



UNIVERSIDADE FEDERAL DE OURO PRETO

DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Disciplina: Estatística Descritiva e Bases de Dados

Docente: Carlos Eduardo Da Gama Torres

Discente: Leonardo da Silva Dias Júnior

Uma análise do Modelo VAR utilizado pelo Banco Central do Brasil ao Câmbio Brasileiro e o *pass-through* sobre a Inflação.

O objetivo deste artigo é mostrar uma metodologia inicial para entendermos a existência de respostas da inflação a impulsos do câmbio.

Formalmente, o *pass-through* da taxa de câmbio pode ser definido como a variação na inflação resultante da variação na taxa de câmbio nominal (DE ASSIS et al.2019)

A necessidade de se compreender tal fenômeno ocorreu principalmente após a década de 70 com o fim do sistema de Bretton Woods e a consequente adoção do câmbio flutuante por diversos países, contudo, a livre flutuação das moedas não garantiu o equilíbrio dos balanços de pagamentos, como previa a condição de Marshall-Lerner. Nesse contexto, diversos autores se propuseram a buscar explicações para o que estava ocorrendo, surgindo a necessidade formal de estudar a relação entre taxas de câmbio e o preço dos bens comercializados (COUTO e FRAGA, 2014).

Como observado por Plihon (1995), os regimes de câmbio estão mais vulneráveis à ataques especulativos devido ao processo de globalização financeira dos anos 90. Como essa maior vulnerabilidade dos países, esses podem ser alvos de excessivas variações cambiais, levando a um possível descontrole dos preços na economia doméstica.

Por isso, pesquisas no sentido da compreensão dos efeitos das variações cambiais sobre a inflação ganharam importância em uma economia cada vez mais globalizada. Com isso, podem ser traçadas políticas que visam a redução dos efeitos das variações da taxa de câmbio sobre a inflação. Isto se justifica cada vez mais porque nos últimos anos o Brasil utilizou a política de elevadas taxas de juros, com o objetivo de reduzir as variações cambiais e controlar a inflação.

Entretanto, mesmo essa política se mostrando eficiente em seu principal objetivo (controle da inflação), ele também tem inibido a volta do crescimento econômico, sendo registradas taxas de crescimento aquém da necessária à obtenção do equilíbrio e longo prazo.

Abaixo segue estatística descritiva das variáveis utilizadas para construção do modelo VAR.

Inflacao	Selic	Cambio	Industria
Min. : -0.3800	Min. : 1.90	Min. : 1.563	Min. : 66.10
1st Qu.: 0.2700	1st Qu.: 8.04	1st Qu.: 2.031	1st Qu.: 82.00
Median : 0.4600	Median : 11.18	Median : 2.597	Median : 86.50
Mean : 0.5158	Mean : 11.67	Mean : 2.898	Mean : 88.34
3rd Qu.: 0.7100	3rd Qu.: 14.15	3rd Qu.: 3.480	3rd Qu.: 97.60
Max. : 3.0200	Max. : 26.32	Max. : 5.651	Max. : 106.60



UNIVERSIDADE FEDERAL DE OURO PRETO

DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

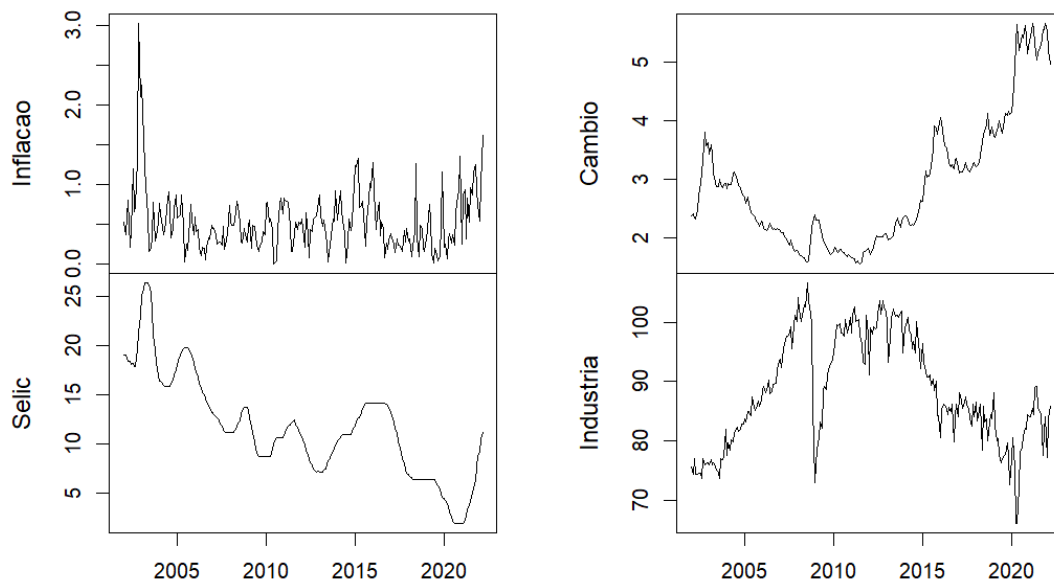
Disciplina: Estatística Descritiva e Bases de Dados

