente a inflação.

Fora do caso brasileiro, também foram feitos estudos para estimar os lags na transmissão da política monetária em outros países e os resultados são similares aos supracitados. Um estudo realizado por Havraneka, Thomas e Rusnak, Marek (2012), do Banco Central da República Tcheca, fez um compilado de análises dos mecanismos de transmissão da política monetária e obteve resultados estatisticamente significativos que choques de política monetária afetam a variação do nível de preços.

Eles obtiveram que o lag médio para o máximo da transmissão da política monetária é de 29 meses e gera, em média, um declínio de 0.9 pontos percentuais no nível de preços. Além disso, observaram que, para economias em desenvolvimento, como é o caso do Brasil, a transmissão da política monetária ocorre de forma mais rápida (10 – 20 meses), consistente com o resultado encontrado no presente trabalho.

Bernanke & Gertler (1995) fizeram um estudo sobre a transmissão da política monetária focando especificamente sobre o canal do crédito. O canal dos empréstimos bancários pode afetar a economia em duas principais formas: pela redução das reservas dos bancos e pelo surgimento dos problemas de risco moral e seleção adversa. O primeiro surgiria pela diminuição da reserva dos banco e a conseqüente redução da possibilidade de empréstimos bancários e, conseqüentemente, do investimento e da demanda agregada. O segundo, mais amplamente explorado no artigo, que analisa o impacto do crédito principalmente sobre as empresas e no impacto do juros sobre o

balanço das firmas, explicaria que uma redução do P_e das empresas, aumenta o problema da seleção adversa. Assim, os bancos reduzem seus empréstimos.

Bernanke & Blinder (1992) em “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission” estudaram de forma mais generalizada o impacto da política monetária em variáveis macroeconômicas, mais especificamente sobre a aplicabilidade do uso da Fed Funds Rate como mecanismo de análise. No estado, eles identificam que a taxa de juros responde positivamente a um aumento da taxa de inflação e negativamente a um aumento da taxa de desemprego, que poderia ser uma medida de ociosidade da economia.

No paper, eles estimam um VAR entre um indicador para a política monetária baseado na taxa básica de juros, a taxa de desemprego, o log do CPI e log de depósitos, títulos e empréstimos bancários deflacionados pelo CPI. Eles concluem que, não só o aumento da taxa de juros leva a um aumento da taxa de desemprego, o momento de elevação do desemprego coincide com o da queda nos empréstimos. Essa é lida como mais uma evidência da operacionalidade dos canais de transmissão da política monetária, especialmente o canal do crédito, para o estudo do impacto do aumento do juros sobre as demais variáveis reais macroeconômicas.

Grande parte da literatura sobre a transmissão da política monetária foca no impacto sobre o comportamento das firmas e o conseqüente impacto sobre as demais variáveis reais da economia. No final deste trabalho, o primeiro anexo apresenta uma explanação dos principais canais de transmissão da política monetária de forma mais detalhada, bem como alguns dos principais autores no desenvolvimento da teoria sobre esses canais.

4. Descrição dos dados

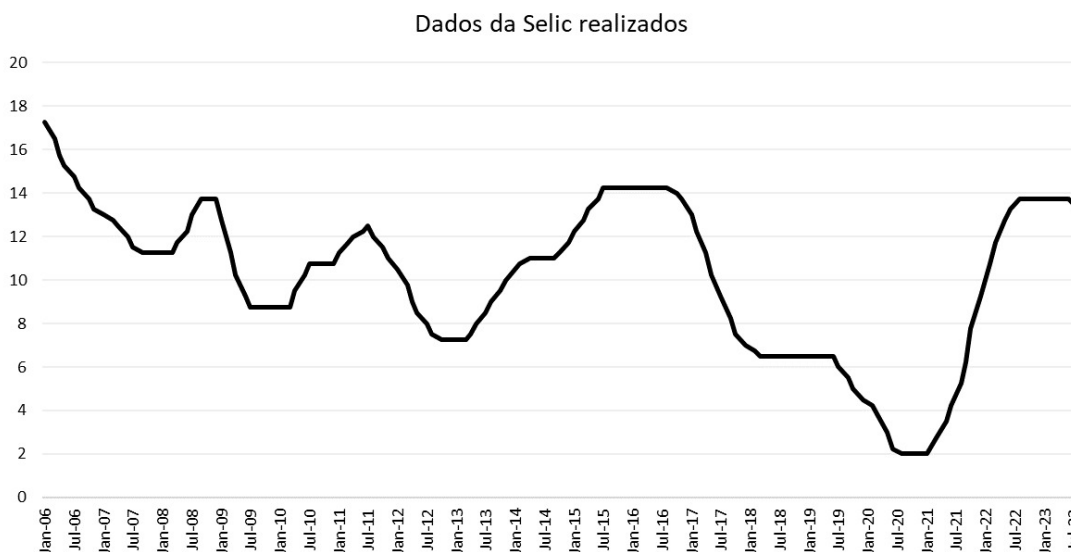
Após a abordagem teórica dos canais de política monetária e a revisão de outros trabalhos que buscaram estimar o efeito da política monetária da inflação, busco construir a análise dos choques para o caso brasileiro.

Primeiramente, mostrou-se necessária a construção de medidas de choques de política monetária. Nesse sentido, foi possível agregar duas medidas diferentes com base em dados disponibilizados pelo BCB. Ambas as séries têm início em janeiro de 2006, data na qual se iniciou a divulgação semanal dos dados da pesquisa Focus, realizada por esta instituição.

A primeira série baseia-se em desvios da decisão do Copom para a meta de Selic em relação à expectativa da mediana dos economistas na última pesquisa que antecedeu a reunião. Essa medida, apesar de não ser uma ferramenta ideal por não refletir especificamente as expectativas dos agentes de mercado via o canal do preço dos ativos, captura as expectativas dos economistas em relação ao realizado pelo Banco Central do Brasil.

Os gráficos das séries da meta de Selic, da expectativa para a taxa Selic e do desvio podem ser vistos abaixo:

Figure 2 - Gráfico do histórico da Selic



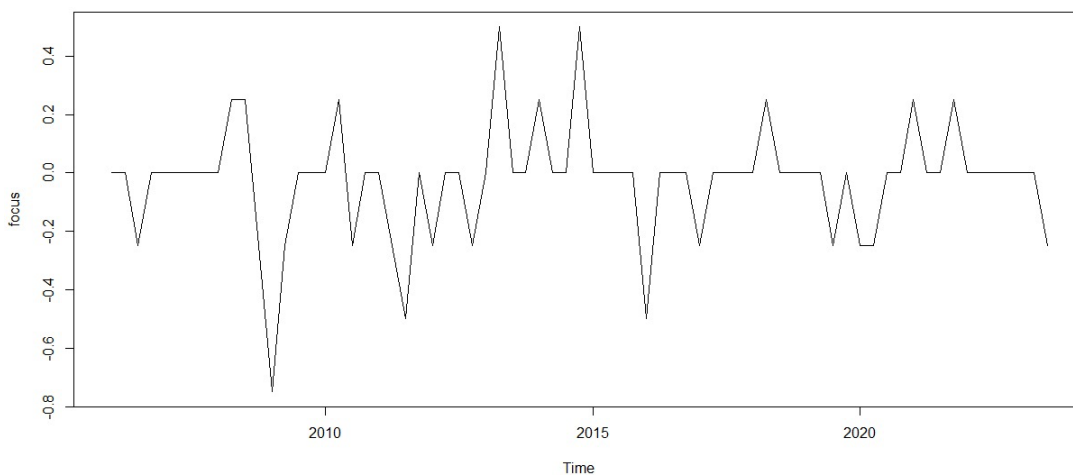
Fonte: Dados do BCB, elaboração própria

Figure 3 - Série de expectativas do Focus para a Selic



Fonte: Dados do BCB, pesquisa Focus, elaboração própria

Figure 4 - Série de desvios acumulados trimestrais da decisão do Copom em relação ao esperado pelos economistas apurado pela pesquisa Focus



Fonte: Dados do BCB, elaboração própria

A segunda série para os choques baseia-se em uma abordagem mais teórica, com a utilização da adaptação da Regra de Taylor do BCB apresentada no Relatório de Inflação de dezembro de 2021 na Revisão do Modelo Agregado de Pequeno Porte do Banco Central:

$$i_t = \theta_1 i_{t-1} + \theta_2 i_{t-2} + (1 - \theta_1 - \theta_2) * [r_t^{eq} + \pi_t^{meta} + \theta_3 (\pi_{t,t+4|t}^e - \pi_t^{meta})] + \epsilon_t^i$$

Onde, i_t equivale à meta estabelecida para a Selic pelo BCB no período corrente, r_t^{eq} corresponde à taxa de juros real neutra, π_t^{meta} é a meta estabelecida para a inflação pelo CMN no período corrente e $\pi_{t,t+4|t}^e$ corresponde às expectativas de inflação para o período de 4 trimestre a frente.

