

**Insper**  
**Ciências Econômicas**

**Alejandro Ortiz Cruceño**

**A alta do dólar deveria ser uma preocupação para o Banco Central do  
Brasil?**  
**Uma análise do repasse cambial para a economia brasileira**

**São Paulo**  
**2020**  
**Alejandro Ortiz Cruceño**

**Alejandro Ortiz Cruceño**

**A alta do dólar deveria ser uma preocupação para o Banco Central do  
Brasil?  
Uma análise do repasse cambial para a economia brasileira**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para a obtenção do Grau de Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador: Prof. Antônio Morales

**São Paulo  
2020**

Cruceño, Alejandro Ortiz

A alta do dólar deveria ser uma preocupação para o Banco Central do Brasil?

Uma análise do repasse cambial para a economia brasileira.

Alejandro Ortiz Cruceño – São Paulo, 2020.

36 f

TCC (graduação) – Insper, 2020

Orientador: Antonio Morales

Co-orientador: Juliana Inhasz

1. Repasse cambial 2. Hiato do produto. Inflação. Taxa de cambio. Banco Central do Brasil

**Alejandro Ortiz Cruceño**

**A alta do dólar deveria ser uma preocupação para o Banco Central do Brasil?**

**Uma análise do repasse cambial para a economia brasileira**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para a obtenção do Grau de Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador: Prof. Antônio Bruno Morales

**Banca Examinadora:**

-----  
Antônio Bruno Morales  
Insper

-----  
Juliana Inhasz  
Insper

**São Paulo  
2020**

## RESUMO:

A política monetária brasileira encontra-se em um momento histórico. A taxa básica de juros nunca esteve no patamar de 3,00% a.a em que se encontra hoje. O ciclo de cortes é mais do que bem-vindo, mas seus efeitos sobre o câmbio e, portanto, sobre os preços tem gerado discussões entre analistas e economistas. Neste trabalho, objetiva-se analisar o que é o repasse cambial, quais seus determinantes, características, canais de transmissão e até que ponto seu comportamento inviabiliza uma continuidade no ciclo de cortes por parte do BCB. Partindo do arcabouço novo-keynesiano que contempla a interação entre o mercado de bens e serviços, trabalho, cambial, além de uma função de reação da autoridade monetária, propõe-se a identificação de um Vetor Autoregressivo (VAR) com o intuito de executar uma análise pós-estimação via Funções de Resposta ao Impulso. Desta forma, pretende-se analisar como se comporta a inflação quando a taxa de câmbio sofre uma inovação. Os resultados indicam que uma depreciação de 10% na taxa de câmbio R\$/US\$ elevam o IPCA em 0,47 p.p no longo prazo.

Palavras-chave: Repasse Cambial. Hiato do produto. Inflação. Taxa de câmbio. Banco Central do Brasil.

## ABSTRACT:

Brazilian monetary policy is currently going through a historical moment. The policy interest rate has never been as low as it is now, at 3,00%. The interest rate cuts are more than welcome, but its effect of the exchange rate and its subsequent pass-through to prices has ignited a discussion between analysts and economists. Hence, this thesis aims to explain what exchange rate pass-through, what are its determinants, characteristics and channels of transmission and to what extent it can hinder monetary policy's ability to stimulate the economy. We set out from a new-keynesian framework that establishes the macroeconomic relationship between economic activity (IS curve), interest rates (monetary rule), exchange rates (Interest Parity Condition) and inflation (Phillips Curve) to estimate a Vector Autoregression of order 1. After this, we estimate Impulse Response Functions to determine the trajectory of inflation when the exchange rate suffers an innovation. The results indicate that a 10% depreciation in the R\$/US\$ exchange rate leads to an increase of 0,47 percentage points in the IPCA in the long-run.

Keywords: Exchange rate pass-through. Output gap. Inflation; Exchange rate. Brazilian Central Bank

### **Lista de Ilustrações e Tabelas:**

Figura 1 – IPCA e Taxa de câmbio.....	11
Tabela 1 – Raízes do polinômio autorgresseivo.....	19
Figura 2 – Função de resposta ao impulso do IPCA ao cambio.....	22
Figura 3 – Função de resposta ao impulso acumulada do IPCA ao cambio.....	22

### **Lista de Siglas:**

ABNT – Associação Brasileira de Normas Técnicas

IBGE – Instituto Brasileiro de Estatística e Geografia

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada



## Sumário

1 INTRODUÇÃO.....	10
2 REVISÃO TEÓRICA E DE LITERATURA.....	13
2.1 A determinação da taxa de câmbio e os fatores que a direcionam.....	13
2.2 Repasse cambial: o que é e quais seus determinantes e canais de transmissão.....	15
3 METODOLOGIA EMPÍRICA.....	18
3.1 Vetor Autogressivo.....	18
3.2 Função de Resposta ao Impulso.....	23
4 RESULTADOS ENCONTRADOS.....	25
5 LIMITAÇÕES.....	28
6 CONCLUSÃO.....	29
7 APÊNDICE.....	30
8 REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICAS.....	35

## 1. INTRODUÇÃO:

A taxa de cambio, ou seja, o preço da moeda de um país em termos da moeda de outro, é a variável mais importante no estudo das economias abertas. É uma das variáveis fundamentais que conecta os fluxos de produção entre as economias ao redor do mundo. A dinâmica pela qual a taxa de cambio afetou as economias ao longo da história, porém, nem sempre foi a mesma. Isto deve-se às mudanças de regime cambial pela qual as sociedades passaram.

Em primeira instância, o mundo operou um regime de câmbio com lastro no ouro, onde se fixava uma paridade entre uma determinada quantidade de ouro e a unidade monetária de um país. Pós Segunda Guerra Mundial, determinou-se na chamada Conferência de Bretton Woods o padrão ouro-dólar, onde se determinava uma paridade entre uma determinada quantidade de ouro e um dólar. Desta forma, indiretamente fixava-se, por tabela, uma paridade fixa entre o ouro, dólar e qualquer outra moeda. Assim, o dólar passou a exercer o papel de moeda de reserva mundial. Por último, nos anos 1970, com o advento do neoliberalismo, o sistema de Bretton Woods foi aposentado e o mundo estabeleceu o regime de câmbio flutuante, onde a determinação do valor de troca entre as diferentes moedas ficou completamente à mercê da interação entre oferta e demanda por divisas. Desde então, é este o regime cambial que o atual sistema monetário internacional adota. Sua adesão, entretanto, não veio sem justificativas. Na época, proponentes do regime de câmbio flutuante argumentavam que o mesmo, além de condizer com os preceitos do livre mercado, funcionava com um mecanismo de estabilização automático face a choques externos.

Desde a adoção do regime de câmbio flutuante, o repasse cambial – definido informalmente como a variação nos preços domésticos devido a uma variação na taxa de cambio – é um fenômeno que tem ocupado a mente dos economistas. Naturalmente, a análise deste fenômeno econômico não poderia ter ocorrido de forma rigorosa anterior ao regime de câmbio flutuante devido à invariabilidade das taxas de câmbio nos regimes fixos.

A importância do repasse cambial explica-se em função de seus corolários para a implementação da política monetária. Haussman, Panizza e Rigobon (2006) identificaram na alta volatilidade das taxas de câmbio um ponto central de preocupação para os Bancos Centrais. Sabe-se que o papel do banco central é o de guardião da estabilidade de preços. Via utilização da taxa de juros sobre reservas bancárias, o Banco Central baliza a demanda

agregada e, portanto, o comportamento dos preços na economia (está dinâmica é captada de forma sucinta e clara pela Curva de Phillips de curto prazo). Ocorre que, como o câmbio é flutuante, o Banco Central não pode controlá-lo quando quiser e da forma que bem entender, pois isto ocasionaria graves problemas com relação à sua credibilidade perante os participantes de mercado. Desta forma, os Bancos Centrais têm de ficar monitorando cuidadosamente a evolução da taxa de câmbio para poder identificar de qual forma fatores externos – como um aumento na taxa de juros externa ou no prêmio de risco – e internos – como uma diminuição da taxa de juros doméstica – podem depreciar a moeda local, elevar o custo das importações e ocasionar uma aceleração da inflação.

Atualmente, o Brasil encontra-se em um momento notadamente histórico no que tange à implementação da política monetária. Desde a estabilização em 1994, o juro básico da economia, a taxa Selic, nunca esteve em um patamar tão baixo quanto está hoje: 3,00% ao ano. As expectativas de analistas e economistas é de que o Copom (Comitê de Política Monetária), corpo do BCB responsável pela determinação da taxa, siga em frente com o ciclo de cortes em sua próxima reunião nos dias 15 e 16 de junho. Muito disto deve-se, logicamente, em função dos efeitos desinflacionários decorrentes do Covid-19.