Docente: Carlos Eduardo Da Gama Torres

Discente: Leonardo da Silva Dias Júnior

Para este artigo utilizamos a séries temporais para estimar um VAR(2) com os dados mensais e sazonalmente ajustados para a inflação, câmbio nominal (US\$/R\$), taxa de juros – Selic e Produção Industrial (2012=100) com ajuste sazonal - Minas Gerais, dados de 2002M1 a 2022M3. Fonte: Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

Séries Temporais



O gráfico indica a presença de raiz unitária, pode-se verificar usando o teste de Dickey-Fuller.

Em teoria de probabilidade e estatística, uma raiz unitária é uma característica de alguns processos estocásticos (como passeios aleatórios) que podem causar problemas em inferência estatística envolvendo modelos de séries temporais. Um processo estocástico linear possui uma raiz unitária se 1 for a raiz da equação característica do processo.

Teste da Raiz Unitária

Dessa forma o primeiro passo para determinar que não há raiz unitária é realizar o teste Dickey-Fuller¹. Relembrando as estatísticas do teste:

¹ David A. Dickey and Wayne A. Fuller. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association Vol. 74, No. 366 (Jun. 1979), pp. 427-431 (5 pages) Published By: Taylor & Francis, Ltd.



UNIVERSIDADE FEDERAL DE OURO PRETO

DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Disciplina: Estatística Descritiva e Bases de Dados

Docente: Carlos Eduardo Da Gama Torres

Discente: Leonardo da Silva Dias Júnior

Modelo	Hipótese	Estatística de teste
$\Delta prod_t = a_0 + \gamma prod_{t-1} + a_2 t + \epsilon_t$	$\gamma = 0$	τ_3
	$\gamma = a_2 = 0$	ϕ_3
	$a_0 = \gamma = a_2 = 0$	ϕ_2
$\Delta prod_t = a_0 + \gamma prod_{t-1} + \epsilon_t$	$\gamma = 0$	τ_2
	$\gamma = a_2 = 0$	ϕ_1
$\Delta prod_t = \gamma prod_{t-1} + \epsilon_t$	$\gamma = 0$	τ_1

Ou seja, para $|T_{calculado}| < |T_{tabelado}|$ temos aceitamos H_0 , que implica a existência da raiz unitária e para $|T_{calculado}| > |T_{tabelado}|$ rejeitamos H_0 em favor de H_a , que implica a não existência da raiz unitária. Dessa forma nota-se tendência ascendente nas séries Selic e Câmbio, e quebra de tendência na série Industria durante a crise financeira internacional de 2008².

