



# ENEPEX

ENCONTRO DE ENSINO,  
PESQUISA E EXTENSÃO

8° ENEPE UFGD • 5° EPEX UEMS

## **Regime de Metas de Inflação: uma análise empírica do impacto da taxa de juros selic em variáveis macroeconômicas**

**Luma de Oliveira(UFRGS) luma\_de\_oliveira@hotmail.com**  
**Mateus Boldrine Abrita(UEMS) prof.mateusabrita@gmail.com**

### **RESUMO**

Este artigo tem como principal objetivo verificar como variáveis macroeconômicas selecionadas respondem a choques na taxa de juros básica da economia brasileira, com o propósito de verificar a eficácia do Regime de Metas de Inflação. Ou seja, analisar variáveis, como a taxa de desemprego, a produção industrial, o índice de credibilidade e a taxa de inflação, respondem a mudanças no principal instrumento de política monetária e quais os custos socioeconômicos alcançados por estas mudanças. Portanto, foi desenvolvido um modelo de Vetores Autoregressivos para a economia brasileira no período de janeiro de 2002 a outubro de 2013 e, assim, analisadas as principais ferramentas provenientes deste modelo. Os principais resultados alcançados foram que: existe uma grande defasagem entre mudanças na taxa de juros e a resposta da taxa de inflação; a variação em relação à taxa de desemprego a mudanças nos juros é mínima; e, a produção industrial é altamente prejudicada por alterações na taxa de juros.

**Palavras-chave:** Taxa de juros, Regime de Metas de Inflação e Economia Brasileira

### **I INTRODUÇÃO**

Após vários anos da implementação do Regime de Metas de inflação (RMI) no Brasil, este ainda é o alvo de intensa discussão no âmbito político, teórico e social na economia brasileira. Mesmo que, por muitas vezes, a taxa alvo do RMI, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), fique dentro da meta estipulada pelo Comitê Monetário Nacional (CMN), a sua condução ainda não é consenso. Isso porque, esse arcabouço de combate a inflação, pode gerar externalidades negativas na economia em termos de variáveis reais como, emprego e produto.

A introdução do RMI não significou apenas uma mudança na âncora nominal para a política monetária propriamente dita, mas no próprio reconhecimento de que a taxa de juros é um instrumento muito importante no combate à inflação. Entretanto,

uma taxa de juros muito elevada pode trazer altos custos sociais para as variáveis macroeconômicas.

Neste íterim, o objetivo deste trabalho é fazer uma análise de como uma gama de variáveis macroeconômica selecionadas respondem a um choque na taxa de juros básica da economia brasileira. Para tanto, será estimada um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR) com base no trabalho de Mendonça (2005) e, assim, serão avaliados o impulso resposta, o teste de precedência temporal de Granger e a decomposição da variância.

Desta forma, além desta introdução, considerações finais, referências e um anexo, este trabalho está composto por mais três seções. Na próxima seção, será apresentada uma revisão empírica de trabalhos que já discorreram sobre o tema. Na seguinte, primeiramente é discutido sobre a metodologia a ser utilizada, seguida de um subitem com a descrição dos dados e do modelo econométrico a ser desenvolvido. Por fim, tem-se a análise dos resultados empíricos.

## **II REVISÃO EMPÍRICA**

Nesta seção será apresentada uma breve explicação do funcionamento do RMI e uma revisão empírica dos artigos que já discorreram sobre o tema. Ou seja, artigos que já discutiram teórica e empiricamente a aplicação e a credibilidade do Regime de Metas de Inflação (RMI) para a economia brasileira.

No regime de metas para a inflação, adotado pelo Brasil a partir de 1999, a condução da política monetária é do tipo regra de *feedback*, como demonstrada por Taylor (1993), realizando uma relação positiva entre a taxa básica de juros, o hiato do produto e o desvio do nível de preços, dada uma meta pré-estabelecida. Desse modo, a taxa básica de juros deve sofrer incrementos positivos quando a inflação está acima da meta ou o produto está acima do produto potencial. Logo, de acordo com Mishkin (2000) o regime de metas de inflação é uma orientação de política monetária que segue algumas diretrizes básicas como: compromisso fundamental com a estabilidade de preços, deixando as outras variáveis subordinadas; anúncio de meta numérica de inflação, para um ou mais períodos; uso de estratégia de informação em que algumas variáveis sejam consideradas nas decisões que envolvem os instrumentos de política; transparência nas estratégias e aumento da responsabilidade por parte da autoridade monetária em cumprir as metas anunciadas.

Em relação à operacionalidade do Banco Central em atingir as metas inflacionárias, Mishkin (1995) afirma que as autoridades monetárias que adotam o regime de metas de inflação, utilizam cinco canais de transmissão da política monetária, para influenciar o nível de preços, sendo eles: preço dos ativos; taxa de juros; crédito; e taxa de câmbio; expectativas inflacionárias. Assim, o Banco Central pode via mudanças na taxa de juro de curto prazo, influenciar a demanda agregada e por consequência os preços.

Para Mendonça (2001), analisando os mecanismos de transmissão da política monetária brasileira, após o plano real e no período do regime de metas para inflação, o instrumento dos juros é o mais utilizado pelo Banco Central para o controle inflacionário. Desse modo, a taxa básica de juros SELIC, serve de referência para as demais taxas de juros praticadas na economia, e assim, impacta a demanda agregada. Portanto o Funcionamento do RMI, ocorre com o anúncio de uma meta de inflação, o IPCA é esse balizador, e Banco Central lança mão de seus instrumentos para cumprir esse objetivo, sendo o principal a taxa básica de juros da economia (SELIC), e atinge a economia real através dos canais de transmissão da política monetária. Esse mecanismo pode resultar em externalidades negativas para a economia real, como no emprego e produto, por isso o tema é e deve ser amplamente debatido.

Desta forma, passando para a revisão empírica dos artigos que já discorreram sobre o tema. O objetivo principal de Silva e Portugal (2002) é o de analisar a experiência brasileira com o RMI, apresentando as suas principais características e fragilidades, além de sugerir modificações na sua estrutura. Um modelo teórico é reproduzido no intuito de entender o regime a partir da minimização de uma função perda do Banco Central (BC).