Uma dúvida que resta, porém, é até que ponto o ciclo de cortes pode ter repercussões alarmantes, tendo em vista que uma redução da taxa aumenta o diferencial de juros, deprecia o câmbio e gera uma alta dos preços locais, possivelmente tornando a obtenção da meta inflacionária um trabalho mais árduo. As intervenções do Banco Central em setembro do ano passado no mercado de câmbio – onde a instituição entrou vendendo dólares a vista combinado com swaps reversos, mostrando-se incomodado com o limiar de R\$ 4,20 – sugerem que o repasse cambial é um tema a ser considerado. Em sua última ata (referente à última reunião de 2019), também, os dirigentes do Banco Central adotaram uma posição mais hawkish<sup>1</sup>, argumentando que este novo patamar de juros é notadamente histórico e que, como não houve episódio igual na história econômica do Brasil, há de se adotar uma postura mais cautelosa. Além disto, o fracasso dos leilões da cessão onerosa que acabaram não contando com a presença em massa de empresas estrangeiras frustrou as expectativas de um grande influxo de divisas estrangeiras, levando o dólar a voltar operar ao redor dos R\$ 4,15 – R\$ 4,20. Ademais, uma possível frustração com o avanço das reformas fiscais pode continuar exercendo pressão

---

<sup>1</sup> Adotar uma posição mais hawkish implica em adotar uma postura mais cautelosa na implementação da política monetária. Tal característica geralmente se assimila a um corpo decisório que reduz a taxa de juro com maior cuidado, visando uma preocupação maior com a inflação do que com a atividade econômica.

vendedora sobre o real, contribuindo ainda mais para a desvalorização do real frente ao dólar. Em suma, existem uma gama de fatores político-econômicos que ameaçam uma constante depreciação do real, possivelmente colocando em xeque a manutenção da meta inflacionária por parte das autoridades monetárias.

Desta forma, o objetivo deste trabalho, via identificação de um VAR (Vetor Autorregressivo), é estimar o grau de repasse para a economia brasileiro e verificar até que ponto isto pode ser um problema para que o BC consiga (i) proceder com as políticas estimulativas de curto prazo para alavancar o crescimento da economia brasileira e (ii) atingir suas metas de inflação de 4,00% para o ano de 2020.

O trabalho está organizado da seguinte forma. Na revisão teórica e de literatura versa-se sobre como se determina a taxa de câmbio de equilíbrio e quais os fatores que condicionam sua direção. Depois, define-se formalmente o repasse cambial e promove-se uma discussão em torno de seus canais de transmissão e dos fatores que determinam sua intensidade. Na terceira sessão, apresenta-se o modelo novo-keynesiano que embasa a estruturação do modelo empírico; um VAR de ordem um. Logo após, verifica-se a condição de estabilidade do sistema para estimar Funções de Resposta ao Impulso e interpretar os resultados. Por último, citam-se limitações junto com uma conclusão.

## 2. REVISÃO TEÓRICA E DE LITERATURA:

### 2.1 A determinação da taxa de câmbio e os fatores que a direcionam

Antes de entrar em uma discussão mais profunda acerca do repasse cambial é necessário estabelecer formalmente como a própria taxa de câmbio é determinada e quais os fatores que condicionam sua direção. Dentro do pensamento macroeconômico convencional, a taxa de câmbio entre quaisquer duas moedas se determina a partir da Paridade Descoberta de Juros (PDJ). A PDJ é uma condição de não-arbitragem, isto é, de equilíbrio, que “determina que os retornos esperados de investimentos denominados em distintas moedas são equalizados quando expressos na mesma unidade monetária” (Parente). Ou seja, o diferencial de juros entre os dois países compensa a depreciação cambial. Matematicamente, a PDJ é expressa da seguinte forma:

$$R_t - R_t^* = \frac{E_{t+1}^e - E_t}{E_t} + \gamma_t$$

Onde  $R_t$  indica a taxa de juros doméstica,  $R_t^*$  a taxa de juros externa,  $E_{t+1}^e$  a expectativa futura da taxa de câmbio,  $E_t$  a taxa de câmbio efetiva (R\$/US\$) e  $\gamma_t$  o risco país, uma espécie de termômetro para a saúde das contas públicas. Se rearranjarmos a expressão da PDJ isolando a taxa de câmbio e derivarmos com relação à taxa de juros doméstica e ao risco país obtemos o seguinte resultado:

$$\frac{\partial E_t}{\partial R_t} < 0 \text{ e } \frac{\partial E_t}{\partial \gamma_t} > 0$$

A explicação por trás destas derivadas é relativamente intuitiva: uma elevação da taxa de juro doméstica eleva a atratividade dos investimentos em renda fixa domésticos, gerando uma pressão vendedora de moeda estrangeira que aprecia a moeda local. De forma análoga, uma redução da taxa de juros doméstica eleva a atratividade dos investimentos em renda fixa estrangeiros, ocasionando uma pressão vendedora de moeda local que acaba depreciando a própria (uma elevação/redução na taxa de juros externa segue o mesmo raciocínio). Este caso é especialmente relevante, tendo em vista o ciclo de cortes que o BCB está implementando e que tem gerado exatamente o demonstrado.

Uma elevação no risco país, por sua vez, promove um maior nível incerteza entre os investidores, causando uma pressão vendedora de moeda doméstica que acaba depreciando a moeda local. Com a reforma da Previdência já promulgada, o risco país do

Brasil tem si mantido em níveis historicamente baixos, travando depreciações de maior intensidade. A deterioração do ambiente externo por causa da guerra comercial entre a China e os Estados Unidos, a disseminação do coronavírus no Brasil (devido aos seus impactos sobre os gastos para lidar com a crise) e os recentes embates entre o Legislativo e o Executivo com relação ao controle do orçamento impositivo, além da enorme inércia no avanço das demais reformas fiscais, contudo, voltaram a pressionar o risco-país para cima, apagando boa parte dos ganhos angariados ao longo de 2019. Desta forma, o risco-país, medido pelo CDS de cinco anos, voltou a operar em torno dos 300 pontos base, criando um canal adicional para a trajetória de depreciação do real. Não é a toa que a divisa americana, em termos de moeda local, renovou máximas históricas e está atualmente (23/03) operando em torno do R\$ 5.

Por último, temos que contemplar os impactos da atividade econômica sobre a dinâmica cambial. Uma explicação completa levaria em conta a derivação do modelo AA-DD-XX<sup>2</sup>, porém para nossos propósitos, a seguinte explicação é suficiente. Na equação descrita acima, os efeitos da renda sobre a taxa de câmbio são capturados indiretamente via os juros. A determinação da taxa de juro (em específico a overnight), além de depender do Banco Central em um regime de metas de inflação, varia de acordo com a evolução na demanda por moeda, que por sua vez depende da renda. Uma elevação na renda eleva a demanda por moeda, causando uma pressão vendedora de títulos que eleva as taxas e aprecia a moeda local. Inversamente, uma queda na renda reduz a demanda por moeda, causando uma pressão compradora de títulos que reduz as taxas e deprecia a moeda local. Juro e preço guardam relação inversa.

É consenso dentro da literatura econômica que de fato existe uma relação significante entre a taxa de cambio e a dinâmica do processo inflacionário, pois a taxa de câmbio é só mais um preço que se relaciona de forma especial com os demais. Olhando para a figura 1 abaixo, pode-se claramente ver que a inflação, medida pelo IPCA, é acompanhada, mesmo que não perfeitamente, da evolução da taxa de câmbio R\$/US\$. Os dois parecem se movimentar de forma análoga principalmente em tempos de brusca elevação e alta incerteza, como foi o caso do Brasil em 2001, 2002 e 2016.

---

<sup>2</sup> O Modelo AA-DD-XX, criado por Mundell e Flemming, é um modelo de equilíbrio geral agregativo que determina a taxa de câmbio de equilíbrio de curto prazo no plano produto/taxa de câmbio. Ele contempla a interação entre os mercados de ativos e de bens e serviços. Sua derivação pode ser encontrada no manual *Economia Internacional* de Krugman, Obstfeld e Melitz.