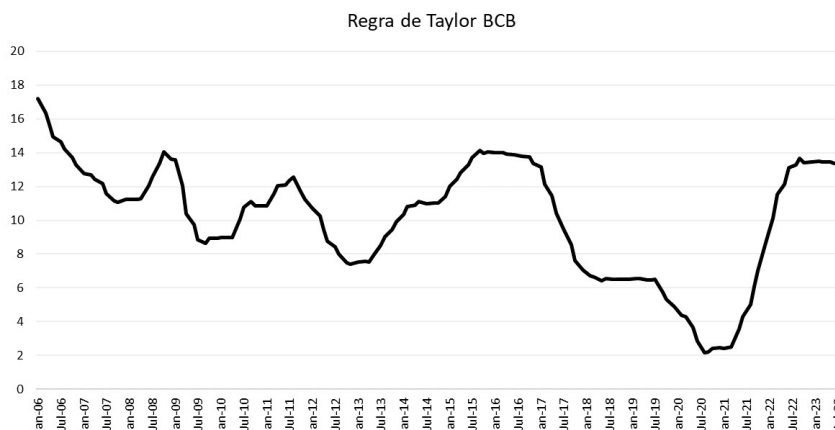
Conforme a equação expressa acima, foi possível construir a série de desvios da meta estabelecida para a Selic em relação ao previsto pela Regra de Taylor. No cálculo da série, foram usados os coeficientes apresentados também no RTI de dezembro de 2021, conforme a tabela abaixo:

Coeficiente	Descrição	Distribuição (a posteriori)
θ_1	Suavização dos juros, 1ª defasagem	1,45688
θ_2	Suavização dos juros, 2ª defasagem	-0,54402
θ_3	Desvio da expectativa de inflação em relação à meta	1,29981

Além disso, como medida de taxa de juros real neutra, foi utilizada também a métrica do Banco Central, disponível na Bloomberg com o ticker BRBCNINT Index até 2021 e, depois dessa data, obtida segundo o Relatório de Inflação de junho de 2023.

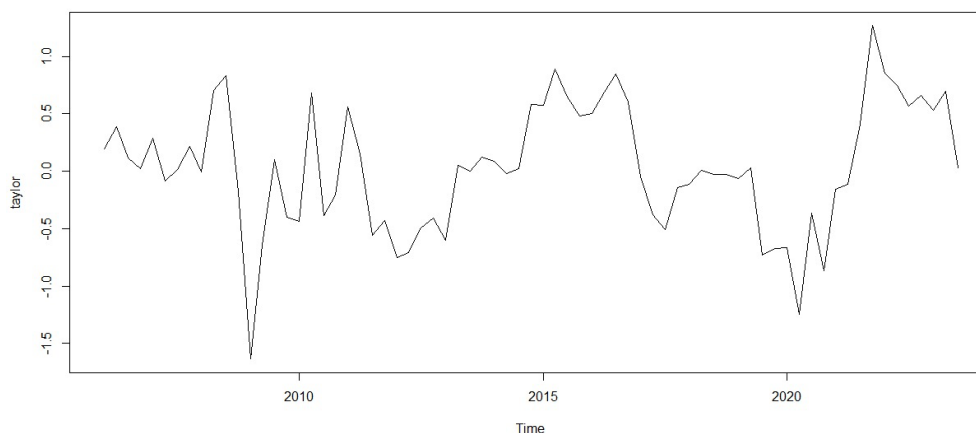
Por fim, as expectativas de inflação para o horizonte de 4 trimestres a frente foram apuradas também através do relatório da pesquisa Focus de forma suavizada. Com isso, foi possível construir a série abaixo para a Selic esperada segundo a adaptação da Regra de Taylor do BCB e os seguintes desvios em relação à Selic:

Figure 5 - Série da Selic seguindo a Regra de Taylor



Fonte: elaboração própria com base na série de Taylor construída a partir da regra de Taylor do RTI de dezembro de 2021

Figure 6 - Desvios da meta estabelecida para a Selic em relação ao esperado pela Regra de Taylor do Modelo Agregado de Pequeno Porte do BCB



Fonte: elaboração própria

Na construção dos VARs a serem estimados, baseei-me no modelo agregado de pequeno porte do BCB. Segundo o relatório de inflação de dezembro de 2021, a inflação de livres seria determinada da seguinte forma:

$$\pi_t^{L,sa} = \alpha_{1L}\pi_{t-1}^{L,sa} + \alpha_{1I} \frac{\sum_{i=1}^4 \pi_{t-i}^{IPCA,sa}}{4} + (1 - \alpha_{1L} - \alpha_{1I})\pi_{t,t+4|t}^e + \alpha_2 \pi_t^* + \alpha_3 \Delta e_{t-2}^* + \alpha_4 h_t$$

$$+ \frac{\sum_{i=0}^2 (\alpha_5 d_{t-i}^{el} + \alpha_6 d_{t-i}^{la}) \text{Clima}_{t-i}^2}{3} - \frac{\sum_{i=3}^5 (\alpha_5 d_{t-1}^{el} + \alpha_6 d_{t-i}^{la}) \text{Clima}_{t-i}^2}{3} + \epsilon_t^{\pi^L}$$

Onde, a inflação de preços livres do IPCA com ajuste sazonal é definida a partir de defasagens da inflação passada, das suas expectativas, da inflação importada, do desvio do câmbio em relação do determinado pela equação da paridade, pelo hiato do produto e por fatores climáticos.

Inicialmente, a ideia do modelo seria encontrar a defasagem ótima da taxa de juros real ex-ante, com base nas expectativas de inflação 12 meses a frente extraída da pesquisa Focus sobre a inflação.

Considerando as aberturas de alimentos, serviços, industriais e monitorados, é possível identificar os principais fatores que afetam a inflação de curto a médio prazo desses elementos. A parte da inflação de alimentos é muito influenciada pela coleta das safras e preços de commodities, o que faz com que o seu controle esteja relativamente fora do escopo da política monetária. Os monitorados também dependem de medidas fiscais, sendo menos impactadas pelo aumento da taxa de juros, apesar de, obviamente, poderem gerar *spillovers* para outros setores. Por fim, a inflação de serviços e industriais está mais diretamente relacionada ao aquecimento da economia e, com isso, pode ser controlada pelos mecanismos da política monetária, que atuam diretamente sobre a demanda agregada.

Além disso, é preciso se atentar também aos impactos de choques exógenos sobre a inflação.

De posse da série de choques, é possível construir associações com as variáveis macroeconômicas de maior interesse para o Banco Central, em especial a inflação. Com isso, torna-se interessante analisar o impacto de choques de política monetária sobre o IPCA. Para a série da inflação, adotei a variação mês a mês do IPCA, que é a forma como essa medida costuma ser analisada usualmente.

Além disso, como forma de medir o impacto dos choques de política monetária sobre a demanda agregada, adicionei ao VAR a medida do hiato do produto, também segundo metodologia do BCB. A medida do hiato é divulgada trimestralmente junto ao Relatório de Inflação. A série pode ser encontrada na Bloomberg sob o ticker BRBCGAP Index.

5. Metodologia

Para a estimação dos modelos, realizei primeiramente testes de raiz unitária nas séries para garantir a sua estacionariedade. Para os casos nos quais falhamos em rejeitar a hipótese da presença de raiz unitária, tirei a primeira diferença da serie até que foi possível garantir a sua estacionariedade. Os resultados do teste de raiz unitária realizados podem ser encontrados no anexo deste documento.

Como forma de iniciar a modelagem das variáveis, busquei estudar o impacto dos choques de política monetária sobre ativos financeiros: o Ibov e a taxa de câmbio do real contra o dólar. Com isso, busquei os valores esperados pela mediana dos economistas na pesquisa Focus para a próxima movimentação na taxa de juros na última sexta feira antes da reunião do Copom.

Com isso, construí um VAR simples entre os choques de política monetária, a primeira diferença da taxa de câmbio e a primeira diferença do Ibov. Ao estimar a defasagem ótima de 1 lag entre as variáveis, construí a função impulso-resposta entre as variáveis do VAR.