O comando abaixo realizou o teste Dickey-Fuller e constatou a ausência da raiz unitária em todas as séries na primeira diferença com duas defasagens.

```
adf1 <-summary(ur.df(diff(data[, "Selic"]), type = "trend", lags = 2))
adf2 <-summary(ur.df(diff(data[, "Inflacao"]), type = "drift", lags = 2))
adf3 <-summary(ur.df(diff(data[, "Cambio"]), type = "trend", lags = 2))
adf4 <-summary(ur.df(diff(data[, "Industria"]), type = "trend", lags = 2))
```

Como resultados obtivemos:

Inflacao			Tcalculado
Value of test-statistic is:			-11,22
Critical	values	for	test
%	1pct	5pct	10pct
tau2	-3.46	-2.88	-2.57
phi1	6.52	4.63	3.81

Cambio			Tcalculado
Value of test-statistic is:			-7,92
Critical	values	for	test
%	1pct	5pct	10pct
tau3	-3.99	-3.43	-3.13
phi2	6.22	4.75	4.07
phi3	8.43	6.49	5.47

Industria			Tcalculado
Value of test-statistic is:			-9,58
Critical	values	for	test
%	1pct	5pct	10pct
tau3	-3.99	-3.43	-3.13
phi2	6.22	4.75	4.07
phi3	8.43	6.49	5.47

Selic			Tcalculado
Value of test-statistic is:			-4,14
Critical	values	for	test
%	1pct	5pct	10pct
tau3	-3,99E+00	-3,43E+00	-3,13E+00
phi2	6,22E+00	4,75E+00	4,07E+00
phi3	8,43E+00	6,49E+00	5,47E+00

² VER (Luiz Carlos Bresser-Pereira. A crise financeira de 2008).



UNIVERSIDADE FEDERAL DE OURO PRETO

DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Disciplina: Estatística Descritiva e Bases de Dados

Docente: Carlos Eduardo Da Gama Torres

Discente: Leonardo da Silva Dias Júnior

A hipótese da raiz unitária é rejeitada no nível de 1% para as primeiras diferenças de todas as séries observadas, de modo geral o teste indica que as séries podem ser tratadas como variáveis.

Estacionaridade

Para determinar a estacionaridade das séries devemos usar tantas defasagens quantas forem necessárias para obter “resíduos ruído brancos” em todas as variáveis endógenas. Como observado na etapa anterior a partir da primeira diferença com duas defasagens obtivemos a estacionaridade. Contudo, considerando um VAR (m), em que $m = 0, 1, 2, \dots, p_{\max}$. O problema é escolher a ordem p que minimiza o critério de informação.

A função VARselect do pacote vars retorna os critérios de informação e o erro de predição para o aumento sequencial da ordem de defasagem até um processo VAR (p) que se baseiam no tamanho da amostra.

```
vars::VARselect(dados, lag.max = 15, type = "const")
```

A melhor defasagem de acordo com critérios AIC dá-se em $p = 10$. Para maior ajuste do modelo iremos tratar o modelo daqui por diante na segunda diferença.

	AIC(n) 10	HQ(n) 4	SC(n) 4	FPE(n) 10
Critério	2	4	8	10
AIC(n)	-1,99E+07	-2,04E+07	-2,04E+07	-2,05E+07
HQ(n)	-1,97E+07	-2,00E+07	-1,96E+07	-1,95E+07
SC(n)	-1,93E+07	-1,93E+07	-1,84E+07	-1,80E+07
FPE(n)	2,33E-03	1,42E-03	1,34E-03	1,27E-03

O número de diferenças defasadas incluídas no teste Dickey-Fuller considerou os valores sugeridos pelo critério AIC, com $p_{\max} = 15$. Com uma ordem de defasagem máxima de $p_{\max} = 15$. Enquanto a metodologia AIC e FPE sugerem $p = 10$, HQ e SC propõe $p = 4$, a isto deve-se a metodologia matemática utilizada. Neste artigo não iremos nos aprofundar neste tema, iremos adotar a metodologia AIC.

A função impulso resposta³

Dessa forma o modelo ficara como:

```
model <- vars::VAR(dados, p = 10, type = "const")
```

A tabela abaixo mostra a Matriz de Variância em que os elementos da diagonal representam a variância, os elementos fora da diagonal a covariância que apresentam simetria, podemos supor que há correlação contemporânea.