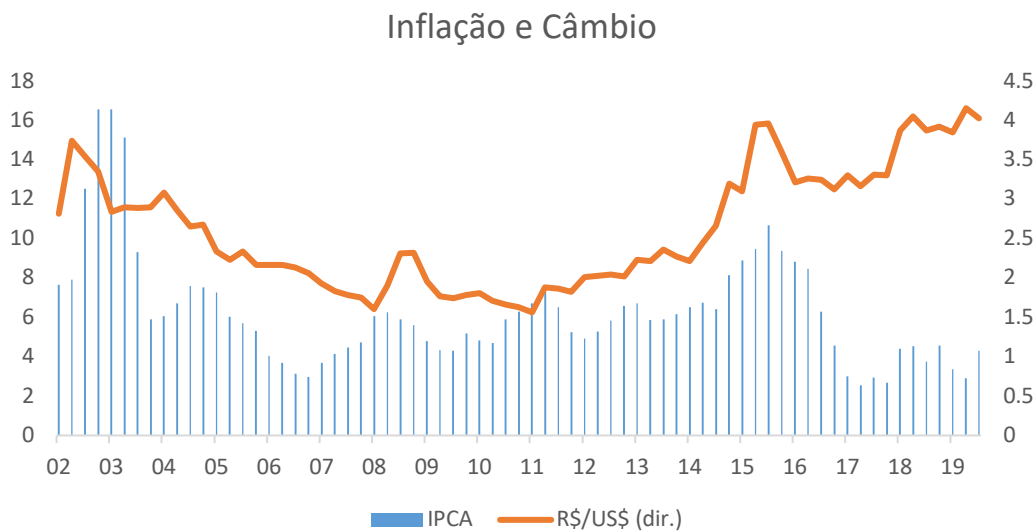


Figura 1

Fonte: IBGE

## 2.2 Repasse cambial: o que é e quais seus determinantes e canais de transmissão

Define-se o repasse cambial (RC) da seguinte forma:

$$RC = \frac{\frac{\Delta P}{P}}{\frac{\Delta E}{E}} = \frac{\Delta P}{\Delta E} \frac{E}{P}$$

Onde o termo no numerador da primeira igualdade indica a variação nos preços domésticos enquanto o termo no denominador ilustra a variação na taxa de câmbio. Assim, caso o  $RC = 0,7$ , temos que para cada aumento de 1% na taxa de câmbio, ocorre um aumento de 0,7% nos preços domésticos.

Os chamados canais de transmissão pela qual depreciações tendem a gerar uma aceleração da inflação são diversos. Em estudo publicado por Savoie-Chabot e Khan (2015), economistas do Banco Central do Canadá, retrata-se os mecanismos diretos e indiretos pelo qual o repasse cambial se materializa. De um lado, tem-se os efeitos diretos: uma depreciação da moeda local, devido a alguns dos fatores supracitados, encarece tanto os insumos de produção quanto os bens de consumo importados, causando uma aceleração da inflação doméstica. Produtores tendem a elevar os preços numa tentativa de recompor suas margens devido á elevação de custos decorrente do encarecimento dos

produtos e insumos advindos do exterior. Do outro lado, tem-se os efeitos indiretos de duas ordens: (i) uma depreciação cambial torna os produtos domésticos relativamente mais baratos para os estrangeiros, o que eleva a demanda estrangeira por exportações, ampliando a demanda doméstica por trabalho e elevando os salários que são repassados diretamente aos preços do consumidor, gerando assim uma aceleração da inflação; e (ii) a depreciação cambial ocasiona um efeito substituição entre os consumidores domésticos em prol de produtos locais, tornando-os mais caros devido ao aumento da demanda e elevando o nível de preços.

A magnitude e a duração do repasse dependerão de uma série de fatores como: condições da demanda doméstica, como, por exemplo, a magnitude do hiato do produto; a participação das importações na cesta de consumo local; os custos de se ajustar os preços (os chamados *menu costs*); e as expectativas com relação à duração do episódio de depreciação. Goldfajn e Werlang (2000), por sua vez, detectaram, além destes, uma série de outros fatores como a sobrevalorização inicial da taxa de câmbio real; a taxa de inflação inicial e o grau de abertura da economia

Savoie-Chabot e Khan (2015) enfatizam, porém, que por mais que depreciações tendam a gerar uma inflação mais alta no curto prazo, a inflação de longo prazo depende, em última instância, da boa prática da política monetária. Em essência, isto significa que por meio de um regime de metas de inflação, cujo instrumento é a taxa de juros, as autoridades monetárias ancoram as expectativas de longo-prazo, fazendo com que o “o repasse cambial tenha um efeito transitório sobre a taxa de inflação” (Savoie-Chabot e Khan, 3). Taylor (2000) detectou algo similar quando chegou à conclusão de que ambientes de baixa inflação, por obra da eficaz implementação do regime de metas durante a década de 1990, promoveram um menor grau de repasse. Em sua visão o menor grau de repasse deve ser interpretado como uma redução no poder de precificação das firmas. Assim, o repasse cambial, “não deveria ser visto como exógeno ao ambiente inflacionário” (Taylor, 2)

Tema de relevância na literatura econômica sobre a relação entre câmbio e inflação diz respeito à não linearidade do RC. De forma sucinta, a não linearidade determina que desvalorizações cambiais de maior grandeza tendem a causar aumentos mais do que proporcionais na taxa de inflação do que desvalorizações mais moderadas, ou até valorizações. Minella e Correa (2010) estimaram uma curva de Phillips para o Brasil com um limiar para o repasse cambial e identificaram a existência desta não linearidade. Utilizando um modelo SETAR (Self-exciting Threshold Autoregressive



model), os autores examinam três diferentes fontes para explicar a não linearidade do repasse cambial: ciclos econômicos, variação na taxa de câmbio e a volatilidade da taxa de câmbio. O repasse cambial de curto prazo tanto maior será quando (i) a economia estiver em um ciclo de expansão; (ii) a taxa de câmbio se depreciar além de um determinado limiar (que de acordo com seus cálculos ocorre quando a taxa de câmbio sofre uma depreciação superior à 2,10%) e (iii) a volatilidade da taxa de câmbio for menor.

Marodin e Portugal (2018), com um modelo MS (Markov switching) semi-estrutural novo-keynesiano também identificaram a existência desta não linearidade, argumentando que tal mecanismo ocorre de forma mais vigorosa em tempos de maior incerteza, que eles denominam de “ciclos de crise.” Este foi o caso do Brasil durante a crise cambial que ocorreu pós posse do primeiro governo Lula (2000-2003) e durante o ano de 2015, quando prevaleciam fortes instabilidades institucionais e o Banco Central do Brasil estava com as expectativas de inflação desancoradas. Na ponta oposta estão os “ciclos normais”, que compreendem o período de crescimento da economia entre 2003-2014. Seus resultados indicam que em tempos de ciclos normais, uma depreciação de 1% ocasiona um repasse de apenas 0,00057 ponto percentual, enquanto nos ciclos de crise, o mesmo choque gera um repasse de 0,1035 ponto percentual.

### 3. MÉTODOLOGIA EMPÍRICA:

#### 3.1 Vetor Autogressivo

A abordagem empírica seguirá os fundamentos do modelo novo-keynesiano, principal arcabouço analítico utilizado pelos Bancos Centrais ao redor do mundo. O modelo é montado nos moldes apresentados por Marodin e Portugal (2018), com uma pequena alteração no que diz respeito á trajetória do câmbio. Em seu modelo, Marodin e Portugal (2018) modelam a dinâmica do câmbio apenas como função de seu valor defasado mais um choque aleatório com média zero e variância constante. No entanto, a trajetória do câmbio aqui será modelada com este componente acrescido das três variáveis apresentadas no início da seção anterior. Isto é, serão acrescentadas as expectativas de depreciação/apreciação, a taxa de juros externa e o risco país.