Assim, os autores destacam que a ação do BC seria simplesmente estabelecer o instrumento (taxa de juros) de tal forma que a inflação seja igual à meta e o produto atinja seu nível potencial. Porém, o controle é imperfeito, isto porque, no momento de decisão da meta já existe a inflação corrente. Ou seja, a taxa de inflação é pré-determinada, sendo impossível que o BC torne a inflação corrente igual à meta especificada.

Uma saída seria a de utilizar a expectativa de inflação como meta intermediária, assim, quando a previsão da inflação indicar que a meta pode não ser alcançada, o Banco Central promoverá alterações no instrumento de modo a garantir o desenvolvimento do modelo.

Além disso, Silva e Portugal (2002) apontam algumas vantagens do RMI como a de que este se concentra no ambiente doméstico diferente, por exemplo, do regime de metas cambiais, sendo possível, então, reduzir os custos reais em termos de redução no emprego e no produto.

Porém, segundo os autores, críticas também são feitas como a de que o regime é muito rígido e não daria flexibilidade para o BC responder a choques inesperados e a de que este teria o potencial de causar instabilidade no produto. Porém, mostram que estas críticas na verdade são equívocos e que o regime pode ser visto como a melhor estratégia de condução da política monetária.

Ferreira e Jayme Júnior (2005) averiguam o desempenho do regime brasileiro de metas para a inflação num contexto de excessiva volatilidade da taxa de câmbio e de elevada dívida pública, além dos efeitos desta política sobre o produto. Assim, foram estimadas: uma função de reação do BC para a determinação da taxa básica de juros de curto prazo; uma função de reação da taxa de inflação; e, a reação do nível de utilização da capacidade instalada (NUC) diante de mudanças na política monetária e na taxa de inflação. A metodologia utilizada foi a de modelo de Vetores Autoregressivos (VAR) para dados mensais de agosto de 1994 a dezembro de 2003.

Desse modo, os autores desenvolveram um tipo de regra de Taylor que, além das variáveis habituais como a taxa de juros nominal de curto prazo, taxa de inflação, meta para a inflação e *gap* do produto da economia, uma variável foi acrescentada para representar a vulnerabilidade externa (taxa de câmbio) e outra para representar o comportamento do lado fiscal da economia (resultado nominal do governo).

Neste ínterim, as principais conclusões dos autores foram que: a taxa de juros é um importante instrumento de política monetária; ainda existe inércia inflacionária; a taxa de inflação se mostra bastante sensível às oscilações na taxa de câmbio; a taxa de inflação responde de forma errática e não significativa às variações no resultado nominal do governo; e a política monetária afeta negativamente o nível de utilização da capacidade instalada. Ou seja, o RMI possui diversas limitações dado a condução das políticas fiscais e monetárias bem como da vulnerabilidade externa.

Outro importante trabalho foi o de Mendonça, Dezordi e Curado (2005) cujo objetivo principal foi o de avaliar a adequabilidade da adoção da regra de Taylor original para a determinação da taxa de juros básica da economia brasileira. Esta foi alcançada por meio de um modelo de Vetores Autoregressivos para o período de julho de 1999 a dezembro de 2003 e as séries utilizadas foram: a taxa de juros nominal, a taxa de juros

real, o hiato do produto (diferença entre o valor observado e o potencial) e a taxa de inflação.

A inovação deste estudo diz respeito à introdução de uma nova variável na regra de Taylor, ou seja, o risco-país. A importância dessa variável é justificada pelo fato de que há fortes indícios de que a taxa de juros básica da economia brasileira tem sido utilizada com o objetivo de manter o equilíbrio na balança de pagamentos.

As principais conclusões dos autores mostram que a taxa de juros, mesmo sendo o principal instrumento à disposição do BC para o combate de inflação, não estava sendo utilizada de forma correta durante o período analisado. Isto porque, observou-se um sucessivo descumprimento das metas anunciadas e uma consequência direta a este fato é a dificuldade do BC em reduzir a taxa Selic sem comprometer as expectativas dos agentes econômicos para um possível descontrole da inflação.

Além disso, o fato do BC não responder aos desvios do produto significa que a taxa de juros não se encontra no nível adequado para que o produto potencial seja alcançado. Dessa forma, ela continua alta, o que acaba desestimulando ainda mais a atividade econômica. E, dado a justificativa para a utilização do risco país, concluem que para que a taxa de juros possa ser utilizada de forma efetiva no controle da inflação é preciso que a necessidade de um superávit na conta de capitais seja eliminada.

Para verificar se a adoção do RMI leva a alterações no comportamento de diversas variáveis macroeconômicas, em especial sobre a taxa de desemprego, Mendonça (2005) estimou um modelo VAR para a economia brasileira para o período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2005.

Para tanto, o autor utilizou as seguintes séries de dados: a taxa de desemprego, a taxa de juros básica da economia, a taxa de inflação, a produção física industrial e a credibilidade do regime de metas de inflação.

Além deste modelo VAR, o autor fez uma comparação entre quatorze países que adotaram o regime de metas de inflação, a qual revelou que a adoção desse regime está associada a uma redução nas taxas de juros e de inflação e que um incremento na inflação tende a provocar uma redução no crescimento econômico e que há a possibilidade do *trade-off* inflação-desemprego não ser ínfima.

Para o caso brasileiro, o principal resultado refere-se à importância do desenvolvimento da credibilidade para o bom uso do regime. Ou seja, um aumento na credibilidade implica em diversas vantagens para a economia, como aumento da produção industrial e reduções na taxa de juros, inflação e desemprego.

O principal objetivo do trabalho de Montes (2009) é o de mostrar que a política monetária quando conduzida por meio de uma regra de manipulação da taxa de juros voltada exclusivamente para controlar a inflação, como no caso do regime de metas de inflação, mesmo que consiga atingir seu objetivo, apresenta um resultado pior do que se essa política fosse implementada para atingir também a meta do produto.

O autor destaca que, embora o *mainstream* econômico reconheça a existência de outras pressões inflacionárias que não somente a de demanda, seus modelos de funcionamento da economia e, conseqüentemente, a reação da autoridade monetária, encontram-se fundamentados na relação expressa pela curva de Phillips. Assim, dada à hipótese de neutralidade da moeda no longo prazo, o único objetivo deveria ser o de manter a inflação em um patamar baixo.

Contudo, a adoção de uma regra de reação por meio da manipulação da taxa de juros no regime de metas de inflação, sustentada pela hipótese do *mainstream* com um equilíbrio compatível com a NAIRU (*non-accelerating inflation rate of unemployment*) vem apresentando resultados controversos para a economia brasileira.