O modelo VAR é bastante interessante para a análise de relações entre variáveis econômicas por conta com a possibilidade de relações endógenas entre elas. O VAR é formado por um conjunto de equações dinâmicas envolvendo um grupo de variáveis que afetam-se entre si. Com isso, considerando que, no caso de variáveis macroeconômicas temos frequentemente simultaneidade nas relações de causa e efeito entre elas, o VAR mostrou-se uma ferramenta apropriada.

Após a estimação dos VARs com os choques simples sobre as variáveis de mais alta frequência, estimei um VAR com a medida de choque via desvio em relação ao ideal proposto pela Regra de Taylor do BCB, o hiato do produto, também segundo medida do BCB, e a variação do IPCA acumulado trimestralmente, na seguinte forma:

$$r_t = \phi_0 + \Phi_1 r_{t-1} + \dots + \Phi_p r_{t-p} + a_t$$

Adotando o critério de Akaike (AIC), percebe-se que o lag máximo a ser usado entre as variáveis ocorre quando $p = 3$, com isso, estamos estimando um VAR de ordem 3.

Com isso, foi possível o seguinte VAR na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} T_t \\ h_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{11,1} & \theta_{12,1} & \theta_{13,1} \\ \theta_{21,1} & \theta_{22,1} & \theta_{23,1} \\ \theta_{31,1} & \theta_{32,1} & \theta_{33,1} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} T_{t-1} \\ h_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{11,2} & \theta_{12,2} & \theta_{13,2} \\ \theta_{21,2} & \theta_{22,2} & \theta_{23,2} \\ \theta_{31,2} & \theta_{32,2} & \theta_{33,2} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} T_{t-2} \\ h_{t-2} \\ \pi_{t-2} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} \theta_{11,3} & \theta_{12,3} & \theta_{13,3} \\ \theta_{21,3} & \theta_{22,3} & \theta_{23,3} \\ \theta_{31,3} & \theta_{32,3} & \theta_{33,3} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} T_{t-3} \\ h_{t-3} \\ \pi_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{bmatrix}$$

Onde,

T é uma medida para os choques pelo desvio em relação à Regra de Taylor

h é a medida do hiato do produto divulgada pelo BCB no Relatório de Inflação

π é a inflação acumulada no trimestre medida pelo IPCA

Além disso, mostrou-se relevante a realização de um teste de causalidade de Granger para verificar se os choques de política monetária de fato ajudam a prever a inflação no período da defasagem ótima ou não.

No teste de causalidade de Granger, foi realizada uma regressão do IPCA acumulado trimestralmente nas defasagens dessa mesma série (regressão autorregressiva) e outra na qual utilizou-se defasagens do IPCA acumulado e dos choques acumulados trimestralmente obtidos pelo desvio da Regra de Taylor.

Com isso, realiza-se um teste de hipótese no qual a hipótese nula seria que a adição das defasagens dos choques de política monetária não melhora significativamente a capacidade de previsão do IPCA contra a hipótese alternativa de que essa adição melhora a capacidade preditiva do modelo.

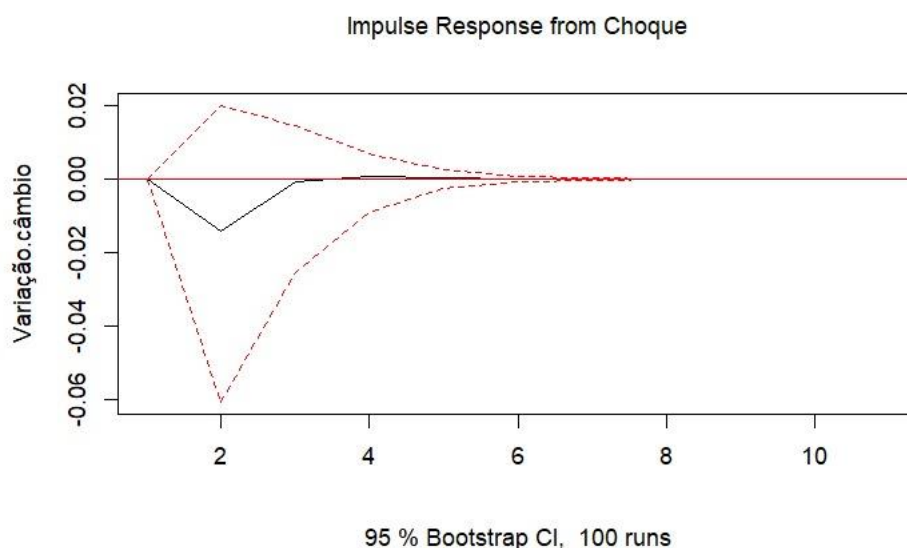
No caso, rejeitamos a hipótese nula de que a adição de defasagens de choques de política monetária não melhora significativamente a capacidade preditiva do modelo, concluindo que um choque positivo de política monetária Granger-cause um impacto na inflação trimestral acumulada no período de 3 trimestres a frente, como será explorado no próximo capítulo.

6. Resultados

Com base nos resultados dos VARs, pude construir as funções impulso resposta da variação de variáveis de mais alta frequência, como o câmbio e o Ibov, a choques de política monetária. Nesse caso, a medida de choque utilizada foi por meio do desvio das expectativas apuradas pela pesquisa Focus em relação ao realizado.

Para isso, foi utilizado o impacto sobre a variação da taxa de câmbio e o Ibov na abertura do dia seguinte à decisão do Copom, uma vez que as decisões são anunciadas apenas após o fechamento do mercado. As figuras 7 e 8 apontam para a resposta dessas variáveis em um VAR construído com lag $p = 1$. A seleção do lag foi realizada pelo critério de seleção AIC, a partir da função VARselect no R.

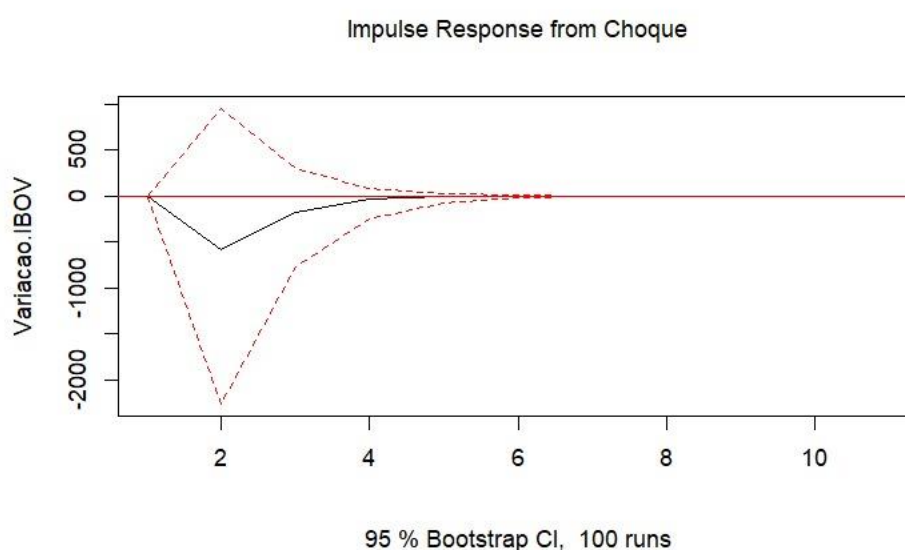
Figure 7 - Função impulso resposta do Câmbio a um choque em relação às expectativas do Focus



Analisando a figura acima, é possível perceber que o impacto sobre a variação do câmbio está consistente com o que seria esperado de acordo com a teoria econômica. Observa-se que uma variação positiva na taxa de juros em magnitude maior do que o esperado pelos economistas na pesquisa Focus, ou seja, um choque positivo na condução de política monetária, levaria a uma variação negativa na taxa de câmbio. Isto é, a taxa de câmbio estaria passando por uma apreciação.

Pela teoria econômica, o aumento da taxa de juros livre de risco de um país torna segurar ativos na moeda local relativamente mais atraente, o que levaria ao aumento da demanda por essa moeda e uma apreciação cambial. Vale ressaltar que a taxa de câmbio está expressa em sua denotação usual (USDBRL), ou seja, uma queda na taxa de câmbio representa uma apreciação do real.

Figure 8 - Função impulso resposta do Ibov a um choque em relação às expectativas do Focus



A figura 8 apresenta a variação do IBOV em resposta a um choque positivo de política monetária. Assim como observado no caso do câmbio, a resposta é negativa no curto prazo a um choque na taxa de juros.