³ (ENDERS, 2015)



UNIVERSIDADE FEDERAL DE OURO PRETO

DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Disciplina: Estatística Descritiva e Bases de Dados

Docente: Carlos Eduardo Da Gama Torres

Discente: Leonardo da Silva Dias Júnior

	Inflacao	Selic	Cambio	Industria
Inflacao	0.7534106600	-0.0010981614	0.0009429763	-0.0010157429
Selic	-0.0010981614	0.0006250350	-0.0000647581	0.0001181564
Cambio	0.0009429763	-0.0000647581	0.0013836153	-0.0002353341
Industria	-0.0010157429	0.0001181564	-0.0002353341	0.0010921860

A seguir temos a Matriz de correlação.

	Inflacao	Selic	Cambio	Industria
Inflacao	1.00000000	-0.05060555	0.02920634	-0.03540948
Selic	-0.05060555	1.00000000	-0.06963607	0.14300681
Cambio	0.02920634	-0.06963607	1.00000000	-0.19143836
Industria	-0.03540948	0.14300681	-0.19143836	1.00000000

Aqui temos a Matriz de Decomposição de Cholesky, que representam os choques das variáveis umas as outras direta e indiretamente.

	Inflacao	Selic	Cambio	Industria
Inflacao	0.867992316	0.000000000	0.000000000	0.000000000
Selic	-0.001265174	0.024968667	0.000000000	0.000000000
Cambio	0.001086388	-0.002538527	0.037094352	0.000000000
Industria	-0.001170221	0.004672891	-0.005990146	0.03214185

As colunas indicam a variável que está recebendo um choque e as linhas indicam o efeito desse choque sobre cada variável. Observa-se que um choque na Selic tem um efeito contemporâneo sobre o Câmbio, mas não o inverso. Um choque de uma unidade na Selic em t leva a uma queda no Câmbio de $-0,0025^4$. Um choque de uma unidade no Câmbio em t não leva a uma variação na Selic pois o valor na matriz é nulo.

Dessa forma a partir da Matriz de Decomposição de Cholesky conseguimos construir as funções de impulso e resposta das variáveis umas com as outras. Usamos no estudo da decomposição de Cholesky as referências (GOLUB; LOAN, 2012), (TSUMURA, 2017), (RUGGIERO; LOPES, 1997) e (WATKINS, 2004).

Inflacao = 0.8679 (Inflacao)	(1)
Selic = -0.0012 (Inflacao) + 0.0249 (Selic)	(2)
Cambio = 0.0010 (Inflacao) -0.0025 (Selic) + 0.0370 (Cambio)	(3)
Industria = -0.0011 (Inflacao) + 0.0046 (Selic) + -0.0059 (Cambio) + 0.0321 (Industria)	(4)

A partir das estatísticas acima conseguimos construir a função impulso-resposta com o intuito de observar a resposta que a inflação apresenta dado um impulso do câmbio. Sims (1980) e

⁴ Aqui devemos observar que apesar da entrada de moeda estrangeira buscando maior eficiência marginal do capital, o que propicia aumento das reservas internacionais e consequentemente valorização da moeda nacional. O impacto dos juros mais altos na economia é observado como desestímulo da demanda agregada - política monetária contracionista. Como o crédito fica mais caro, a pessoa física tende a reduzir gastos. Já as empresas contraem os investimentos e geram menos empregos, o que reduz a moeda circulante M1. O que implica que o efeito contracionista é mais prejudicial ao câmbio do que o efeito aumento das reservas internacionais.