Deste modo, o modelo teórico proposto pelo autor mostrou que o crescimento econômico não é estimulado pela inflação, e que a autoridade monetária ao sustentar uma reputação baseada no princípio da neutralidade da moeda, apenas estrangula o crescimento econômico. O uso da taxa de juros, como forma de combater o processo inflacionário, deve ser parcimonioso e estar de acordo com o diagnóstico preciso de inflação.

Mendonça e Sachsida (2012) estimam uma curva de Phillips novo-Keynesiana (NKPC) para a economia brasileira a partir do método GMM<sup>1</sup>-HAC<sup>2</sup>, devido à presença de problemas de especificação observados. A NKPC é à base dos modernos modelos de dinâmica inflacionária, isto porque, assume-se um modelo de fixação de preços com rigidez nominal, o que implica que a dinâmica inflacionária pode ser explicada pela evolução esperada dos custos marginais reais.

As séries utilizadas na estimação da NKPC são: a inflação, expectativa para a inflação futura, taxa de desemprego (custo marginal das firmas) e a taxa de câmbio (choque de oferta). Somado a isso, os períodos amostrais mensais são dados por dados mensais de 2001-2002 a 2004-2012<sup>3</sup> e de janeiro de 1995 a março de 2012<sup>4</sup>.

---

<sup>1</sup> Método dos Momentos Generalizados.

<sup>2</sup> Heterocedasticidade e autocorrelação consistente.

<sup>3</sup> Quando utilizados os dados da pesquisa Mensal do Emprego (PME) para a taxa de desemprego.

Os principais resultados alcançados pelos autores mostram que, a expectativa futura da inflação tem relevância na dinâmica do processo inflacionário. Porém, o peso das expectativas apresenta maior importância que a inflação passada na amostra de 2002, e menor da amostra que inicia em 1995. O desemprego tem impacto negativo sobre a inflação apenas no curto prazo, na amostra mais longo este efeito torna-se difícil de ser captado.

Além disso, para a amostra a partir de 2002, um choque cambial tem efeito negativo, ou seja, uma desvalorização cambial ajuda a combater a inflação (resultado contra intuitivo, mas já constatado na literatura empírica) e, na amostra a partir de 1995, o efeito é positivo.

Assim, o quadro (1)<sup>5</sup> apresenta um resumo dos trabalhos analisados nesta seção com o intuito de demonstrar de forma mais clara os principais objetos de estudo acerca do tema após o período de aplicação do RMI.

## II METODOLOGIA

Os trabalhos empíricos realizados com base em dados de séries temporais supõem que as séries envolvidas sejam estacionárias, isto é, que suas médias, variâncias e covariâncias permaneçam as mesmas independentemente do período de tempo em que sejam medidas. Entretanto, frequentemente, constata-se que as variáveis presentes em modelos macroeconômicos caminham ao longo do tempo de maneira a não apresentarem um comportamento estacionário (de equilíbrio) de longo prazo; ou seja, as variáveis são, em nível, não-estacionárias, o que equivale a dizer que elas possuem tendência temporal estocástica.

Nestes casos, é comum a análise de regressão constatar a presença de forte autocorrelação residual, a qual provoca um viés para baixo no desvio-padrão dos parâmetros estimados na regressão, pressionando para cima as estatísticas  $R^2$ ,  $F$  e  $t$ , o que invalida as inferências tradicionais. Ou seja, quando as séries são não-estacionárias, os procedimentos de estimação tradicionais podem proporcionar a “regressão espúria”.

Por este motivo, o primeiro passo da análise de séries temporais é verificar como o processo estocástico gerador das séries em estudo se comporta ao longo do tempo, isto é, identificar se as variáveis utilizadas são ou não estacionárias. Desta forma, testes sobre a hipótese de raiz unitária desempenham um papel importante, pois podem

---

<sup>4</sup> Quando utilizados os dados da Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade) em conjunto com o Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (Dieese).

<sup>5</sup> O quadro (1) está exposto no Anexo A deste artigo.

auxiliar a avaliar a natureza da não-estacionariedade que a maior parte das séries econômicas apresenta.

O teste mais comum é o teste de raiz unitária Dickey-Fuller, nas versões simples e aumentado. O modelo utilizado neste teste é o seguinte:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Onde  $\beta_1 + \beta_2 t$  é uma tendência determinística, explicada como função linear do tempo, sendo  $\beta_1$  uma constante e  $t$  o tempo. O  $u_t$  é um termo de erro estocástico que segue as hipóteses clássicas de média zero, variância  $\sigma^2$  constante e é não autocorrelacionado. Subtraindo-se  $Y_{t-1}$  de ambos os lados da equação (1), podemos reescrevê-la como:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

onde  $\delta = \rho - 1$ . A hipótese nula a ser testada é a de que  $\delta = 0$ , ou seja, há raiz unitária. Se a hipótese nula for aceita, a série é não-estacionária. Ao contrário, se for rejeitada, a série é estacionária. A distribuição  $t$  utilizada para verificar este teste não segue uma distribuição  $t$  padrão, mas sim uma distribuição assintótica calculada por Mackinnon (1991). Existe a hipótese dos erros serem autocorrelacionados. Neste caso, a solução é o uso do teste de Dickey-Fuller Aumentado, ADF, que segue o modelo:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde  $m$  representa o número de defasagens introduzidas no modelo, suficientes para tornar o termo erro em (2) serialmente independente. Neste caso, a hipótese nula e os valores de referência para o teste estatístico continuam os mesmos.

Neste contexto, o teste de Phillips-Perron, também pode ser feito para identificar se as séries do modelo são estacionárias. Enquanto o teste ADF faz a correção para a maior ordem de correlação serial por adicionar termos defasados diferenciados no lado direito da equação, o teste de Phillips-Perron faz uma correção para a estatística- $t$  do coeficiente de regressão AR(1) considerando a correlação serial. A hipótese nula do teste PP é a mesma do teste ADF. Tanto para o teste ADF como para o teste PP os valores críticos são os tabelados por Dickey-Fuller e MacKinnon (1991).

Ao verificarmos através do teste de raiz unitária que as séries X e Y são estacionárias, concluímos que o modelo em questão a ser estimado será um Vetor Autoregressivo (VAR) e, assim, iniciamos a estimação e as específicas funcionalidades do modelo VAR.