Esse resultado também é consistente com o que seria esperado de acordo com a teoria econômica. Dessa vez, o canal de transmissão seria via o canal do preço de ativos. Nesse caso, esperar-se-ia que um aumento da taxa de juros tornasse os ativos com mais risco relativamente menos atrativos. Por isso, temos que um choque positivo na taxa de juros deve levar a uma resposta negativa sobre o IBOV, como pode ser observado no segundo gráfico de função impulso-resposta, também acima.

Além disso, poderíamos inferir que, com a depreciação de ativos com mais risco, ter-se-ia um efeito riqueza negativo para as famílias, que podem ter parte de seus ativos concentrados em

ações, por exemplo. Assim, com uma diminuição da renda disponível, ocorreria uma queda na demanda agregada e, conseqüentemente, uma desaceleração da inflação.

Posteriormente, busquei construir também um VAR básico para choques de política monetária com o histórico dos choques em relação à regra de Taylor, a medida de Hiato do produto do BCB e o IPCA acumulado de três meses. As medidas foram realizadas com o acúmulo trimestral da inflação e dos choques de política monetária.

Nesse caso, foi preferível adotar a medida do choque apurada pela série de Taylor pela quantidade de observações diferentes de zero na série. Destaca-se que a correlação entre as duas séries de choques é positiva, o que pode aumentar a relevância do VAR.

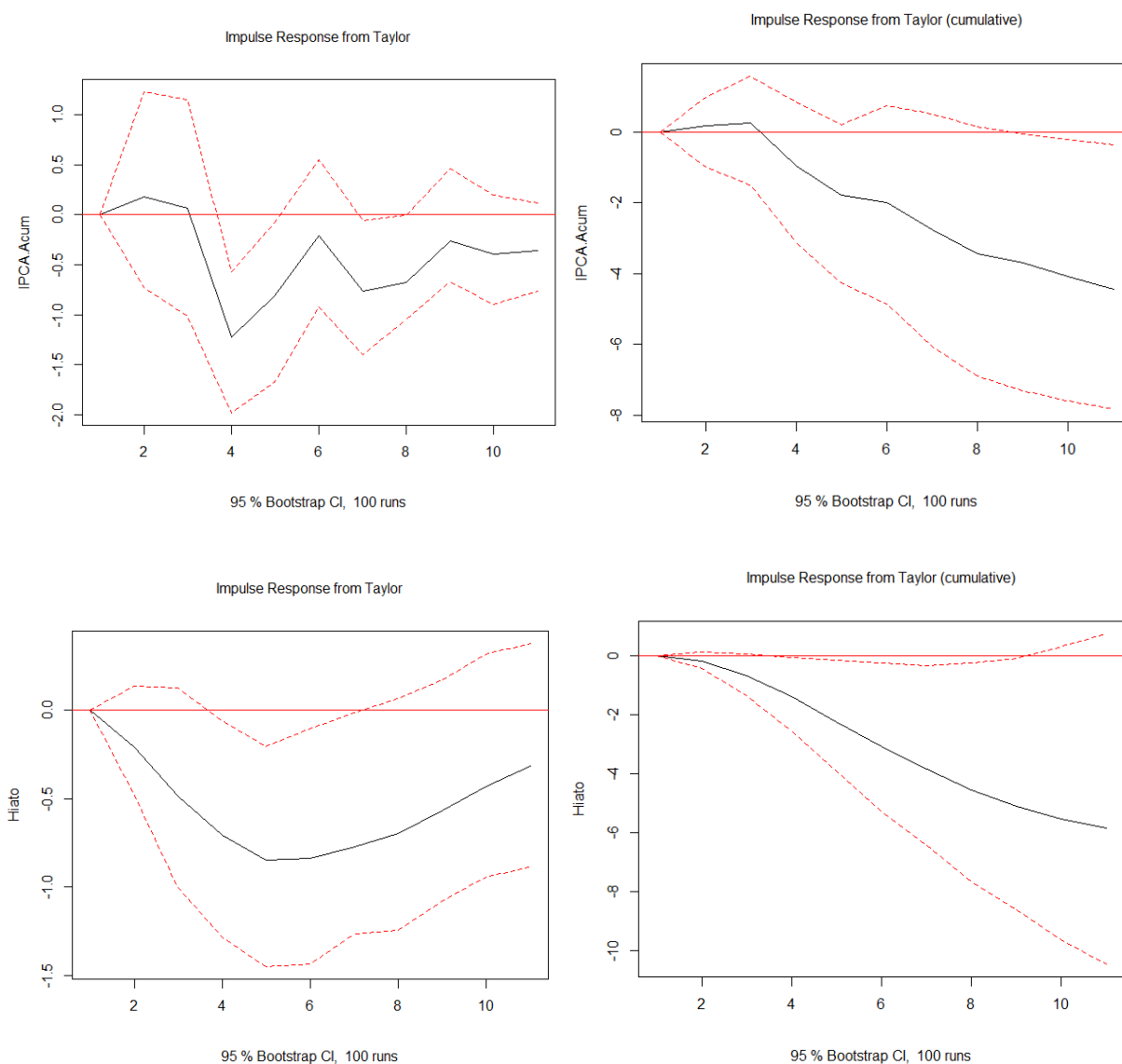
Apesar de o desvio da decisão do Copom em relação ao esperado pela pesquisa Focus ser considerada, teoricamente, uma medida de choque mais robusta do que a obtida através do desvio em relação ao esperado pela Regra de Taylor, há poucas observações diferentes de zero na série.

Com isso, para choques acumulados trimestralmente, que não podem ser medidos por variações nos índices no dia seguinte à reunião, foi preferível usar a série de choques construída com a Regra de Taylor. A correlação entre as duas séries de choque está expressa abaixo:

	Focus	Taylor
Focus	1.0000000	0.4875462
Taylor	0.4875462	1.0000000

Abaixo estão apresentados os resultados da função impulso resposta para o VAR estimado. Temos que um choque positivo de política monetária levaria a um aumento no IPCA no curto prazo, mas, a partir de 3 períodos após a realização do choque, ter-se-ia uma redução no IPCA acumulado. A variação ainda positiva do IPCA logo após a ocorrência do choque indicaria a persistência da inflação no curto prazo e os lags necessários para a transmissão do efeito dos juros na economia. Já sobre o hiato do produto, podemos observar uma redução no seu valor desde o primeiro período.

Figure 9 - Função impulso resposta do VAR de choques da regra de Taylor, IPCA e Hiato



Pela intuição econômica, e considerando principalmente o canal de transmissão da política monetária via decisões de consumo e investimento, faz sentido pensar na resposta mais imediata do hiato a choques de política monetária do que na da inflação. Esta, como dito anteriormente, mostra-se mais persistente e o impacto máximo na resposta corrente da inflação pode ser observada quatro trimestres após a ocorrência do choque. Para a resposta acumulada, temos declínio da inflação a partir do terceiro período após o choque.

Além disso, pela análise dos resultados do VAR constituído, é possível observar que o IPCA responde negativamente no valor de -1.25 a um choque de política monetária medido pela regra de Taylor no período de três trimestres após a realização do choque. Esse resultado é consistente com o observado na função impulso resposta da variável.

Para o hiato, como já dito, a resposta de declínio é imediata, mas o desvio do produto em relação ao seu potencial torna-se menos negativo à medida que o tempo passa após a realização do choque, com a medida acumulada apresentando leve tendência de alta no final do período observado.