Este modelo contempla as interações entre os mercados de bens e serviços, trabalho e cambial, além de uma função de reação do Banco Central, representadas pelas curvas IS, Phillips, PDJ e Regra Monetária, respectivamente. Em linha com a teoria das expectativas racionais, todas as equações irão conter tanto um componente retroativo quanto um componente prospectivo. Para tanto, as equações que representam o sistema de interação entre as variáveis é:

$$\mathbf{PC:} \pi_t = \delta E_t \pi_{t+1} + (1 - \delta) \pi_{t-1} + \lambda y_t + \kappa_1 \Delta e_{t-1} + \epsilon_{\pi,t} \quad (1)$$

$$\mathbf{IS:} y_t = \mu E_t y_{t+1} + (1 - \mu) y_{t-1} - \phi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \epsilon_{y,t} \quad (2)$$

$$\mathbf{MR:} i_t = \rho_i i_{t-1} + \omega(\pi_t - \pi^T) + (1 - \rho)[\beta E_t \pi_{t+1} + \gamma y_t] + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\mathbf{PDJ:} e_t = \rho_e e_{t-1} + \alpha E_t e_{t+1} + \vartheta \text{risco}_t + \theta i_t^* + \tau \Delta i_t + \epsilon_{e,t} \quad (4)$$

Onde  $\pi_t$  é a inflação,  $y_t$  o hiato do produto,  $i_t$  a taxa de juro nominal,  $e_t$  a taxa de câmbio e  $\pi^T$  a meta inflacionária perseguida pelo BCB. Variáveis com um “ $E_t$ ” do lado indicam expectativa, enquanto “\*” indica uma variável externa. O coeficiente de principal interesse para nós é  $\kappa_1$ , pois explicita de que forma a inflação reage á variações na taxa de câmbio nominal. Espera-se que este coeficiente seja positivo e estatisticamente significativo, como determinamos na parte teórica do trabalho. Ou seja, elevações na taxa

de câmbio R\$/US\$ deve, em função dos canais de transmissão diretos e indiretos, elevar a inflação medida pelo IPCA.

Antes de explicitar formalmente a estrutura e as características do modelo econométrico, é de suma importância identificar a natureza dos dados a serem utilizados. A unidade amostral será trimestral, com início e fim em 2002 e 2019, respectivamente. Desta forma, o tamanho da amostra será de  $n = 70$ . Para o hiato, utilizaremos a medida calculada pelo IPEA, disponibilizada em seu site. A taxa de câmbio R\$/US\$, assim como a taxa de inflação, medida pelo IPCA, serão extraídas da Bloomberg. A taxa de juros doméstica, representada pela taxa Selic overnight, também do terminal Bloomberg. Todas as variáveis que indicam expectativas futuras para o produto, câmbio e inflação serão extraídas da Pesquisa Focus semanal do BCB. Como a pesquisa é semanal, será necessário calcular médias trimestrais para as mesmas. Para a taxa de juros externa, como estamos usando a razão R\$/US\$, devemos utilizar algo análogo à Selic, ou seja, o Federal Funds Rate, extraído do site do Federal Reserve, o Banco Central americano. Já o risco país será mensurado a partir do Credit Default Swap (CDS) de cinco anos para o Brasil, extraído do terminal Bloomberg.

O método empírico utilizado é o modelo Vetorial Autoregressivo (VAR). De acordo com Bodrug (2011), este método tem uma série de vantagens sobre a utilização de uma única regressão. Além de nos dar uma estimativa absoluta da direção e magnitude do repasse cambial, o sistema de interação viabiliza a análise de causalidade entre as variáveis que integram o modelo pelo método das Funções de Resposta ao Impulso. Esta poderosa ferramenta, que será utilizada aqui, nos ajuda a compreender de que forma uma inovação em uma variável afeta o comportamento de outra ao longo do tempo. Minella (2002) utilizou o mesmo modelo econométrico para estudar as relações de causalidade entre produto, inflação, juros e base monetária.

$$A_0 Y_t = M_0 + F_1 Y_{t-1} + Z_t B_1 + B \epsilon_t \quad (5)$$

Onde:

$A_0$  e  $F_1$  = matrizes  $4 \times 4$  que contém os coeficientes que representam as relações contemporâneas e defasadas, respectivamente, entre as variáveis do modelo;

$Y_t$  e  $Y_{t-1}$  = Vetor coluna  $4 \times 1$  que contém todas as variáveis em termos contemporâneos e defasados, do modelo: hiato do produto, inflação, juros e câmbio;

$M_0$  = Vetor de constantes 4 x 1;

$Z_1$  = matriz de variáveis de controle exógenas do modelo: juros americanos, inflação americana, risco-país, e as expectativas de inflação e produto extraídas da pesquisa Focus do Banco Central, crescimento mundial;

$B_1$  = matriz de coeficientes que determinam o impacto das variáveis exógenas sobre as endógenas;

$B$  = Matriz diagonal, 4 x 4, de desvios padrões dos erros;

$\epsilon_t$  = vetor, 4 x 1, de choques não correlacionados com média zero e variância igual a um

$B\epsilon = \epsilon_t$

O VAR, do jeito que foi apresentando, representa o modelo em sua forma estrutural. O modelo carrega este nome porque foi embasado num modelo teoricamente estruturado, como o que foi apresentando no início desta sessão e que contempla a interação entre os diversos mercados que compõem a economia. A ordem do VAR será de ordem um, como deixa claro o modelo novo-keynesiano. Os choques, ou erros, representados pela matriz  $\epsilon_t$  são não correlacionados entre si, uma vez que as relações de interação entre uma variável e outra já estão sendo capturadas pela matriz  $A_0$ , que contempla as relações contemporâneas entre as variáveis. Isto porque, qualquer componente  $a_{ij}$  da matriz explicita o efeito que a variável  $i$  recebe da variável  $j$  contemporaneamente, ou seja, de  $t$  em  $t$ .

Outro importante ponto de atenção sobre a estrutura do vetor autoregressivo é a ordem em que as variáveis aparecem no vetor de resposta  $Y_t$ . Como mais para frente estimaremos as funções de resposta ao impulso, será necessário identificar os termos dos elementos contidos na matriz de erros, ou choques. Esta identificação será feita por meio da decomposição de Cholesky, que requer uma estrutura para o vetor de variáveis resposta que coloque as variáveis em ordem crescente de endogeneidade. Sendo assim, e fazendo uso, novamente, do modelo novo-keynesiano concluímos que o “bench-mark ordering” (com uma alteração que coloca o câmbio como variável mais endógena), utilizado por Minella é adequado. Ou seja, colocaremos a seguinte ordem: produto, inflação, juro e câmbio.

O modelo, na forma em que está apresentando, porém, não é passível de estimação direta. Se reescrevermos a equação (5) para deixa-la na forma de diversas equações lineares, rapidamente detectaríamos uma mistura de relações contemporâneas e

defasadas, o que inviabiliza a identificação das relações de causalidade. Além disto, as variáveis endógenas também sofreriam correlação direta com os choques estruturais advindos das equações das outras variáveis, criando uma mútua dependência contemporânea, também conhecida como feedback contemporâneo. Desta forma, é necessário transformar a equação (5) para torná-la estimável. Para tanto, basta pré-multiplicar o VAR (1) estrutural pelo inverso da matriz  $A_0^3$ , ou seja,  $A_0^{-1}$ . Fazendo isto, obtemos:

$$Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_3 B_t + a_t \quad (6)$$

Que é o VAR (1) em sua forma reduzida e onde:

$$\Phi_0 = A_0^{-1}M; \Phi_1 = A_0^{-1}F_1; \Phi_3 = A_0^{-1}Z_t; a_t = A_0^{-1}\varepsilon_t$$

Agora que o VAR (1) se encontra em sua forma reduzida, ele é passível de estimação via MQO pois os erros da forma reduzida não estão mais correlacionados com os regressores do modelo, neutralizando, parcialmente, o problema de identificação das relações de causalidade. O fator fundamental, porém, é que existe um descompasso entre o número de coeficientes a serem estimados no VAR reduzido e aqueles que existem no VAR estrutural. Ou seja, temos mais parâmetros presentes no primeiro do que no segundo, tornando impossível recuperar todos os parâmetros da forma estrutural.

Sims (1980), em seu artigo seminal sobre identificação das relações causais entre variáveis macroeconômicas, sugere impor uma série de restrições sobre os coeficientes da versão estrutural para lidar com este problema. Naturalmente, a imposição destas restrições deve pautar-se em função de algum argumento de teor econômico. Felizmente, já desfrutamos disto, uma vez que os argumentos que embasam as restrições são dados pelo modelo novo-keynesiano, ou seja, as equações (1) – (4). Elas estão nos mostrando quais variáveis de fato se relacionam contemporaneamente e quais não. Além disto, Sims demonstra em seu artigo que para um VAR n-variado, a condição de identificação dos parâmetros da forma estrutural equivale a impor  $\frac{n^2-n}{2}$  restrições sobre a matriz de

---

<sup>3</sup> Sabe-se que uma matriz A é invertível se e somente se existe uma outra matriz B tal que AB = BA = I, onde I é a matriz identidade. Neste caso a matriz B seria denominada A<sup>-1</sup>. Assim, para calcular A<sup>-1</sup> é necessário multiplicar o adjunto da matriz A pelo inverso do determinante da matriz A.

relações contemporâneas. Como temos um VAR quadri-variado, devemos impor, neste caso, seis restrições sobre a matriz. Olhemos para a matriz de  $A_0$ .