A primeira condição a ser analisada diz respeito à especificação do modelo. Ou seja, primeiro é necessário determinar a ordem de defasagem ( $p$ ) do modelo VAR. Segundo Bueno (2008) a regra é usar tantas defasagens quantas forem necessárias para obter ‘resíduos brancos’ em todas as variáveis endógenas. Porém, há uma probabilidade bastante alta de que a autocorrelação de determinada variável seja diferente de zero mesmo se  $p$  for alto. O problema é escolher a ordem  $p$  que minimiza a formula geral:

$$Cr(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0| + c_T\varphi(m) \quad (4)$$

Em que:

- $\hat{\Gamma}_0 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_t \hat{e}_t'}{T}$
- $c_T \rightarrow$  sequencia que depende do tamanho da amostra;
- $\varphi(m) \rightarrow$  função que penaliza o VAR de grandes ordens, pode representar o numero de parâmetros estimados no modelo VAR.

O tamanho da amostra comum a todas as ordens será  $T - p_{m\acute{a}x}$ . As versões multivariadas dos critérios de seleção são ( $m$  é o número de defasagens e  $mn^2$  o número total de parâmetros estimados em todas as equações):

$$AKAIKE \rightarrow AIC(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{2}{T}mn^2 \quad (5)$$

$$SCHWARZ \rightarrow BIC(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln T}{T}mn^2 \quad (6)$$

$$HANNAN - QUIN \rightarrow HQ(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln \ln T}{T}2mn^2 \quad (7)$$

Enquanto o critério *BIC* é consistente assintoticamente e tende a escolher um modelo mais parcimonioso do que o *AIC* (superestima a ordem do VAR), este último funciona melhor em pequenas amostras, não obstante seja viesado para escolher modelos sobre parametrizados. O critério *HQ* também é assintoticamente consistente, porém é menos forte que o *BIC*.

Depois de determinada a ordem de especificação, estima-se o modelo e verifica-se a ‘estabilidade’ deste por meio de testes residuais. Ou seja, averigua-se se os resíduos são não autocorrelacionado, homecedásticos e normais.

Passada a fase de estimação, parte-se as funcionalidades do modelo que dizem respeito às ferramentas utilizadas na interpretação dos resultados, sendo elas: a causalidade de Granger; o impulso-resposta; e, a decomposição da variância.

Proposto por Granger (1969), o teste de causalidade de Granger será realizado, pois, apesar da análise de regressão lidar com a dependência de uma variável em relação a outras variáveis, isso não implica necessariamente causação. Assim, o problema

consiste em resolver se é possível detectar estatisticamente a direção de causalidade (a existência de precedência nas equações defasadas das duas séries) quando houver temporalmente uma relação linear entre duas variáveis.

Para o impulso-resposta, Enders (1995) assinala que primeiramente é necessário se atentar a identificação da matriz de covariância, trata-se de uma maneira triangular de decompor os resíduos, no caso será utilizada a decomposição de Cholesky. Assim, no caso de  $n$  variáveis endógenas, a matriz de covariância é de dimensão  $n \times n$  e as condições de identificação requerem a imposição de  $\frac{n^2-n}{2}$  restrições.

Como é triangular, forçamos para que a porção superior da diagonal tenha somente zeros. O problema dessa imposição é definir a ordenação das variáveis, que é arbitrária, ainda que atribuídas as razões econômicas, então, a ordenação das variáveis difere a forma das restrições, de modo que diferentes ordenações gerem diferentes restrições. Assim, é possível calcular como as variáveis do modelo respondem a um impulso, ou seja, choque estrutural em qualquer uma das variáveis.

Por fim, a decomposição da variância, segundo Hendry (1995) trata-se de uma forma de descobrir qual a porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. A decomposição do erro de previsão da variância nos diz que a proporção dos movimentos em uma sequência se deve aos seus "próprios" choques e os choques nas outras variáveis.

### 3.1 Dados

Neste subitem será apresentado o modelo a ser estimado e as séries de dados utilizados para este fim. Como podemos notar no quadro (1), muitos são os autores que verificam a efetividade do Regime de Metas de Inflação para a economia brasileira a partir de modelos de Vetores Autoregressivo. Neste artigo, utilizar-se-á da mesma metodologia.

Porém, como o real interesse diz respeito às variáveis reais da economia brasileira, o intuitivo será de atualizar o trabalho de Mendonça (2005) apresentado sucintamente na seção dois, porém analisando como estas variáveis respondem a um choque na taxa de juros<sup>6</sup>. Desta forma, considera-se a taxa de juros como função da taxa

---

<sup>6</sup>Mendonça (2005) averiguou como o desemprego responde a choques em todas as variáveis, neste artigo será verificado como todas as variáveis respondem a um choque na taxa de juros.

de desemprego, taxa de inflação, produção física industrial e índice de credibilidade e, dada a teoria econômica, as relações esperadas são que:

$$\frac{\partial \text{desemprego}}{\partial \text{selic}} > 0, \frac{\partial \text{inflação}}{\partial \text{selic}} < 0, \frac{\partial \text{credibilidade}}{\partial \text{selic}} < 0 \text{ e } \frac{\partial \text{produção}}{\partial \text{selic}} < 0 \quad (8)$$

Desta forma, as variáveis utilizadas são as mesmas utilizadas pelo autor, assim temos:

- **Taxa de desemprego** (*desemp*) – variável auferida para a região metropolitana de São Paulo pela Pesquisa de Emprego e Desemprego (Seade e Dieese/PED);
- **Taxa Selic** (*selic*) – taxa de juros básicos da economia brasileira acumulada no mês e anualizada obtida por meio do Banco Central do Brasil (BCB);
- **Taxa de Inflação** (*inf*) – inflação medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) fornecido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE);
- **Índice de Produção Física Industrial** (*pif*) – série de dados extraída da Pesquisa Industrial Mensal (PIA) do IBGE;
- **Índice de Credibilidade das Metas de Inflação** (*ic*) – série desenvolvida por Mendonça (2005), ou seja, para o seu cálculo foram necessárias as variáveis: expectativa do mercado para a inflação (auferidas a partir do relatório FOCUS disponibilizado pelo BCB) e as metas anuais de inflação estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Dessa forma, segundo o autor, o índice é obtido da seguinte forma:

$$IC = \begin{cases} 1 & \text{se } E(\pi) = \pi_t \\ 1 - \frac{1}{\pi_i^* - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & \text{se } \pi_{min}^* < E(\pi) < \pi_{Max}^* \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq \pi_{Max}^* \text{ ou } E(\pi) \leq \pi_{min}^* \end{cases} \quad (9)$$

Ou seja, o *ic* será igual a um se a inflação anual esperada ( $E(\pi)$ ) for correspondente à meta central ( $\pi_t$ ), estará entre zero e um se a inflação esperada estiver dentro dos limites superior ou inferior ( $\pi_i^*$ ), ou será zero quando a inflação esperada ultrapassar algum dos limites delimitados pelas bandas.