Figure 10 - Resultados do teste de causalidade de Granger do lag do choque de Taylor sobre o IPCA

```
Granger causality test
Model 1: ipca ~ Lags(ipca, 1:3) + Lags(taylor, 1:3)
Model 2: ipca ~ Lags(ipca, 1:3)
Res. Df  Df      F    Pr(>F)
1         61
2         64 -3  3.3442  0.02484 *
---
signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Além disso, realizando o teste de causalidade de Granger, podemos observar que, para o caso de um VAR de lag $p = 3$, é possível concluir que um choque de política monetária pela regra de Taylor Granger-causa um impacto na inflação no período de 3 períodos após a ocorrência do choque. Isto é, variações na forma de choques de política monetária ajudam a prever a inflação em um período de três períodos a frente. Nesse caso, foi possível rejeitar a hipótese nula ao nível de significância de 95%.

7. Conclusão

A partir da análise dos resultados dos modelos estimados, é possível identificar a existência de uma correlação estatisticamente significativa entre os choques de política monetária e a reação da inflação acumulada trimestralmente, o hiato do produto e variáveis de maior frequência: câmbio e Ibov.

Esses resultados estão em linha com o esperado pela Teoria Econômica, que postula a taxa de juros como uma das principais ferramentas de influência nas demais variáveis econômicas sob controle do Banco Central.

Os resultados estão consistentes com os observados no paper “Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation”, que faz a análise do efeito da política monetária sobre a inflação no Brasil para três horizontes de dinâmicas inflacionárias distintas. Nesse paper, o autor pôde observar que há um impacto estatisticamente significativo da política monetária da inflação desde a implementação do Plano Real no país.

Os resultados encontrados nesse trabalho também são consistentes com os outros estudos citados anteriormente, na revisão da literatura. Apesar da alta correlação entre as variáveis macroeconômicas, que nos faz enfrentar o problema da identificação, foi possível encontrar coeficientes estatisticamente significativos para o impacto de choques de política monetária sobre o hiato e a inflação.

Com isso, é possível concluir também que, apesar de estarmos observando uma certa resiliência da atividade apesar do grau de aperto da taxa de juros no Brasil, é possível encontrar evidências empíricas que, ao menos historicamente, os canais de transmissão da política monetária costumam funcionar no país. Além disso, vale ressaltar o lag relativamente longo da transmissão do choque positivo de juros para a inflação. O primeiro valor negativo para o IPCA acumulado estatisticamente significativo encontrado no modelo ocorre apenas 4 trimestres após o primeiro choque. Assim, ainda não podemos concluir que os canais de transmissão da política monetária não funcionaram no ciclo atual.

Referências

BANCO CENTRAL DO BRASIL. (Data de publicação desconhecida). Metas para a inflação. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/metainflacao>. Acesso em: 01/06/2023

BANCO CENTRAL DO BRASIL. (2021). Relatório de Inflação - Dezembro 2021. Disponível em: < <https://www.bcb.gov.br/content/ri/relatorioinflacao/202112/ri202112b7p.pdf>>. Acesso em: 20/04/2023

BERNANKE, B.; GERTLER, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-40. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.9.4.27>. Acesso em: 25/06/2023.

BERNANKE, B. (2015). The Taylor Rule: A Benchmark for Monetary Policy. Brookings. Disponível em: <<https://www.brookings.edu/blog/ben-bernanke/2015/04/28/the-taylor-rule-a-benchmark-for-monetary-policy/>>. Acesso em: 20/06/2023

BERNANKE, B. S., & BLINDER, A. S. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *The American Economic Review*, 82(4), 901-921. Disponível em: <http://drphilipshaw.com/Protected/The%20Federal%20Funds%20Rate%20and%20the%20Channels%20of%20Monetary%20Transmission.pdf> . Acesso em: 30/06/2023

FRIEDMAN, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, 58(1), 1-17. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/aer/top20/58.1.1-17.pdf>.

HAVRANEK, Tomas; RUSNAK, Marek (2012). Transmission Lags of Monetary Policy: A Meta-Analysis. Czech National Bank, Charles University, Prague, CERGE-EI, Prague. Disponível em: < <https://deepblue.lib.umich.edu/bitstream/handle/2027.42/133055/wp1038.pdf?sequence=1> >. Acesso em: 01/11/2023.

HO, P (2023). Federal Reserve Bank of Richmond. Economic Brief: Why Are Economists Still Uncertain About the Effects of Monetary Policy. Disponível em: https://www.richmondfed.org/publications/research/economic_brief/2023/eb_23-15. Acesso em: 01 jun. 2023.

KEYNES, J. M (2023). The General Theory of Employment. Disponível em: https://www.files.ethz.ch/isn/125515/1366_keynestheoryofemployment.pdf. Acesso em: 05/06/2023

LOPES, F. (1998). The transmission mechanism of monetary policy in a stabilising economy: notes on the case of Brazil. Bank for International Settlements. Disponível em: <https://www.bis.org/publ/plcy03b.pdf>. Acesso em: 13/06/2023

MINELLA, A. (2002). Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000); A VAR Estimation. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rbe/a/NtZfFrtgFz3m5n34wrhtDPH/?format=pdf&lang=en>. Acesso em: 01/11/2023

MISHKIN, F (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. Journal of Economic Perspectives, 9(4), 3-28. Disponível em: <https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.9.4.3>. Acesso em: 10/06/2023.

TAYLOR, J. B. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice. Stanford University. Disponível em: <http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/Discretion.PDF>. Acesso em: 05/06/2023

TAYLOR, J. B. (1995). The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework. Journal of Economic Perspectives, volume 9, número 4, pages 11- 26. Disponível em: < <https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.9.4.11>>. Acesso em: 15/06/2023

8. Anexo: revisão teórica dos canais de transmissão da política monetária

8.1. Decisões de consumo e investimento

O canal das decisões de consumo e investimento foi definido primeiramente por Keynes em “The General Theory of Employment, Interest, and Money” (1936). O diagrama a seguir estabelece a relação entre a taxa de juros e o produto da economia:

$$M \downarrow \Rightarrow i \uparrow \Rightarrow r \uparrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow$$

Isto é, uma contração na base monetária, definida por M, leva a um aumento da taxa nominal de juros, i . Isso, *ceteris paribus*, configura num aumento da taxa real de juros. De acordo com o efeito de Fisher (1930), a taxa real de juros pode ser decomposta no seu componente nominal, i , e nas expectativas de inflação, π_t^e :

$$i_t = r r_t + \pi_t^e$$

Com isso, o aumento da taxa de juros aumenta o custo de capital e reduz os investimentos. Consequentemente, ocorre uma contração na demanda agregada e uma queda no produto.

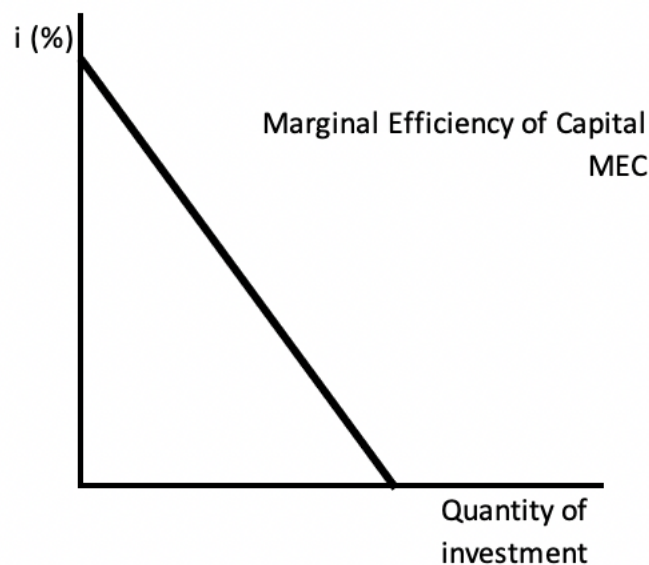
Apesar da teoria de Keynes ter introduzido o impacto pela demanda das firmas, que afeta diretamente as decisões de investimento, pesquisas posteriores também introduziram o comportamento dos consumidores ao modelo.

De acordo com o diagrama dos canais de transmissão da política monetária no site oficial do BCB, o canal de poupança e investimento pode ser resumido da seguinte forma:



Ou seja, uma redução de M leva a um aumento da taxa nominal de juros, o que leva a um aumento da taxa de juros de longo prazo que fará com que a taxa de juros real suba. Um aumento da taxa de juros real leva a um incentivo para o aumento da poupança e subsequente redução do consumo e investimento (demanda agregada). A queda na demanda agregada leva a uma desaceleração da inflação.

Pela Teoria da Eficiência Marginal do Capital, definida por Keynes em 1936 como a taxa de desconto que faz o valor presente do rendimento esperado do capital igual ao seu preço de oferta, é possível identificar um novo mecanismo de impacto sobre as decisões de consumo e investimento. Ou seja, o valor presente do capital e do consumo de bens duráveis é negativamente relacionado à taxa real de juros.



