



UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E
CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Fábio Springer de Freitas Pereira

**Estimação do impacto de aumento dos gastos públicos utilizando
vetores autoregressivos**

Brasília, DF
2018

Fábio Springer de Freitas Pereira

**Estimação do impacto de aumento dos gastos públicos utilizando
vetores autoregressivos**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao curso de Ciências Econômicas da Universidade de Brasília, como requisito parcial para a obtenção do grau de bacharel em Ciências Econômicas.

Orientadora: Professora Dr^a Marina Delmondes de
Carvalho Rossi

Fábio Springer de Freitas Pereira

**Estimação do impacto de aumento dos gastos públicos utilizando vetores
autoregressivos**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao curso de Ciências
Econômicas da Universidade de Brasília, como requisito parcial para
a obtenção do grau de bacharel em Ciências Econômicas.

Banca examinadora:

Professora Dr^a Marina Delmondes de Carvalho Rossi – ECO/UnB

Professor Dr José Guilherme de Lara Resende – ECO/UnB

Brasília, 13 de dezembro de 2018.

RESUMO

Esse trabalho analisa os impactos do aumento do gasto público no Brasil, fazendo uso de modelos VAR para identificar as respostas de variáveis como: produto, balança de transações correntes, juros e taxa de câmbio. Foi estimada depreciação da taxa de câmbio após choque positivo. Contudo diferentemente da literatura empírica recente os resultados não são fortes o bastante para afirmar que a depreciação de fato ocorre. A análise dos dados sugere que a política fiscal brasileira deve ser planejada de forma mais cautelosa e a estimação para países como o Brasil deve envolver variáveis como risco-país que são relevantes para países em desenvolvimento.

ABSTRACT

This paper analyzes the impacts of increased in public spending in Brazil. We applied VAR models to identify the responses of variables such as: product, current account, interest and exchange rate to positive shocks in public spending. Exchange rate depreciation was estimated after a positive shock. However, unlike recent empirical literature the results are not strong enough to claim that depreciation occurs. The analysis of the data suggests that Brazilian fiscal policy should be planned more cautiously and that estimation for countries like Brazil should involve variables such as country risk that are relevant for developing countries.

Sumário

1 Introdução	7
2 Impactos da política fiscal para uma economia aberta (IS-LM-BP).....	8
2.1 O mercado de bens e serviços.....	8
2.2 O mercado financeiro.....	9
2.3 O modelo Mundell-Fleming	10
3 Estratégia empírica.....	12
3.1 Análise de estacionariedade das séries.	12
3.2 Identificação do VAR.....	13
3.3 Resultados.....	14
3.3.1 Resultados adicionado risco-Brasil ao modelo	17
4 Conclusão	20

1 Introdução

O presente trabalho tenta analisar os efeitos da expansão dos gastos públicos sobre o produto, a balança de transações correntes e a taxa de câmbio. A literatura teórica prevê que logo após aumentos do gasto público o produto cresce, a balança de transações correntes tem queda e a taxa de câmbio aprecia. Dornbusch e Fischer (1984) fazem uso de IS-LM com curva de Philips para demonstrar esses resultados para a economia americana. Forni e Pisani (2014) encontram resultados semelhantes fazendo uso de um modelo DSGE para a zona do euro.

O crescimento do produto e a apreciação são explicados pelo aumento da demanda do governo e pela resposta da autoridade monetária dado a pressão inflacionaria causada pelo aumento da demanda pública, que por sua vez afeta a taxa de câmbio.

Pesquisas empíricas encontraram resultados diferentes dos esperados pela teoria. Kim e Roubini (2007) encontram que após um choque fiscal positivo a balança comercial americana não sofre queda e a taxa de câmbio aprecia. Já Monacelli e Perotti (2010), usando método de identificação diferente, encontram pequena queda na balança comercial americana e depreciação da moeda. Destarte, os resultados empíricos acerca da depreciação da moeda são uma espécie de puzzle, vez que diferem substancialmente do esperado pela teoria. Contudo, O modelo IS-LM proposto por Obstfeld e Rogoff (1995) consegue prever esse resultado. Segundo eles, se o governo seguir uma regra balanceada de orçamento, um aumento do consumo do governo leva a queda do consumo privado por meio de efeito renda no emprego. Isso reduz a demanda por moeda, para uma oferta de moeda predeterminada, assim é necessário um aumento no nível de preços para restaurar o equilíbrio do mercado monetário. Como Obstfeld e Rogoff (1995) assumem paridade de poder de compra, um aumento relativo do nível preços doméstico levaria à depreciação nominal do câmbio. Outras explicações contemplam a volatilidade da taxa de câmbio e a forte influência de rumores sobre a mesma, como apontado por Fornari et al. (2002).