Uma vez que estas variáveis estarão dispostas em um Modelo de Vetor Autoregressivo (VAR), para o período de janeiro de 2002 a outubro de 2013 com dados mensais, é necessário testar a estacionariedade das séries em questão, para então prosseguir com testes que determinam a ordem de defasagem do modelo e sua especificação.

Vale ressaltar que as séries *desemp pif* foram dessazonalizadas pelo método X12 e que em todas as séries foram aplicados o logaritmo para que se obtivesse um conjunto de dados homogêneo e mais uniforme.

Assim, a tabela (1) apresenta os testes de raiz unitários para as variáveis do modelo. Como podemos notar, as séries *lselic*, *linf* e *lpif* já são estacionárias a 1% de significância quando levamos em consideração o teste DickyFuller. Resultado este que só é contrariado pelo teste Phillips Perron para a variável *lselic*.

**Tabela 1: Teste Dickey-Fullere Phillips Perron de raiz unitária**

Teste	Variável	Termos	Valor Tabelado	Valor Crítico			Probabilidade
				1%	5%	10%	
ADF	<i>ldesemp</i>	c,t	-3.023878017	-4.024935	-3.4422	-3.1457	0.129507169
	<i>lselic</i>	c,t	-5.41532013	<b>-4.0259239</b>	<b>-3.4427</b>	<b>-3.146</b>	0
	<i>linf</i>	c	-5.118746482	<b>-3.4771436</b>	<b>-2.882</b>	<b>-2.5777</b>	0
	<i>lpif</i>	c,t	-6.895315565	<b>-4.0244519</b>	<b>-3.442</b>	<b>-3.1456</b>	0
	<i>lic</i>	nenhum	-1.629461034	-2.581466	-1.9431	<b>-1.6152</b>	0.097228989
PP	<i>ldesemp</i>	c,t	-3.111826005	-4.024452	-3.442	-3.1456	0.107609462
	<i>lselic</i>	c,t	-2.955750439	-4.024452	-3.442	-3.1456	0.148617909
	<i>linf</i>	c	-5.15508304	<b>-3.4771436</b>	<b>-2.882</b>	<b>-2.5777</b>	0
	<i>lpif</i>	c,t	-6.898204029	<b>-4.024452</b>	<b>-3.442</b>	<b>-3.1456</b>	0
	<i>lic</i>	nenhum	-1.698174274	-2.581466	-1.9431	<b>-1.6152</b>	8.47E-02

Fonte: Elaboração Própria.

A série *ldesemp* aparentemente não seria estacionária, mas ao relaxarmos um pouco o nível de significância, esta se torna estacionária. Assim como para a variável *lic*, que só se mostra estacionária a 10% nos dois testes em questão.

Nesse ínterim, analisamos a ordem de defasagem do modelo VAR. fazemos isso a partir dos critérios de Previsão de Erros Final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SIC) e Hannan-Quin (HQ) apontados no primeiro subitem desta seção. Desta forma, o resultado do teste alcançado é disposto na tabela (2).

**Tabela 2: Critérios de FPE, AIC, SC e HQ para o VAR**

Defasagem	FPE	AIC	SC	HQ
<b>0</b>	1.67E-11	-10.6279	-10.51973	-10.58392
<b>1</b>	2.17E-15	-19.5755	-18.92668*	-19.31181
<b>2</b>	1.55E-15	-19.9113	-18.7219	-19.42797*

<b>3</b>	1.54E-15	-19.9263	-18.19628	-19.22329
<b>4</b>	1.29e-15*	-20.10496*	-17.83427	-19.18222
<b>5</b>	1.53E-15	-19.951	-17.13967	-18.80857
<b>6</b>	1.77E-15	-19.8232	-16.47118	-18.46102
<b>7</b>	1.62E-15	-19.9324	-16.03979	-18.35057
<b>8</b>	2.05E-15	-19.7307	-15.29742	-17.92915

\*Indica a ordem de defasagem do critério

Fonte: Elaboração Própria.

Como os critérios divergiram<sup>7</sup> um pouco em relação à ordem de defasagem e, os critérios de FPE e AIC apresentaram a mesma ordem, decidiu estimar o modelo VAR com quatro defasagens e com constante.

Como foi destacado no primeiro subitem desta seção, o ordenamento das variáveis é de primordial importância dada a ortogonalização dos erros na decomposição de Cholesky. Esta decomposição nada mais é do que estabelecer a ordem das variáveis que afetam ou não umas as outras.

A primeira variável escolhida foi a *lselic*, ou seja, presume-se que esta variável afeta contemporaneamente todas as outras variáveis, porém nenhuma delas a afeta. Isso é verdade, pois, uma vez que estamos interessados em saber como o RMI se comportou ao longo do tempo na economia brasileira e o instrumento desse regime é a taxa de juros, esta afeta todas as variáveis em questão. Diferente da taxa de desemprego, que não é capaz de influenciar a taxa de juros contemporaneamente, porém, influencia a inflação, a credibilidade e a produção do regime.

A taxa de inflação é capaz de influenciar a credibilidade do regime de metas e a produção da economia. Já a credibilidade, contemporaneamente já influencia a produção, sendo que esta última, dada a dificuldade de aumentar a produção e de alterar a sua capacidade instalada, não é capaz de influenciar nenhuma das outras variáveis. Sob este prisma, a ordenação do modelo de Vetores Autoregressivos a ser estimado será: *lselic* → *ldesemp* → *linf* → *lic* → *lpif*.

Uma vez que não é possível a interpretação dos coeficientes alcançados a partir de um modelo VAR, a análise dos seus instrumentos, isto é, de suas ferramentas é o

<sup>7</sup>Foram testadas as outras duas defasagens apontadas, porém a ordem de 4 defasagens apresentou resultados mais robustos.

procedimento usual. Dessa forma, a próxima seção apresentará os resultados para: o impulso-resposta, a decomposição da variância e a causalidade de Granger.