Além disso, é importante considerar que em situações de inflação elevada, o canal de transmissão da taxa de juros perde parte da sua força (Lopes, 1998)³. Normalmente, quando a inflação está elevada, ela também tende a ser mais volátil. Com isso, as firmas precisam considerar um prêmio de volatilidade ainda maior ao computar o custo do capital. Nesses casos, se o custo de capital calculado for demasiadamente elevado, a firma pode optar por investir menos, afetando a demanda agregada.

Além disso, o canal das decisões de investimento e consumo também afeta a economia via o efeito substituição e o efeito renda. No entanto, a direção desses efeitos ocorre em sentidos opostos. Por um lado, a elevação da taxa de juros torna a postergação do consumo e do investimento mais atraentes, o que diminuiria a demanda agregada no período corrente.

³ <https://www.bis.org/publ/plcy03b.pdf>

Por outro lado, para aqueles que têm bastante acúmulo de poupança, a elevação da taxa de juros pode gerar um efeito renda positivo pelo aumento da rentabilidade de investimentos em renda fixa. Com isso, a renda disponível para consumo também pode aumentar com a elevação da taxa de juros. Ainda assim, o efeito líquido tende a ser que o efeito substituição supera o efeito riqueza.

8.2. Canal da taxa de câmbio

Este canal tornou-se mais importante à medida que houve a maior integração entre as economias globais. Logicamente, ele só tem efeito para os casos de economias abertas e com regime de câmbio flexível. Além disso, quanto maior o grau de abertura da economia, maior tende a ser o efeito de choques de política monetária sobre a taxa de câmbio.

A transmissão da taxa de juros para a taxa de câmbio ocorre pela paridade descoberta da taxa de juros. A equação da paridade descoberta da taxa de juros segundo o modelo do BC está expressa abaixo:

$$\Delta e_t = \Delta e^{ppc} - \delta (i_t^{dif} - i_{t-1}^{dif}) + \epsilon_t^e,$$

onde,

$$i_t^{dif} = i_t - (i_t^* + CDS_t)$$

$$\Delta e^{ppc} = \pi^{meta_{ss}} - \pi^{*ss}$$

Isto é, a variação na taxa de câmbio Δe_t estaria relacionada com a variação do diferencial de juros entre a Selic e a Fed Funds Rate, ajustados pelo prêmio de risco, medido pelo Credit Default Swap (CDS) de 5 anos do Brasil. A variação da taxa de câmbio de longo prazo, que garantiria a paridade do poder de compra, pode ser expressa pela diferença entre a meta de inflação doméstica e a inflação de equilíbrio externa.

O aumento na taxa de juros de um país leva à apreciação da sua moeda, uma vez que depósitos domésticos na moeda local tornam-se mais atraentes do que depósitos denominados na moeda estrangeira.

Com isso, há uma queda nas exportações desse país, dado que outros países passam a ser capazes de comercializar o mesmo produto por um valor relativamente mais baixo. Além disso, torna-se mais barato importar. Assim, ocorre uma queda nas exportações líquidas e, conseqüentemente, no produto agregado também.

$$M \downarrow \Rightarrow i \uparrow \Rightarrow NX \downarrow \Rightarrow Y \downarrow$$

De acordo com Taylor (1995), a relação empírica inversa entre a taxa de câmbio e as exportações líquidas é uma das mais robustas em todo o estudo econômico, o que evidencia a importância desse canal como forma de afetar o produto.

8.3. Canal do preço de ativos

Os canais da taxa de juros e da taxa de câmbio são os mais tradicionais quando o assunto é o estudo da condução da política monetária. No entanto, estudos mais recentes de monetaristas já contam com a inclusão de outros canais quando consideram os efeitos de uma mudança na taxa básica de juros da economia. Tobin (1996) introduziu a ideia de que taxas de juros podem afetar o preço dos ativos e, com isso, afetar as decisões de investimento.

Tobin definiu o “Q” de uma firma como o seu valor de mercado dividido pelo custo de reposição do capital. Quanto maior o Q, mais barato se torna investir em relação ao valor de mercado da empresa. Isto é, empresas tornam-se capazes de emitir mais *equity* e financiar melhor suas decisões futuras de investimentos uma vez que aumentar os investimentos só exige uma quantidade pequena de *equity*.

Por outro lado, quando o “Q” de uma firma é baixo, ela passa a ter poder limitado de investimento, o que não adiciona muito ao produto agregado. Conforme a base monetária diminui, os consumidores precisam diminuir seus gastos. Uma forma de fazer isso é parar de investir no mercado de capitais, o que reduz a demanda por *equity* e, com isso, diminui o preço das ações. Em um ciclo vicioso, o Q baixo das firmas faz com que elas percam ainda mais o seu valor, diminuindo ainda mais o seu Q.

$$M \downarrow \Rightarrow P_e \downarrow \Rightarrow q \downarrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow$$

Outra forma que os gera a mesma conclusão é a questão do custo de oportunidade de se investir no mercado de ações. Conforme a taxa de juros aumenta, títulos tornam-se relativamente mais atraentes do que *equity*. Com isso, as pessoas passam a comprar menos ações, e, com a redução da demanda, o preço dos ativos cai. Isso leva a mesma conclusão que a abordagem direta do Q de Tobin.

Além disso, uma forma alternativa de se analisar esse canal é pelo Modelo do Ciclo de Vida de Franco Modigliani (1971), que determina que o gasto com consumo é controlado pela soma do capital humano, capital físico e riqueza financeira. Como uma porção significativa da riqueza financeira das pessoas está relacionada a ações, com a queda no preço dos ativos, a riqueza das pessoas também é afetada, o que reduz o consumo.

$$M \downarrow \Rightarrow P_e \downarrow \Rightarrow \text{riqueza} \downarrow \Rightarrow C \downarrow \Rightarrow Y \downarrow$$

8.4. Canal do crédito

O canal dos empréstimos bancários surge da ideia de que os bancos têm um papel fundamental no sistema financeiro ao permitir que empresas de menor porte tenham acesso a financiamento. Empresas de maior porte podem acessar diretamente o mercado de capitais na emissão de títulos e ações, mas empresas pequenas dependem fortemente dos bancos como intermediários financeiros.

Assim, quando ocorre a adoção de uma política monetária contracionista, a reserva dos bancos diminui e, conseqüentemente, a possibilidade de empréstimos também:

$$M \downarrow \Rightarrow \text{depósitos bancários} \downarrow \Rightarrow \text{empréstimos} \downarrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow$$

Outra forma pela qual a taxa de juros afeta as decisões de empréstimos dos bancos é pelo risco moral e seleção adversa. De acordo com Bernanke (1995), em “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission”, o aumento da taxa de juros afeta o balanço das firmas pelo canal do preço dos ativos citado anteriormente. Com a redução do P_e das empresas, ocorre um aumento no problema da seleção adversa. Assim, os bancos reduzem seus empréstimos:

$$M \downarrow \Rightarrow P_e \downarrow \Rightarrow \textit{seleção adversa} \uparrow \ \& \ \textit{risco moral} \uparrow \Rightarrow \textit{empréstimos} \downarrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow$$

8.5. Canal das expectativas

Por fim, é importante considerar as expectativas dos agentes como um canal de transmissão da política monetária. O componente das expectativas é frequentemente presente nas equações de modelagem do Banco Central.

A ideia seria que, quando ocorre um aumento da taxa de juros, os agentes passam a esperar que a atividade econômica desacelere pelos canais já citados anteriormente. Com isso, suas ações também são moldadas de acordo e, conseqüentemente, a inflação também diminui.

É justamente do componente das expectativas que surgiram mecanismos modernos na condução da política monetária, como o *forward guidance*. A simples sinalização de que o Banco Central deve subir mais juros nas próximas reuniões, ou manter a taxa em um patamar restritivo por mais tempo, faz com que as decisões dos agentes já considerem essa informação.

Por isso, é fundamental que o Banco Central tenha credibilidade nos seus discursos. Quando os agentes acreditam que o BC tem compromisso com a meta de inflação, as expectativas são rapidamente reancoradas de volta à meta.

9. Anexo: Teste de raiz unitária das séries (ADF)

9.1. Teste de raiz unitária: IPCA (Variação trimestral)