UNIVERSIDADE FEDERAL DE OURO PRETO

DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

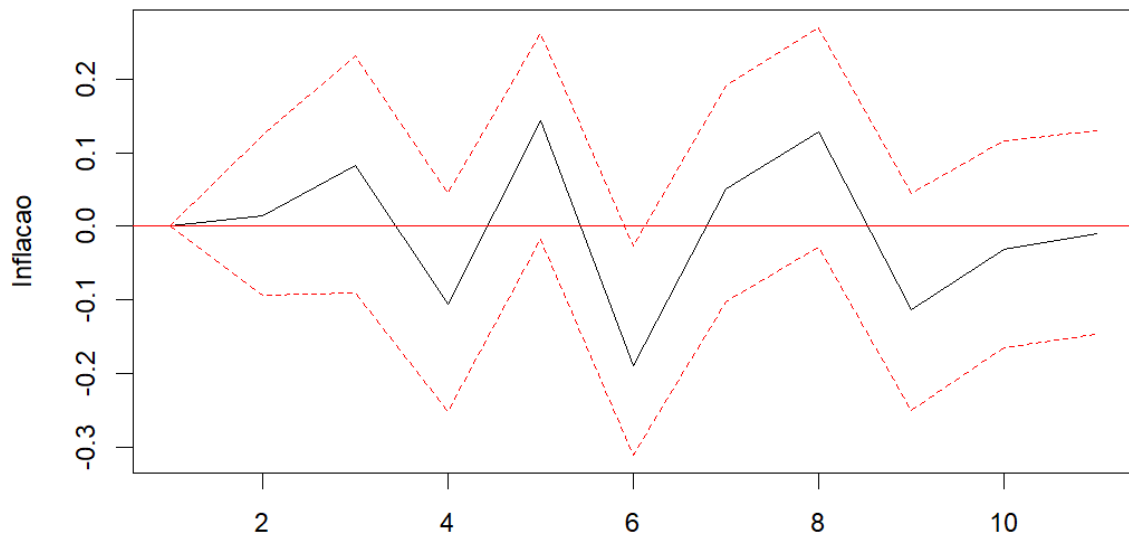
Disciplina: Estatística Descritiva e Bases de Dados

Docente: Carlos Eduardo Da Gama Torres

Discente: Leonardo da Silva Dias Júnior

Sims, Stock e Watson (1990) argumentaram que o objetivo do VAR é determinar as inter-relações entre as variáveis, não determinar as estimativas dos parâmetros.

Orthogonal Impulse Response from Cambio



Como a análise do gráfico acima indica podemos observar que um choque de uma unidade no câmbio não apresenta resposta na inflação contemporânea. Contudo via efeito indireto apresenta significância estatística no período $t+6$, haja vista o intervalo de confiança não abranger o zero no período $t+6$. Também podemos observar que a série tende a convergir para seu estado natural após o choque para o período observado. Temos assim que o impacto da taxa de câmbio sobre os preços é deflacionário.

Para compreender como o pass-through cambial pode afetar os níveis de preços é necessário expor quais são os canais de transmissão da variação da taxa de câmbio para a inflação. Com base na literatura é possível encontrar três vias de transmissão que variam de acordo com as condições e contexto de cada economia.

De acordo com Amitrano et al. (1997), o primeiro mecanismo de repasse cambial se dá quando as firmas diante de alterações nos custos marginais oriundos de variações nas taxas de câmbio optam por repassar as alterações para o preço final dos produtos, objetivando manter inalterado o mark-up. A decisão da firma do quanto repassar irá determinar a magnitude do pass-through (ROGOFF, 1996).

O segundo canal de transmissão explicitado por Amitrano et al. (1997) aponta que a participação de bens importados na cesta de consumo doméstica influencia no repasse cambial para os preços gerais da economia, uma vez que a proporção de bens importados é diretamente proporcional ao grau de repasse. Nesse caso, o grau de abertura da economia possui influência direta, pois espera-se que quanto maior o grau de abertura maior a participação de bens importados nas cestas de consumo.



UNIVERSIDADE FEDERAL DE OURO PRETO

DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Disciplina: Estatística Descritiva e Bases de Dados

Docente: Carlos Eduardo Da Gama Torres

Discente: Leonardo da Silva Dias Júnior

O terceiro canal de transmissão ocorre a partir da dinâmica de preços após variações cambiais, uma vez que alterações nos níveis dos preços domésticos requerem alterações nos salários nominais a fim de compensar eventuais perdas reais do poder de compra.

Com isso, a magnitude do pass-through irá depender em grande parte das condições conjunturais e estruturais da economia (DE SOUZA et al., 2011). A condução da política econômica também influencia no grau de repasse, diante de políticas expansionistas é esperado que os trabalhadores tenham maior poder de barganha e reposição real dos salários enquanto em cenários de políticas contracionistas, o poder de barganha tende a ser menor (DE SOUZA et al., 2011).

Por fim, é possível tirar conclusões a respeito do modelo, a primeira consiste em reafirmar a relevância da taxa de câmbio na determinação da inflação, a segundo é que a política econômica tem papel central na estabilidade dos preços.