#### IV RESULTADOS EMPÍRICOS

Nesta seção serão apresentadas as análises dos instrumentos provenientes do modelo VAR. Vale ressaltar que não foi encontrada nem autocorrelação<sup>8</sup> nem heterocedasticidade<sup>9</sup> nos resíduos do modelo desenvolvido. Desta forma, o primeiro objeto de análise diz respeito às funções de impulso resposta dispostas na figura (1).

Muito embora sejam apresentados todos os possíveis impulsos e respostas do modelo estimado, iremos nos concentrar principalmente na primeira coluna que diz respeito a as respostas de todas as variáveis dado um choque na variável *lselic*, e relação entre inflação, desemprego e produto.

A análise de como a *lselic* responde a um choque nela própria revela uma forte inércia desta taxa na economia brasileira. Isto porque, sendo que o tempo considerado perdura por mais de 24 meses, esta taxa não volta ao seu nível inicial dentro deste período. Além disso, tem-se uma resposta positiva, ou seja, se a Selic sofre algum choque, a sua resposta será aumentar nos próximos meses. Isto é reforçado pela a decomposição da variância<sup>10</sup>, na qual a própria taxa é responsável por mais de 50% da sua variação por mais de onze meses.

A resposta da taxa de desemprego a um impulso na taxa de juros é ínfimo nos primeiros cinco meses e então passa a ser positivo. Uma vez que, uma taxa de juros maior gera menos investimento e, por conseguinte, emprego, um desemprego maior era a resposta esperada. Relação esta também ilustrada na tabela (3), na qual a variância da taxa de juros é explicada por pouco mais de 2% no final de seis meses pela taxa de desemprego.

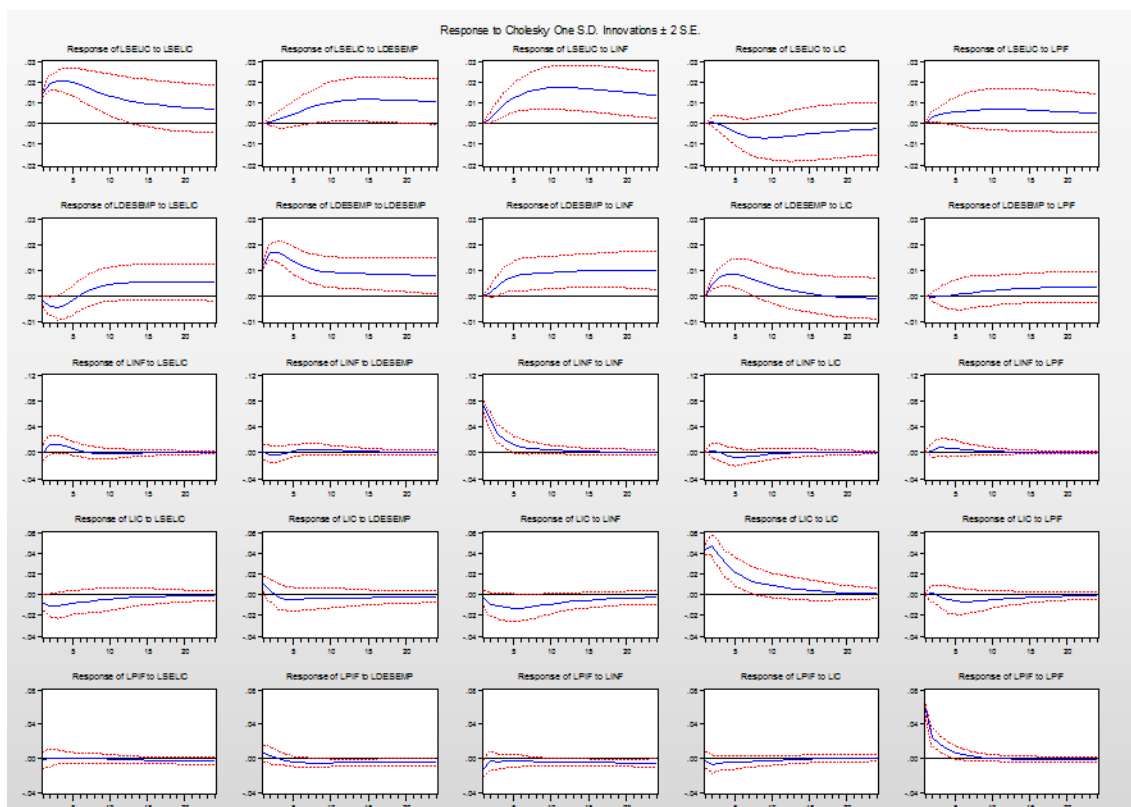
#### **Figura 1: Funções de Impulso Resposta do VAR**

---

<sup>8</sup> Teste apresentado pela Tabela (6) no Anexo A deste artigo.

<sup>9</sup> Teste apresentado pela Tabela (5) no Anexo A deste artigo

<sup>10</sup> A tabela (3) com a decomposição da Variância é exposta no Anexo A deste trabalho.



Fonte: Elaboração Própria.

Em relação à taxa de inflação, no RMI esperava-se que, dado que a taxa de juros é o instrumento de estabilização de preços, um aumento nesta diminuiria a elevação generalizada dos preços. Isto acontece a partir do oitavo mês, ou seja, existe uma defasagem de oito meses até que o instrumento atinja seu alvo e diminua a taxa de inflação.

Porém, um impulso na taxa de inflação, faz a taxa de juros aumentar imediatamente, como se pode notar no terceiro gráfico da primeira linha. Relação esta comprovada ao se analisar o teste de precedência temporal de Granger apresentado na tabela (4)<sup>11</sup>, na qual a taxa de inflação precede temporalmente a taxa de juros, ou seja, variações na inflação acontecem antes de variações na taxa de juros, porém o contrário não se aplica.

Da mesma forma, o índice de credibilidade tende a ser negativo quando acontece um aumento na taxa de juros. Isto acontece, pois, o aumento da taxa de juros, sendo esta a variável de controle para o RMI, significaria uma inflação fora da meta, o que acaba resultando em diminuição da credibilidade do regime.

<sup>11</sup> A tabela (4) é apresentada no Anexo A deste trabalho.