```

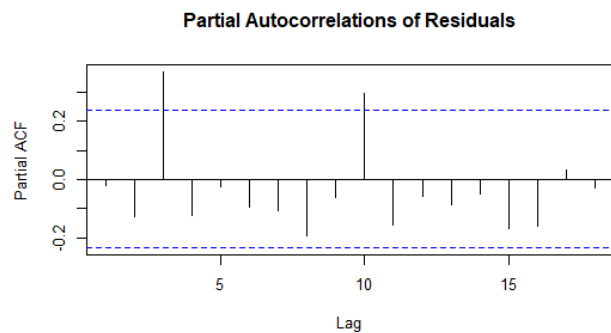
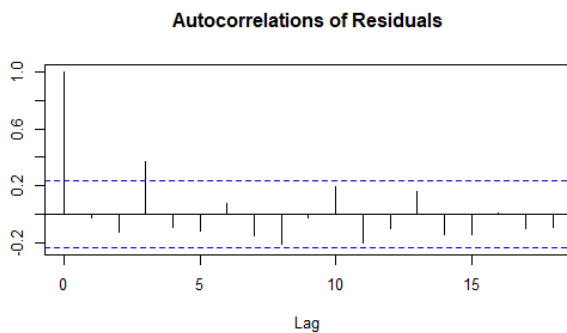
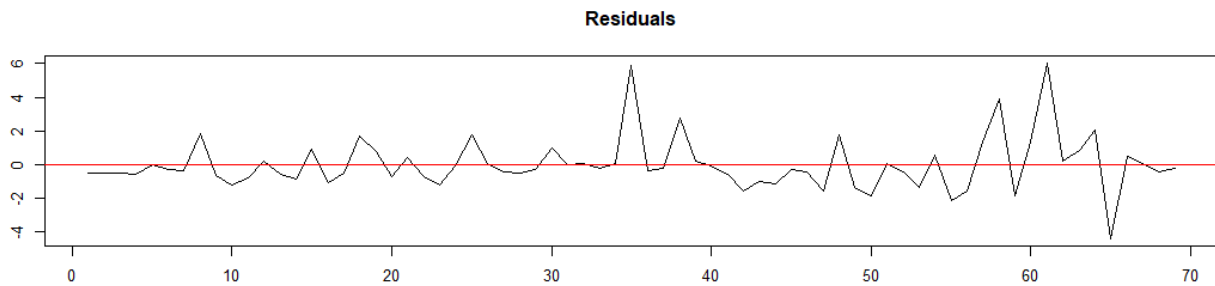
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-4.4590 -0.7357 -0.2799  0.3849  6.0525

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  1.81080    0.47440   3.817 0.000300 ***
z.lag.1     -0.53433    0.12910  -4.139 0.000101 ***
z.diff.lag  -0.05611    0.12191  -0.460 0.646874
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.628 on 66 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.2894,    Adjusted R-squared:  0.2679
F-statistic: 13.44 on 2 and 66 DF,  p-value: 1.27e-05

```



9.2. Teste de raiz unitária: choques de política monetária pelo Focus (acum. Tri)

```

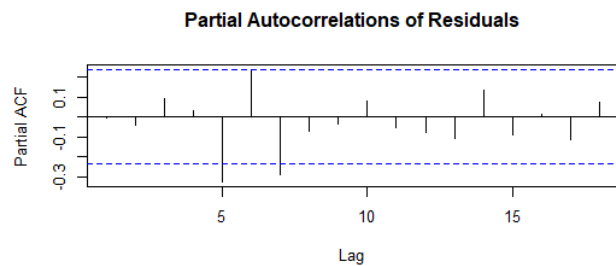
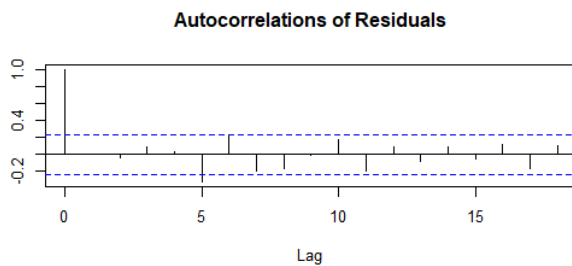
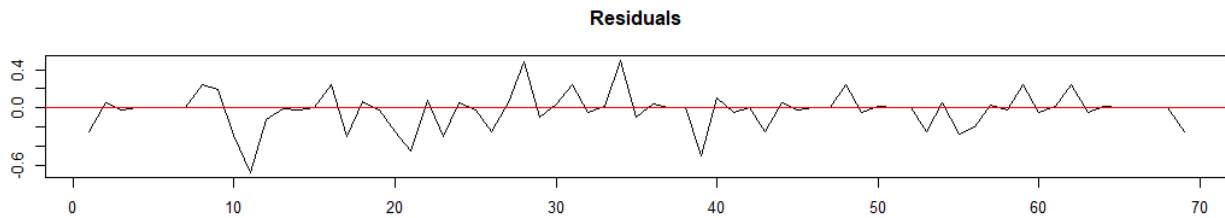
Call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.67857 -0.05042  0.00000  0.04202  0.50000

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1      -0.88235    0.15720  -5.613 4.12e-07 ***
z.diff.lag   0.08403    0.12321   0.682  0.498
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1985 on 67 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4054,    Adjusted R-squared:  0.3876
F-statistic: 22.84 on 2 and 67 DF,  p-value: 2.736e-08

```



9.3. Teste de raiz unitária: choques de política monetária pela Regra de Taylor (Acum. Trimestral)

```

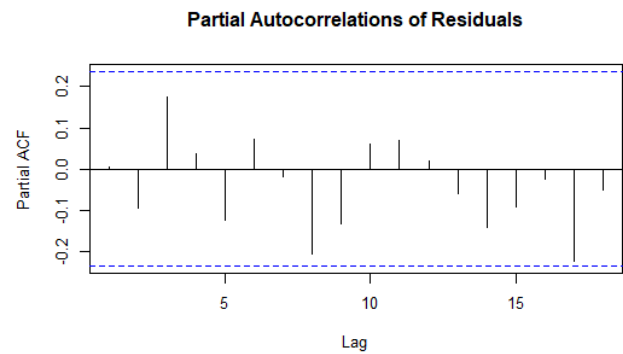
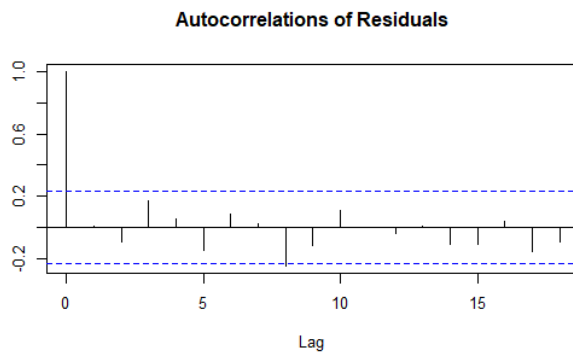
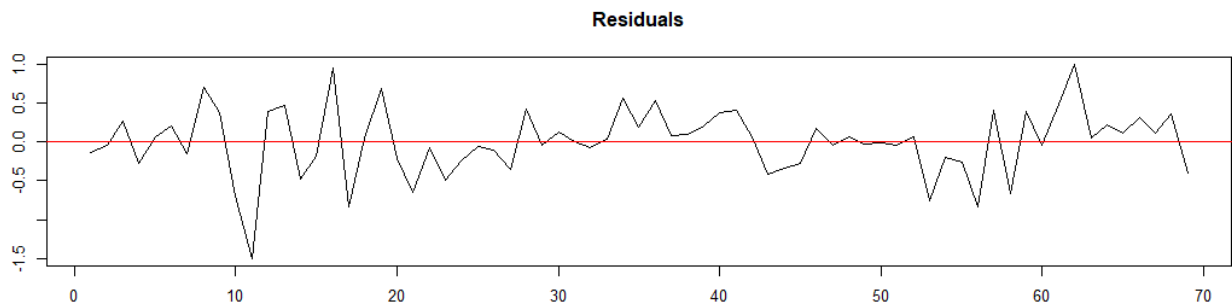
call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 - 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.50355 -0.21424  0.03479  0.27812  1.00173

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
z.lag.1      -0.38379    0.10543  -3.640 0.000531 ***
z.diff.lag   0.02348    0.12391   0.189 0.850300
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.4367 on 67 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1897,    Adjusted R-squared:  0.1656
F-statistic: 7.845 on 2 and 67 DF,  p-value: 0.0008688

```



9.4. Teste de raiz unitária: hiato (medida do BCB)

```

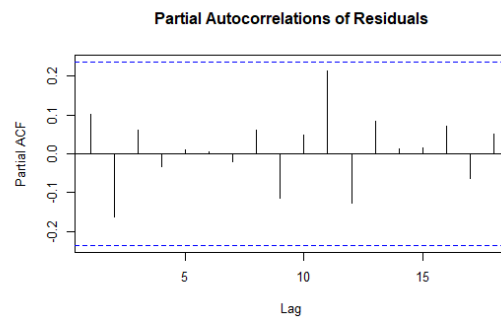
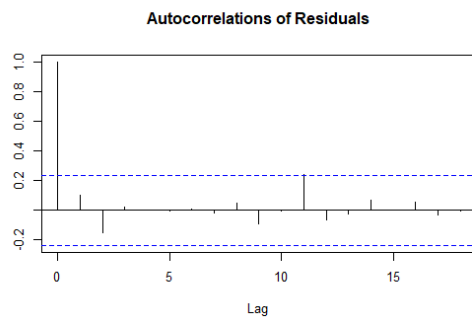
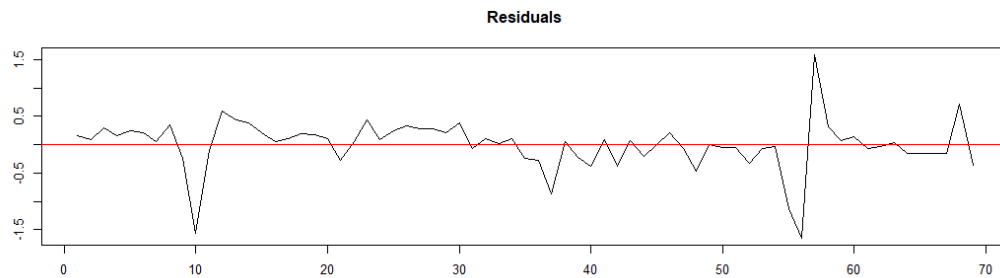
call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.64894 -0.14787  0.05968  0.21392  1.58349