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & -a_{y,\pi} & -a_{y,i} & -a_{y,e} \\ -a_{\pi,y} & 1 & -a_{\pi,i} & -a_{\pi,e} \\ -a_{i,y} & -a_{i,\pi} & 1 & -a_{i,e} \\ -a_{e,y} & -a_{e,\pi} & -a_{e,i} & 1 \end{bmatrix}$$

Como comentado anteriormente, todos os elementos  $a_{i,j}$  da matriz representam os efeitos que a variável  $i$  sente da variável  $j$ , *contemporaneamente*. Observe o primeiro item no apêndice para entender, a exemplo de um VAR (1) bi-variado, porque este é o caso. Olhando para as 4 equações do modelo novo-keynesiano identificamos quais equações de fato se relacionam contemporaneamente, excluindo, assim, as seguintes relações:  $a_{y,\pi}$ ,  $a_{y,i}$ ,  $a_{y,e}$ ,  $a_{\pi,i}$ ,  $a_{\pi,e}$ ,  $a_{i,e}$ . Como os dados são trimestrais e decisões de produção tendem a responder com um atraso considerável, parece razoável supor que a produção não responde contemporaneamente á inovações nas demais variáveis. A inflação, por sua vez, também não irá reagir contemporaneamente a variação nos juros e nem no câmbio, uma vez que a mudança de preços por parte das firmas é demorada em função de, por exemplo, menu costs ou ambientes dinâmicos de competição, que dificultam uma mudança instantânea dada uma depreciação ou mudança de juros. Uma inovação no produto, como um choque negativo de oferta, pode, porém, impactar a inflação corrente de uma economia. Os ataques recentes nas refinarias da Aramco em 2019, assim como a guerra do petróleo iniciada pela Arábia Saudita contra a Rússia em 2020, ocasionaram, respectivamente, uma alta e baixa considerável no preço do petróleo de um dia para o outro, confirmando tal dinâmica. Por último, choques em todas as variáveis podem ter impacto sobre o câmbio corrente. Isto porque o mercado cambial é caracterizado por ter canais de transmissão altamente eficazes, o que o torna fortemente dinâmico e muito sensível aos movimentos das variáveis macroeconômicas.

Vale a pena explicitar de forma mais concreta a razão pela qual é razoável supor que a taxa de câmbio reage contemporaneamente a variações nas demais variáveis. Como mencionado, o mercado câmbio usufrui de uma velocidade não aproveitada pelos demais mercados. Por isto, uma mudança no juro em  $t$  deve rapidamente alterar e restabelecer o equilíbrio do mercado cambial. Mudanças nas expectativas presentes sobre a inflação

futura, por sua vez, também devem, via equação de Fisher ( $i_t = r_t + \pi_t^e$ ), exercer um efeito pelo mesmo canal, que é os juros. Mudanças no produto, advindas de, por exemplo, um dado positivo de vendas no varejo, devem, também, exercer pressão alista sobre as expectativas de inflação, causando uma alta no juro que aprecia o câmbio.

Ao fazer isto, vemos que de fato impomos seis restrições como recomendado pela regra de Sims e obtemos uma matriz triangular inferior, fato que teria sido obtido se tivéssemos triangulado a matriz original via uma decomposição de Cholesky. Estamos agora prontos para estimar os valores do VAR (1) reduzido. Os resultados das estimativas dos coeficientes do VAR(1) reduzido encontram-se no apêndice do trabalho. Vale mencionar, também, que incluímos três dummies para capturar momentos de alta volatilidade dentro da amostra. Ou seja, haverá uma dummy para capturar os efeitos da eleição de Lula no seu primeiro mandato; uma para capturar os efeitos da crise financeira de 2008 e mais um para detectar os efeitos da recessão brasileira de 2014-2015.

Após estima-lo, devemos agora verificar se o sistema é estável, uma vez que, caso não seja, ele não será válido, necessitando de uma transformação para deixa-lo estacionário. Para que o sistema seja considerado estacionário, é necessário determinar se as raízes do polinômio autoregressivo, obtidas após aplicação do operador defasagem sobre o sistema, são menores do que um. Como podemos observar da tabela abaixo, as quatro raízes do polinômio autoregressivo são menores do que um, satisfazendo a condição de estabilidade do VAR. Além disto, podemos verificar isto com a própria saída do Eviews (apêndice), que enuncia: “VAR satisfies the stability condition.”

Raíz	Módulo
0,8328	0,8328
0,8236	0,8236
0,6200	0,6200
0,3514	0,3514

Tabela 1: Raízes do polinômio autoregressivo

### 3.2 Função de Resposta ao Impulso:

Agora que estimamos o VAR e verificamos que ele é de fato estacionário, devemos descrever a fundamentação teórica por trás das Funções de Resposta ao Impulso, aqui denominada FRI. Como já antecipamos anteriormente ao longo do trabalho, a FRI

nos ajuda a rastrear o comportamento das variáveis endógenas á choques nos termos de erros, gerando conhecimento em torno de como uma variável reage a outra que sofreu está inovação. Não obstante, uma válida implementação do método requer que os choques contidos na matriz  $\mu_1$  sejam não correlacionados contemporaneamente. Da mesma forma como um processo AR(p) pode ser escrito como um MA de ordem infinita, um VAR(p) também pode ser descrito como um VMA de ordem infinita.

$$Y_{t+s} = a_{t+s} + \eta_1 a_{t-1+s} + \eta_2 a_{t-2+s} + \dots (7)$$

Fazendo isto, obteremos uma matriz que mensura os chamados multiplicadores de impacto, que são os  $\eta_m$  da equação (7), e que medem o comportamento do sistema quando os choques sofrem uma inovação. Para que isto seja válido, a condição de que os choques não tenham covariância contemporânea continua válida, e pode ser atingida via decomposição de Cholesky, que foi feita de forma adequada exatamente por que organizamos as variáveis em ordem crescente de endogeneidade e geramos, via intuição econômica, uma matriz de relações contemporâneas que é triangular inferior. No final das contas, a decomposição nos dará os valores da própria matriz A, que serão necessários para gerar o conhecimento sobre os elementos da matriz que contém os multiplicadores de impacto, uma vez que estes nada mais são do que o efeito que o sistema como um todo sente quando os choques reduzidos sofrem uma inovação. Ou seja, ele está nos dando, efetivamente, o efeito que o sistema passa por quando a interação entre a matriz  $A_0$  e a matriz  $\varepsilon_t$  sofre uma alteração. Substituindo este fato na equação (6), temos o seguinte resultado:

$$Y_{t+s} = A_0^{-1} \varepsilon_{t+s} + \eta_1 A_0^{-1} \varepsilon_{t-1+s} + \eta_2 A_0^{-1} \varepsilon_{t-2+s} + \dots (8)$$

Assim, se derivarmos o sistema com relação aos choques, temos que:

$$\frac{\delta Y_t}{\delta \varepsilon_t} = \eta_s A_0^{-1} = \eta_s^* (9)$$

Desta forma, temos que os elementos  $\eta_s^*$  nos fornecem o impacto que o sistema  $Y_t$  sofre quando um choque  $\varepsilon_t$  sofre uma inovação, mantendo os demais choques do sistema constantes. Já que observamos que nosso VAR respeita a condição de estabilidade, estimamos as Funções de Resposta ao Impulso, tanto na versão acumulada quanto não acumulada. Os gráficos, por efeito de estética e padronização, foram



construídos no Excel. As saídas do Eviews, com os números, estão apresentadas no apêndice.