A produção industrial, por sua vez, permanece com impacto negativo nos 24 meses dispostos no gráfico acima, mostrando que, um aumento da taxa de juros na economia brasileira é significativo e não negligenciável nas variáveis reais como o produto e o desemprego. Relação também confirmada no teste de causalidade de Granger da Tabela (4), no qual variações na taxa de juros precedem temporalmente as variações no produto da economia.

Vale ressaltar, que a relação negativa, ou seja, o *trade-off* entre a inflação e o desemprego, demonstrado na curva de Phillips, não se verifica no período em questão. Isto porque, um aumento na taxa de inflação faz com que a taxa de desemprego aumente consideravelmente, ou seja, tem-se uma relação positiva entre as variáveis. Sendo que a inexistência do *trade-off* é reforçada pelo fato de que um aumento da taxa de desemprego não capaz de fazer com que a taxa de inflação tenha variações significativas.

## V CONSIDERAÇÕES FINAIS

Foi proposto neste artigo o desenvolvimento de um modelo de Vetores Autoregressivos para a análise do impacto de choques na taxa juros da economia brasileira em variáveis macroeconômicas específicas.

Os principais resultados alcançados dizem respeito às relações econômicas encontradas, ou seja: (i) a relação positiva entre taxa de juros e a taxa de desemprego não foi verificada, o que foi encontrado foi uma resposta ínfima do desemprego a variação na taxa de juros; (ii) a relação negativa entre a taxa de inflação e a de juros foi alcançada, porém com uma defasagem de oito meses, isto é, o instrumento utilizado pelas autoridades monetárias como forma de atingir a estabilidade de preços passa a, efetivamente, cumprir seu papel com um período considerável de atraso; (iii) quando se analisa a resposta do índice de credibilidade apresentado à respeito de um choque na taxa de juros, a relação negativa é verificada comprovando a ideia de o constante aumento de juros diminui a credibilidade do público em relação a política implementada; e, por fim, (iv) a resposta negativa da produção industrial a um choque nos juros é muito persistente e significativa, demonstrando o alto custo socioeconômico ao produto nacional.

Além do proposto relacionamento de um choque nos juros, adicionalmente foi verificado a existência de um *trade-off* entre inflação e desemprego, ou seja, se um aumento generalizado de preços faz com se diminua a taxa de desemprego da economia.



Todavia, o que foi verificado retrata o contrário a relação expressa pela curva de Phillips. Um choque na inflação faz a taxa de desemprego aumentar consideravelmente e, um choque no desemprego, não tem relação significativa com a inflação.

Desta forma, o que podemos concluir é que a credibilidade do Regime de Metas de Inflação é muito importante para que se atinja o objetivo de estabilização de preços. Ainda existe uma defasagem muito grande entre as mudanças na taxa de juros e a resposta da taxa de inflação e, não se comprovou a relação negativa entre inflação e desemprego, ou seja, na economia brasileira estas variáveis, atualmente, se mostram fortemente positivamente relacionadas. Apesar da robustez desse trabalho, outros estudos devem ser realizados, com diferentes metodologias e amostras, pois essa temática é de fundamental importância para a sociedade, no sentido, que se relaciona com estabilidade de preços, emprego e renda do país.

#### REFERÊNCIAS

BUENO, R. de L. da S.. **Econometria de Séries Temporais**. 1ª ed., São Paulo, 2008.

ENDERS, W..**Applied Econometric Time Series**.Nova York, 1995.

FERREIRA, A. B., JAYME JÚNIOR, F. G.. **Metas de inflação e Vulnerabilidade Externa no Brasil**. Texto apresentado no XXXIII Encontro Nacional de Economia, Natal, 2005.

GRANGER, C. W..**Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods**. *Econometric*, 37:424-438, 1969.

HENDRY, D. F..**Dynamic Econometrics**.Oxford University Press, Oxford, 1995.

MACKINNON, J. G..**Critical values for cointegration tests**. In R. F. Engle and C. W. Granger, *Long-run Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford, 1991.

MENDONÇA, H. F.“Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro”. **Economia e Sociedade**, n. 16.Unicamp, jun. 2001.

MENDONÇA, H. F.; DEZORDI, L. L. e CURADO, M. L.. **A determinação da taxa de juros em uma economia sob metas para inflação: o caso brasileiro**. Fundação de Economia e Estatística (FEE), Governo do Estado do Rio Grande do Sul, 2005.

MENDONÇA, H. F.. **Metas para inflação e variáveis macroeconômicas: uma avaliação empírica**. Texto apresentado no XXXIII Encontro Nacional de Economia, Natal, 2005.

MENDONÇA, M. J., SACHSIDA, A.. **Inflação versus desemprego:** novas evidências para o Brasil. Texto para discussão 1763, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília: Rio de Janeiro, 2012.

MISHKIN, Frederic. “Symposium on the monetary transmission mechanism” *Journal of Economics Perspectives*, v.9,n.4, Fall 1995.

MISHKIN, Frederic. S. Inflation targeting in emerging-market countries. *The American Economic Review*, v. 90, n. 2, p. 105-109, 2000.

MONTES, G. C.. **Política Monetária, inflação e crescimento econômico:** a influencia da reputação da autoridade monetária sobre a economia. *Economia e Sociedade*, v.18. n.2, p.237-259, Campinas, ago.2009.

SILVA, M. E. A., PORTUGAL, M. S.. **A recente experiência Brasileira com Metas de Inflação:** Uma avaliação Preliminar. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2002. 21p. (Texto para Discussão n.4).

TAYLOR, J.B, “Discretion versus policy rules in practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp. 195-214.1993.