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.04989    0.05780  -0.863   0.3912
z.lag.1      -0.07511    0.02992  -2.510   0.0145 *
z.diff.lag   0.60553    0.09791   6.185 4.43e-08 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.4544 on 66 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.3819,    Adjusted R-squared:  0.3632
F-statistic: 20.39 on 2 and 66 DF,  p-value: 1.274e-07

```



9.5. Teste de raiz unitária: 1ª diferença hiato

```

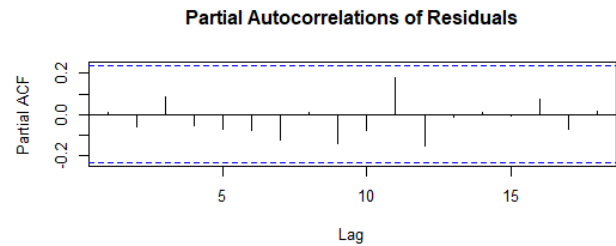
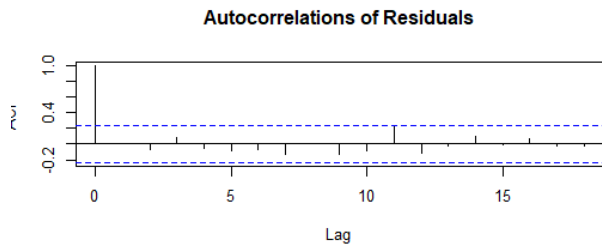
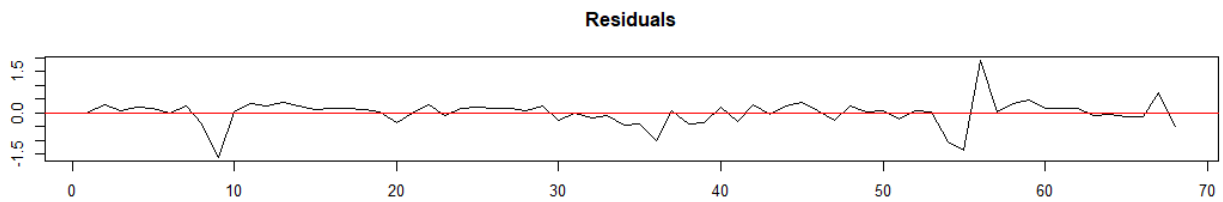
call:
lm(formula = z.diff ~ z.lag.1 + 1 + z.diff.lag)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.61542 -0.12362  0.06939  0.20515  1.89766

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.007945   0.056318  -0.141   0.8882
z.lag.1      -0.539351   0.111971  -4.817 9.09e-06 ***
z.diff.lag    0.248755   0.121663   2.045  0.0449 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.4642 on 65 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.2636,    Adjusted R-squared:  0.2409
F-statistic: 11.63 on 2 and 65 DF,  p-value: 4.808e-05

```



10. Anexo: resultados do modelo VAR estimado para os choques de política monetária da Regra de Taylor

VAR Estimation Results:

```

=====
Endogenous variables: Taylor, Hiato, IPCA.Acum
Deterministic variables: const
Sample size: 68
Log Likelihood: -175.262
Roots of the characteristic polynomial:
0.8732 0.8732 0.754 0.754 0.7097 0.7097 0.598 0.598 0.1922
Call:
VAR(y = df_choques_taylor_hiato_ipca, p = 3, type = "const")

```

Estimation results for equation Taylor:

```

=====
Taylor = Taylor.l1 + Hiato.l1 + IPCA.Acum.l1 + Taylor.l2 + Hiato.l2 + IPCA.Acum.l2 + Taylor.l3 + Hiato.l3 + IPCA.Acum.l3 + const

```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Taylor.l1	0.45244	0.13513	3.348	0.001433 **
Hiato.l1	0.13795	0.12430	1.110	0.271669
IPCA.Acum.l1	0.11467	0.03130	3.663	0.000541 ***
Taylor.l2	-0.13642	0.15336	-0.890	0.377398
Hiato.l2	-0.08685	0.20933	-0.415	0.679755
IPCA.Acum.l2	-0.02412	0.03566	-0.676	0.501542
Taylor.l3	0.25094	0.12541	2.001	0.050092 .
Hiato.l3	-0.04875	0.11906	-0.409	0.683714
IPCA.Acum.l3	0.04473	0.03429	1.304	0.197247
const	-0.44290	0.15642	-2.831	0.006360 **

```

---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```

Residual standard error: 0.3992 on 58 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.5605, Adjusted R-squared: 0.4923
F-statistic: 8.219 on 9 and 58 DF, p-value: 9.375e-08

```

Estimation results for equation Hiato:

```

=====
Hiato = Taylor.l1 + Hiato.l1 + IPCA.Acum.l1 + Taylor.l2 + Hiato.l2 + IPCA.Acum.l2 + Taylor.l3 + Hiato.l3 + IPCA.Acum.l3 + const

```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Taylor.l1	-0.208670	0.150297	-1.388	0.170329
Hiato.l1	1.620414	0.138251	11.721	< 2e-16 ***
IPCA.Acum.l1	0.001725	0.034814	0.050	0.960649
Taylor.l2	-0.051061	0.170576	-0.299	0.765747
Hiato.l2	-0.808316	0.232829	-3.472	0.000984 ***
IPCA.Acum.l2	-0.032237	0.039665	-0.813	0.419700
Taylor.l3	-0.051583	0.139492	-0.370	0.712881
Hiato.l3	0.137442	0.132421	1.038	0.303617
IPCA.Acum.l3	0.034173	0.038141	0.896	0.373967
const	-0.044402	0.173982	-0.255	0.799463

```

---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```

Residual standard error: 0.4441 on 58 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.9515, Adjusted R-squared: 0.9439
F-statistic: 126.3 on 9 and 58 DF, p-value: < 2.2e-16

```

Estimation results for equation IPCA.Acum:

```

=====
IPCA.Acum = Taylor.l1 + Hiato.l1 + IPCA.Acum.l1 + Taylor.l2 + Hiato.l2 + IPCA.Acum.l2 + Taylor.l3 + Hiato.l3 + IPCA.Acum.l3 + const

```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Taylor.l1	0.18176	0.50119	0.363	0.718183
Hiato.l1	0.58261	0.46102	1.264	0.211381
IPCA.Acum.l1	0.33107	0.11610	2.852	0.006015 **
Taylor.l2	0.04486	0.56882	0.079	0.937415
Hiato.l2	-1.31929	0.77641	-1.699	0.094637 .
IPCA.Acum.l2	-0.05033	0.13227	-0.380	0.704984
Taylor.l3	-1.25938	0.46516	-2.707	0.008895 **
Hiato.l3	0.83263	0.44158	1.886	0.064368 .
IPCA.Acum.l3	0.44502	0.12719	3.499	0.000904 ***
const	1.01223	0.58018	1.745	0.086334 .

```

---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```

Residual standard error: 1.481 on 58 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.4088, Adjusted R-squared: 0.3171
F-statistic: 4.457 on 9 and 58 DF, p-value: 0.0001824

```

Covariance matrix of residuals:

	Taylor	Hiato	IPCA.Acum
Taylor	0.15939	0.06152	0.15906
Hiato	0.06152	0.19718	0.09545
IPCA.Acum	0.15906	0.09545	2.19268

Correlation matrix of residuals:

	Taylor	Hiato	IPCA.Acum
Taylor	1.0000	0.3470	0.2691
Hiato	0.3470	1.0000	0.1452
IPCA.Acum	0.2691	0.1452	1.0000