#### 4 RESULTADOS ENCONTRADOS:

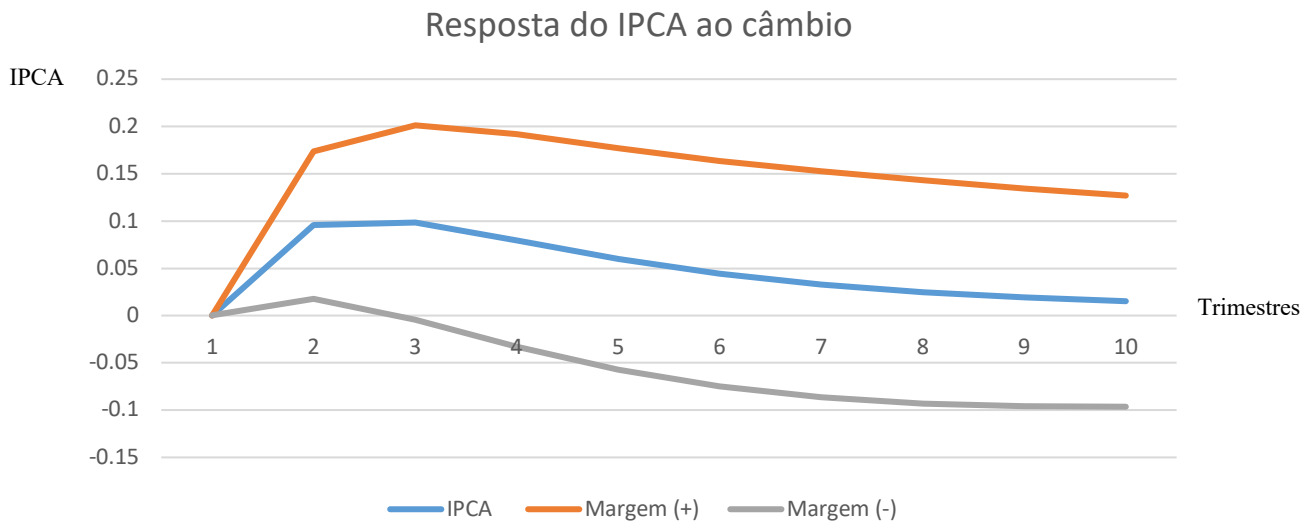


Figura 2

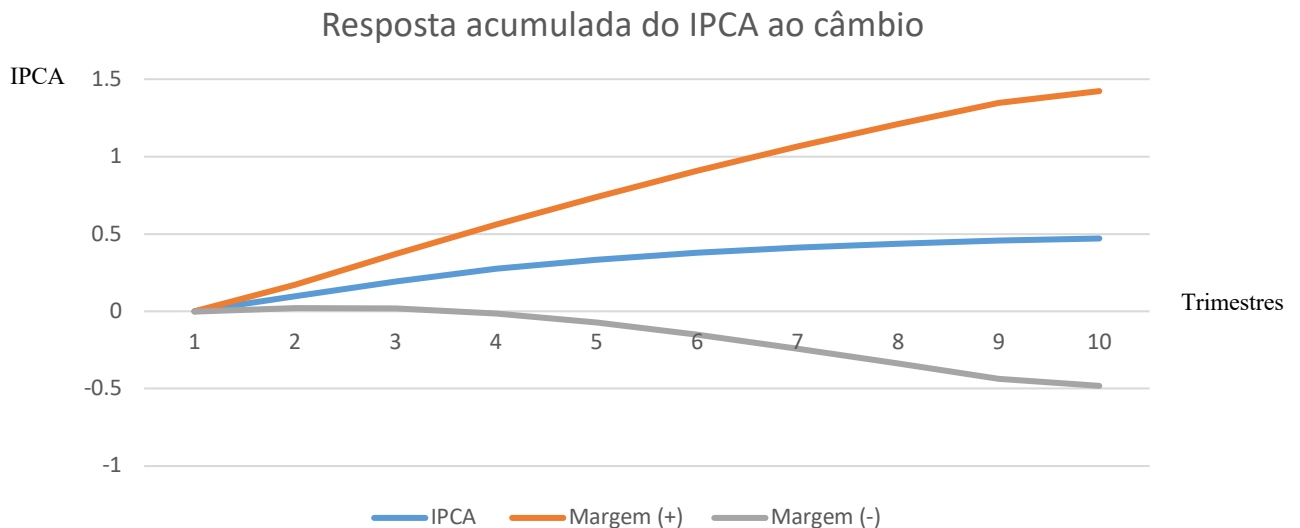


Figura 3

Os dois gráficos apresentam o comportamento do IPCA para uma dada depreciação de dois desvios padrões da média da taxa de câmbio. Os resultados

apresentados corroboram com a expectativa apresentada nas sessões anteriores. Ou seja, uma depreciação cambial tende a elevar o nível de preços ao longo do tempo, seja pelas vias diretas ou indiretas.

Olhando para o primeiro gráfico (resposta do IPCA ao câmbio), observamos um comportamento bastante interessante que reflete as proposições feitas por Savoie-Chabot e Khan, de que, por mais que uma depreciação tende a elevar a inflação no curto prazo, ele é transitório. Ao observar gráfico, observamos que a inflação se acelera, atinge um pico após três períodos, e depois decai suavemente, explicitando exatamente este comportamento transitório sobre o nível de preços da economia.

Agora, o gráfico da resposta acumulada do IPCA ao choque cambial nos conta uma história muito mais interessante e também remete aos resultados encontrados por outros acadêmicos aqui citados. Primeiro, além de também explicitar a transitoriedade do choque cambial (a derivada da curva, que nos demonstra a aceleração da inflação, tende a zero), também nos demonstra em que magnitude a depreciação irá elevar o nível de preços no horizonte relevante para a implementação da política monetária, isto é, no longo prazo. Utilizando as tabelas apresentadas no apêndice, podemos observar que no longo prazo, uma depreciação de 10% na taxa nominal de câmbio irá elevar a inflação, medida pelo IPCA, em aproximadamente 0,47 pontos percentuais. Se somarmos este valor às expectativas de inflação para o ano de 2020 (3,10%), como vistas na última leitura da Pesquisa FOCUS do banco central, temos que a inflação de 2020 deve ficar em torno dos 3,57%; notavelmente abaixo da meta de 4% preconizada pelo Conselho Monetário Nacional.

A aparentemente fraca resposta do IPCA às variações na taxa de câmbio, isto é, o baixo grau de repasse, nos remete aos resultados mencionados por Taylor (2000) e Goldfajn e Werlan (2000).

Sobre o primeiro, devemos nos lembrar que Taylor ressalta a importância do ambiente inflacionário para julgar a intensidade no repasse. Ou seja, o autor nos demonstra que ambientes de baixa inflação tendem a gerar baixo grau de repasse cambial devido a um menor poder de precificação por parte das firmas. O ambiente inflacionário brasileiro dos últimos anos — com exceção de alguns episódios idiossincráticos e pontuais como a greve dos caminhoneiros em 2018 e, mais recentemente, o choque do preço das carnes no final de 2019 — caracterizou-se pela baixa inflação e corrobora os resultados aqui encontrados.

No que tange aos comentários feitos por Goldfajn e Werlan, também observamos uma congruência de resultados. Ambos os autores demonstraram que o grau de repasse depende, entre outros fatores, da magnitude do hiato do produto. A relação entre o hiato e o grau de repasse é direto: quanto menor for o hiato, menor é o grau de repasse. Inversamente, quanto maior o hiato, maior o grau de repasse. O hiato do produto da economia brasileira, devido à severa recessão de 2014-2015, ainda continua em território negativo; ou seja, bem abaixo de seu potencial. De acordo com estimativas produzidas pelo IPEA, o PIB brasileiro encontrasse 2,7% abaixo de seu potencial. Assim, faz sentido intuitivo o baixo grau de repasse aqui encontrado dada as condições atuais da economia brasileira. A intuição econômica por trás disto é clara: firmas, ao se defrontar com uma demanda já muito enfraquecida, limitam ao máximo o grau de repasse para não desestimular ainda mais a demanda via uma alta dos preços.

Voltamos agora à questão inicial que orientou a produção deste trabalho: A alta do dólar deveria ser uma preocupação para o Banco Central do Brasil? Como observamos anteriormente, recorrentes depreciações, muitas advindas das constantes quedas na taxa Selic, devem, de acordo com as estimativas aqui apresentadas, situar a inflação em torno dos 3,51%, abaixo da meta de 4,00% do CMN. Desta forma, podemos afirmar que a alta do dólar não se coloca como uma ameaça latente no sentido de puxar a inflação efetiva além da meta estipulada pela autoridade monetária.

## 5 LIMITAÇÕES:

Os resultados apresentados podem ser julgados como satisfatórios, porém apresentam limitações. Em primeiro lugar, temos que o tamanho da amostra ( $n=70$ ) limita a eficácia das estimativas apresentadas. Quiçá uma amostra maior teria viabilizado estimativas de maior acurácia. Isto ocorre porque o EQM (Erro Quadrático Médio) do estimador torna-se maior na medida em que a amostra considerada é menor. Desta forma, mesmo que um estimador não tenha viés, um elevado EQM pode ocasionar pode tornar um estimador inconsistente, fazendo com que os resultados estimados tenham menor relevância e ou menos validade.