#### Anexo A

**Quadro 1: Resumo dos artigos analisados na revisão empírica**

Autores/Ano	Metodologia/Período	Variáveis Utilizadas	Principais Conclusões
SILVA E PORTUGAL (2002)	- Modelo teórico; - Revisão Empírica e Teórica.	-	- RMI se concentra no ambiente doméstico, reduzindo custos sociais reais; - Melhor estratégia de condução da política monetária.
FERREIRA E JAYME JÚNIOR (2005)	- VAR para estimar uma regra de Taylor; - Dados mensais de agosto de 1994 a dezembro de 2003.	- Taxa de juros nominal de curto prazo; - Taxa de inflação; - meta para a inflação; - <i>Gap</i> do produto da economia; - Taxa de câmbio; - Resultado nominal do governo.	- ainda existe inércia inflacionária; - taxa de inflação muito sensível a variações no câmbio; - a taxa de inflação responde de forma errática às variações no resultado do governo;
MENDONÇA, DEZORDI e CURADO (2005)	- VAR para estimar a regra de Taylor original; - dados mensais de julho de 1999 a dezembro de 2003.	- taxa nominal de juros; - taxa de juros real; - hiato do produto; - taxa de inflação; - Risco país.	- A taxa de juros não se encontra no nível adequado para que o produto potencial seja alcançado; - para que a taxa de juros seja utilizada de forma efetiva no controle da inflação é preciso que a necessidade de um superávit na conta de capitais seja eliminada.
MENDONÇA (2005)	- VAR para verificar se as alterações no comportamento de variáveis macroeconômicas se devem ao RMI; - dados mensais de janeiro de	- Taxa de desemprego; - Taxa de juros básica da economia; Produção física industrial; - Credibilidade do RMI.	- Importância da credibilidade para o bom uso do RMI;

	2000 a fevereiro de 2005.		
MONTES (2009)	- Modelo teórico;	-	- Mostrou que o crescimento econômico não é estimulado pela inflação; - A autoridade monetária, ao sustentar sua reputação no sentido da neutralidade da moeda, só estrangula o crescimento econômico.
MENDONÇA e SACHSIDA (2012)	- Estimam a Curva de Phillips Novo-Keynesiana a partir do método GMM-HAC; - Dados mensais de 2001-2002 a 2004 a 2012, e de janeiro de 1995 a março de 2012.	- Taxa de inflação; - Expectativa para a inflação futura; - Taxa de desemprego; - Taxa de câmbio.	- Existem diferenças entre o período mais longo (iniciado em 1995) e o mais curto (iniciado em 2001); - O desemprego tem impacto negativo sobre a inflação apenas no curto prazo, no período mais longo este se torna difícil de ser captado.

Fonte: Elaboração Própria.

**Tabela 3: Decomposição da Variância do Modelo VAR**

Período	<i>Lselic</i>	<i>Idesemp</i>	<i>linf</i>	<i>lic</i>	<i>lpif</i>
1	100	0	0	0	0
2	97.36028	0.146605	0.974367	0.073492	1.445255
3	92.97854	0.386251	4.210828	0.070635	2.35375
4	87.32064	0.786485	8.474951	0.423715	2.994211
5	81.18043	1.411787	12.775	1.135781	3.496996
6	75.10767	2.271572	16.69018	2.006987	3.923587
7	69.41002	3.320001	20.12151	2.853282	4.295186
8	64.2429	4.483566	23.0849	3.569855	4.618775
9	59.6651	5.689111	25.62686	4.120817	4.898113
10	55.6726	6.879501	27.79891	4.512049	5.13694
11	52.22385	8.017408	29.65102	4.768354	5.339362
12	49.2591	9.082478	31.22954	4.91928	5.509605
13	46.71342	10.06643	32.57629	4.992093	5.651772
14	44.52448	10.96853	33.72808	5.009203	5.76971
15	42.63631	11.79223	34.71663	4.98789	5.866943
16	41.00056	12.54303	35.5688	4.940967	5.946643
17	39.57647	13.22715	36.30706	4.8777	6.011619
18	38.33012	13.85085	36.95004	4.804671	6.064324
19	37.23346	14.42008	37.51311	4.726487	6.106869
20	36.26338	14.94034	38.0089	4.646328	6.141051
21	35.40084	15.4166	38.44783	4.566348	6.168383
22	34.63008	15.85335	38.83847	4.487976	6.190129
23	33.93805	16.25459	39.1879	4.412123	6.207334
24	33.31392	16.62388	39.50199	4.339341	6.220864

Fonte: Elaboração Própria.

**Tabela 4: Teste de Precedência Temporal de Granger VAR(4)**

---

Hipótese Nula:	OBS:	Estatística-F	Probabilidade
LDESEMP does not Granger Cause LSELIC	138	4.0987641	0.003683459
LSELIC does not Granger Cause LDESEMP		2.549105	0.042343135
LINF does not Granger Cause LSELIC	138	1.6680701	0.161328268
LSELIC does not Granger Cause LINF		1.6133788	0.174775302
LIC does not Granger Cause LSELIC	138	3.0446062	0.019504892
LSELIC does not Granger Cause LIC		1.8345872	0.126079475
LPIF does not Granger Cause LSELIC	138	0.9156524	0.457000764
LSELIC does not Granger Cause LPIF		2.3255944	0.059831613
LINF does not Granger Cause LDESEMP	138	2.7355953	0.031665729
LDESEMP does not Granger Cause LINF		1.6520605	0.165162027
LIC does not Granger Cause LDESEMP	138	3.4236701	0.010726907
LDESEMP does not Granger Cause LIC		1.9065149	0.11321378
LPIF does not Granger Cause LDESEMP	138	1.4391869	0.224742491
LDESEMP does not Granger Cause LPIF		3.4992849	0.009518067
LIC does not Granger Cause LINF	138	0.8680182	0.48512716
LINF does not Granger Cause LIC		1.4193478	0.231184157
LPIF does not Granger Cause LINF	138	0.3924666	0.813738842
LINF does not Granger Cause LPIF		0.1486506	0.963306106
LPIF does not Granger Cause LIC	138	0.7144884	0.583482634
LIC does not Granger Cause LPIF		0.3480309	0.845003095

Fonte: Elaboração Própria.

**Tabela 5: Teste de Heterocedasticidade**

Chi-sq	df	Probabilidade
<b>624.665</b>	600	0.2352

Fonte: Elaboração Própria.

**Tabela 6: Teste de Autocorrelação**

Lags	LM-Stat	Probabilidade
<b>1</b>	35.5565	0.0786
<b>2</b>	30.3388	0.2119
<b>3</b>	22.6124	0.6002
<b>4</b>	24.7463	0.4767
<b>5</b>	23.0493	0.5747
<b>6</b>	19.1847	0.7882
<b>7</b>	41.2289	0.0217
<b>8</b>	23.6988	0.5368
<b>9</b>	17.1638	0.8758

---

<b>10</b>	18.2466	0.8317
<b>11</b>	30.2329	0.2157
<b>12</b>	39.3802	0.0337

---

Fonte: Elaboração Própria.