Em segundo lugar, é de suprema importância pontuar a enorme reviravolta de conjuntura que o Brasil, assim como o mundo como um todo, está experimentando devido à disseminação do coronavírus. Por mais que nossa base de dados termine em 2019, nossa análise pós-estimação, por ser prospectiva, almeja prever o comportamento futuro, isto é, além da base de dados, do IPCA. Ao que tudo indica, os efeitos do Covid-19 sobre a dinâmica de preços será fortemente desinflacionaria. Isto deve-se tanto à derrocada de demanda agregada que a economia brasileira irá apresentar em 2020 devido as medidas de confinamento, quanto à queda no preço internacional das commodities; em específico a do petróleo.

A última leitura do IPCA-15 já aponta para tal cenário. Ao avançar ligeiros 0,02% em março – a menor inflação para o mês desde a implementação do Plano Real –, o índice de preços coletado quinzenalmente já demonstrou forte deflação dos componentes diretamente afetados pela crise como preço das passagens aéreas e energia. Não obstante, o cenário para a economia brasileira de 2020, isto é, recessivo, deve demonstrar que o grau de repasse para a economia brasileira deve ser menor do que o que foi estimado neste trabalho.

## 6 CONCLUSÃO:

Neste trabalho objetivamos estudar de que forma a alta do dólar, em boa parte devido ao ciclo de cortes implementado pelo BCB, pode colocar a inflação acima da meta inflacionária de 4,00% para 2020 imposta pelo CMN. Naturalmente, tal formulação nos levou a uma análise do repasse cambial para a economia brasileira.

Ao longo do trabalho, procuramos ressaltar qual o regime cambial praticado no Brasil e no mundo atual e de que forma se determina e quais os fatores que direcionam a taxa de câmbio entre quaisquer duas moedas. Em seguida, buscamos entender quais os canais de transmissão, tanto diretos quanto indiretos, pelo qual recorrentes depreciações podem elevar a taxa de inflação de uma economia. Analisamos, depois, quais características da economia – como a magnitude do hiato do produto e ambiente inflacionário – podem determinar um alto ou baixo grau de repasse. A partir de um modelo neo-keynesiano que contempla a interação entre os mercados de bens e serviços, trabalho e cambial, além de uma função e reação do Banco Central, apresentamos e estimamos um VAR (1). Para realizar uma análise do comportamento da inflação, medido pelo IPCA, quando a taxa de câmbio (R\$/US\$) sofre uma inovação, estimamos Funções de Resposta ao Impulso.

Os resultados encontrados indicam que uma depreciação de 10% da taxa de câmbio eleva a inflação em 0,47 pontos percentuais, o que, somado às expectativas inflacionárias para o ano de 2020, deve situar o IPCA em 3,51%. Assim sendo, respondendo nossa pergunta inicial temos que a alta do dólar, e seu respectivo baixo grau de repasse, não deveria ser uma preocupação latente para as autoridades monetárias no sentido de interromper o ciclo de cortes ou atingir a meta de inflação. Pelo contrário, a elevada cotação da taxa de câmbio é, na verdade, uma canal positivo adicional pelo qual o Banco Central do Brasil conseguirá, ou ao menos tentará, atingir sua meta de inflação para o ano de 2020.

## 7 APÊNDICE

Veja o VAR (1) bivariado abaixo:

$$\begin{pmatrix} 1 & -a_{1,2} \\ -a_{2,1} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{1,0} \\ b_{2,0} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11,1} & b_{12,1} \\ b_{21,1} & b_{22,1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{pmatrix}$$

Se nós reescrevermos as matrizes acima como equações lineares, obtemos o seguinte resultado.

$$x_{1,t} = b_{10} + a_{12,0}x_{2,t} + b_{11,1}x_{1,t-1} + b_{12,1}x_{2,t-1} + \epsilon_{1,t}$$

$$x_{2,t} = b_{2,0} + a_{21,0}x_{1,t} + b_{21,1}x_{1,t-1} + b_{22,1}x_{2,t-1} + \epsilon_{2,t}$$

Ou seja, podemos ver que o VAR (1) em sua versão estrutural junta relações defasadas e contemporâneas. Se observarmos o coeficiente  $a_{12,0}$ , podemos ver que ele é o coeficiente que nos dá o efeito que a variável um sente da variável 2 contemporaneamente. Ou seja, de t em t. Isto porque a derivada de  $x_{1,t}$  com relação a  $x_{2,t}$  é exatamente o coeficiente  $a_{12,0}$ .

Var reduzido:

	HIATO	IPCA	SELIC	CAMBIO
HIATO(-1)	0.385027 (0.10407) [ 3.69977]	0.155955 (0.09868) [ 1.58037]	0.043524 (0.08491) [ 0.51257]	0.012979 (0.02063) [ 0.62923]
IPCA(-1)	0.081517 (0.12070) [ 0.67537]	0.530771 (0.11445) [ 4.63749]	0.015805 (0.09848) [ 0.16048]	0.005883 (0.02392) [ 0.24591]
SELIC(-1)	-0.174468 (0.07764) [-2.24721]	0.079423 (0.07362) [ 1.07883]	0.806806 (0.06335) [ 12.7362]	-0.002735 (0.01539) [-0.17773]
CAMBIO(-1)	-1.437315 (0.38412) [-3.74186]	0.487987 (0.36424) [ 1.33974]	0.314507 (0.31342) [ 1.00348]	0.905223 (0.07613) [ 11.8900]
C	-0.093711 (1.53413) [-0.06108]	-1.624007 (1.45473) [-1.11636]	-3.423974 (1.25175) [-2.73534]	0.199174 (0.30407) [ 0.65503]
CDS	0.000328 (0.00050) [ 0.66014]	0.000114 (0.00047) [ 0.24252]	0.000997 (0.00041) [ 2.45771]	0.000342 (9.9E-05) [ 3.46943]
CRISEBR	0.308317 (0.58053) [ 0.53109]	0.182008 (0.55049) [ 0.33063]	-0.228726 (0.47368) [-0.48287]	0.237998 (0.11506) [ 2.06841]
CRISEFIN	-0.393126 (0.53327) [-0.73720]	0.204776 (0.50567) [ 0.40496]	-0.944102 (0.43512) [-2.16976]	-0.029390 (0.10570) [-0.27806]
FFR	0.204008 (0.18225) [ 1.11940]	0.087112 (0.17282) [ 0.50408]	0.363027 (0.14870) [ 2.44129]	-0.056541 (0.03612) [-1.56528]
IPCAFOCUS	0.447726 (0.17653) [ 2.53629]	0.656261 (0.16739) [ 3.92050]	1.086611 (0.14404) [ 7.54402]	-0.090988 (0.03499) [-2.60051]

LULA	0.488810 (1.03096) [ 0.47413]	0.673102 (0.97760) [ 0.68852]	-3.149225 (0.84120) [-3.74374]	-0.013167 (0.20434) [-0.06444]
PCE	0.264201 (0.55193) [ 0.47868]	-0.835023 (0.52337) [-1.59548]	-0.719551 (0.45034) [-1.59779]	0.128989 (0.10939) [ 1.17912]
PIBFOCUS	0.312039 (0.15577) [ 2.00315]	0.038223 (0.14771) [ 0.25877]	0.352788 (0.12710) [ 2.77563]	0.005164 (0.03087) [ 0.16724]
WORLDG	0.000489 (0.00080) [ 0.61068]	3.47E-05 (0.00076) [ 0.04572]	-0.000778 (0.00065) [-1.19095]	0.000178 (0.00016) [ 1.12295]

Condição de estabilidade do VAR:

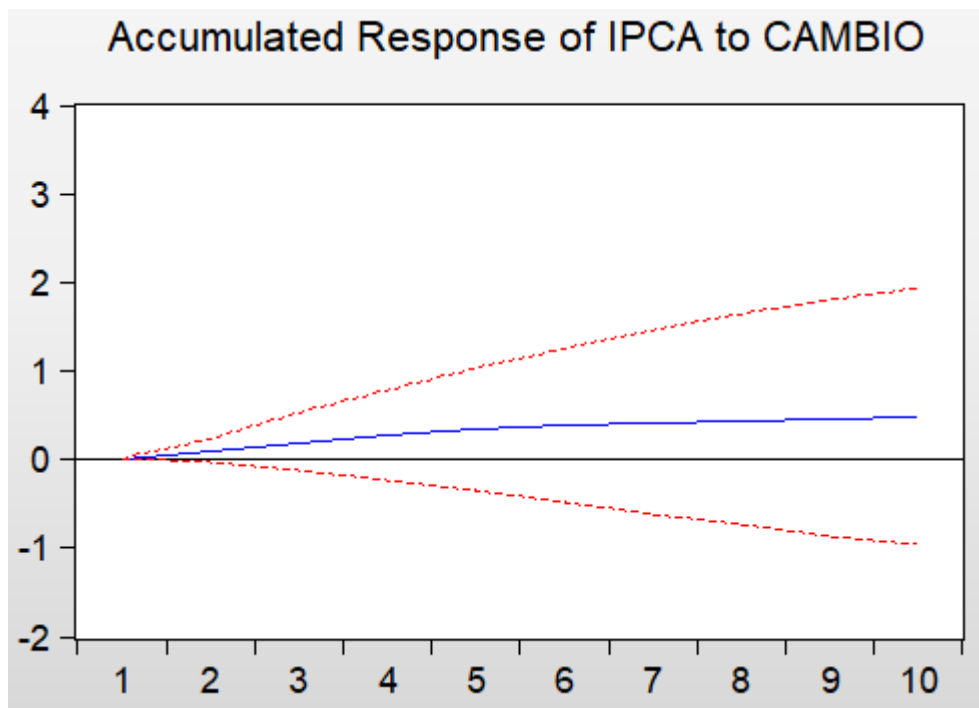
Roots of Characteristic Polynomial  
 Endogenous variables: HIATO IPCA SELIC CAMBIO  
 Exogenous variables: C CDS CRISEBR CRISEFIN F...  
 Lag specification: 1 1  
 Date: 03/26/20 Time: 18:09

Root	Modulus
0.832801	0.832801
0.823605	0.823605
0.620020	0.620020
0.351401	0.351401

No root lies outside the unit circle.  
 VAR satisfies the stability condition.

FRI Acumulado:

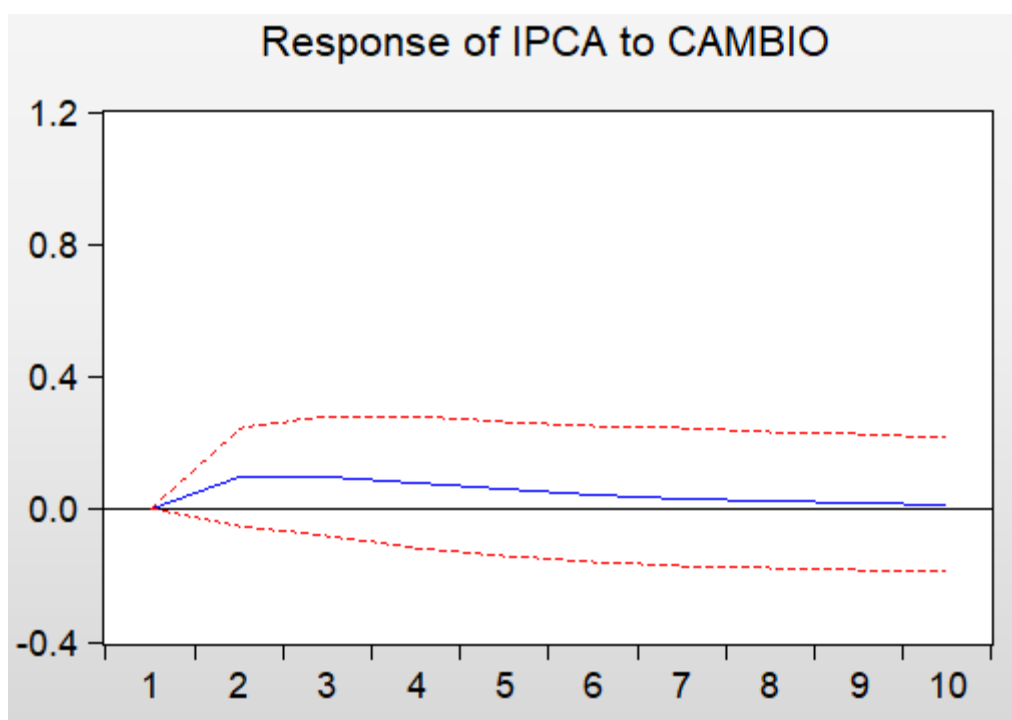




FRI Acumulado tabela:

Accumulated Response of IPCA:				
Period	HIATO	IPCA	SELIC	CAMBIO
1	-0.077890 (0.10041)	0.959207 (0.08024)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	0.020504 (0.18358)	1.485011 (0.17366)	0.048667 (0.06951)	0.095816 (0.07505)
3	0.133260 (0.27823)	1.787785 (0.29199)	0.095517 (0.15855)	0.194300 (0.17471)
4	0.221518 (0.36351)	1.968138 (0.40477)	0.129864 (0.25413)	0.273783 (0.28728)
5	0.282813 (0.43584)	2.078005 (0.50455)	0.152386 (0.35068)	0.333601 (0.40698)
6	0.323226 (0.49639)	2.145949 (0.59042)	0.166112 (0.44546)	0.377903 (0.52980)
7	0.349207 (0.54714)	2.188422 (0.66347)	0.173867 (0.53716)	0.410937 (0.65290)
8	0.365701 (0.59001)	2.215205 (0.72532)	0.177756 (0.62533)	0.435986 (0.77432)
9	0.376109 (0.62663)	2.232231 (0.77761)	0.179222 (0.70992)	0.455367 (0.89278)
10	0.382662 (0.65836)	2.243145 (0.82182)	0.179216 (0.79113)	0.470667 (1.00748)

FRI não acumulado:



FRI tabela não acumulado:

Response of IPCA:				
Period	HIATO	IPCA	SELIC	CAMBIO
1	-0.077890 (0.12071)	0.959207 (0.09863)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	0.098394 (0.11674)	0.525804 (0.13664)	0.048667 (0.07256)	0.095816 (0.07811)
3	0.112757 (0.11054)	0.302774 (0.14959)	0.046850 (0.09763)	0.098483 (0.10284)
4	0.088258 (0.09493)	0.180353 (0.14178)	0.034347 (0.10716)	0.079484 (0.11260)
5	0.061295 (0.07956)	0.109867 (0.12887)	0.022522 (0.10943)	0.059818 (0.11732)
6	0.040413 (0.06728)	0.067943 (0.11648)	0.013726 (0.10831)	0.044302 (0.11946)
7	0.025981 (0.05801)	0.042473 (0.10650)	0.007755 (0.10589)	0.033034 (0.11961)
8	0.016494 (0.05098)	0.026784 (0.09923)	0.003889 (0.10322)	0.025048 (0.11809)
9	0.010408 (0.04568)	0.017026 (0.09423)	0.001466 (0.10076)	0.019381 (0.11531)
10	0.006553 (0.04180)	0.010913 (0.09086)	-6.15E-06 (0.09861)	0.015300 (0.11173)

Referências bibliográficas ABNT:

- Taylor, J.B., 2000. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review* 44(7), 1389–1408.
- Calvo, G.A., Reinhart, C.M., 2002. Fear of floating. *Quarterly Journal of Economics* 117(2), 379–408.
- Hausmann, R., Panizza, U., Rigobon, R., 2006. The long-run volatility puzzle of the real exchange rate. *Journal of International Money and Finance* 25(1), 93–124.
- Savoie-Chabot, Laurence; Khan, Miakel. Exchange rate pass-through to consumer prices: Theory and Recent Evidence. Bank of Canada, p. 1-8, 2015
- Correa, Arnildo da Silva; Minella, André. Nonlinear mechanism of the exchange rate pass-through: a Phillips curve model with threshold for Brazil. *Rev. Bras. Econ.*, Sept 2010, vol.64, no.3, p.231-243
- Minella, André. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. *Rev. Bras. Econ.*, Sept 2003, vol.57, no.3, p.605-635
- Marodin, Fabrizio Almeida; Portugal, Marcelo Savino. Exchange rate pass-through in Brazil: a Markov switching estimation for the inflation targeting period (2000-2015). Banco Central do Brazil, p. 4 – 16, 2018.
- Goldfajn, Ilan; Werlang, Costa. The Pass-through from depreciation to inflation: A Panel Study. Banco Central do Brasil
- Bodrug, Nathalia. Estimating exchange rate pass-through in the Republic of Moldova. Kyiv School of Economics, pg. 18 – 20, 2011.
- Caselli G., Francesca; Roitman, Agustin. Non-linear exchange rate pass-through in emerging markets. International Monetary Fund, pg. 2 – 5, 2016.
- Giambiagi, F.; Villela, A.; Hermann, J.; Castro, L. B, *Economia Brasileira Contemporânea*, 3ª ed., Campus, 2016
- ABREU, M. A. (org.), *A Ordem do Progresso - Dois Séculos de Política Econômica no Brasil*, 2ª ed., Elsevier, 2014
- Jornal Valor Econômico
- Notas de Aula dos professores do Insper Artur Parente e Ediber
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