Para testar a interação das variáveis de interesse para a economia brasileira foi aplicado modelo VAR semelhante ao utilizado por Kim Roubini (2007). Em um segundo VAR foi incluída uma proxy para o risco-Brasil.

Nas próximas seções serão apresentados, respectivamente: modelo teórico IS-LM-BP e suas previsões acerca do aumento do gasto público, o modelo empírico e a comparação dos resultados com o modelo teórico.

2 Impactos da política fiscal para uma economia aberta (IS-LM-BP)

Nessa seção utiliza-se do modelo IS-LM-BP, também conhecido como modelo Mundell-Fleming, para avaliar os impactos de um choque fiscal sobre a balança comercial e a taxa de câmbio.

No modelo DSGE de Forni e Pisani (2014) é esperada apreciação cambial, deterioração da balança de transações correntes e elevação da taxa de juros segundo Miyamoto et al. (2016). O modelo IS-LM-BP apresenta as mesmas previsões segundo Blanchard (2011).

Dessa forma, a escolha do modelo IS-LM-BP se deu pela sua simplicidade, visto que modelos mais recentes DSGE apresentam previsões semelhantes para o impacto de aumento dos gastos públicos sobre o câmbio, as transações correntes, a taxa de juros e o produto. Ademais, o modelo IS-LM-BP apresentado está de acordo com o proposto por Blanchard (2011). Ressalta-se, no entanto, que os modelos DSGE são melhores em captar a transição temporal dos choques, dado que eles incluem tempo como variável diferentemente do modelo IS-LM-BP.

Essa seção está dividida em três partes. A primeira trata do mercado de bens e serviços no modelo. A segunda do mercado financeiro. A terceira faz uso do modelo para predizer os efeitos do choque fiscal.

2.1 O mercado de bens e serviços

Em primeiro lugar é necessário definir o conceito de taxa de câmbio nominal e real. A taxa de câmbio nominal, aqui representada por E , é o valor da moeda nacional em termos da moeda estrangeira. A taxa de câmbio real leva em consideração os preços no mercado nacional e no mercado estrangeiro. Ela é definida como $\varepsilon = \frac{EP}{P^*}$, onde P é o índice de preços no mercado nacional e P^* é o índice de preços no mercado internacional. Alternativamente podemos considerar P como o preço dos bens não comercializáveis e P^* como o preço dos bens comercializáveis.

Em uma economia, a demanda doméstica por bens é composta pelo consumo das famílias, o gasto do governo e o investimento. O consumo das famílias será

representado por C e depende da renda (Y) e dos impostos (T), o gasto do governo será representado por G sendo exógeno ao modelo, por fim o investimento será representado por I , dependendo da taxa real de juros (r) e do nível de renda (Y).

Para avaliar uma economia aberta estamos interessados na demanda por bens domésticos (Z), que adiciona o valor das exportações e subtrai as importações da demanda doméstica por bens. Dessa forma, a demanda por bens domésticos é representada da seguinte forma: $Z = C(G, T) + I(r, T) + G + X(\varepsilon, Y^*) - \frac{IM(Y, \varepsilon)}{\varepsilon}$, em que X é o valor das exportações, IM o valor das importações, Y^* é a renda no estrangeiro e Y a renda nacional. O valor das importações é dividido pela taxa de câmbio pois elas estão sendo comercializadas em moeda nacional.

O mercado de bens está em equilíbrio quando a demanda por bens domésticos é igual ao produto, isto é $Y = Z$ logo temos $Y = C(G, T) + I(r, T) + G + X(\varepsilon, Y^*) - \frac{IM(Y, \varepsilon)}{\varepsilon}$. Isso significa que o equilíbrio não implica em $\frac{IM}{\varepsilon} = X$, ou seja, o mercado de bens pode estar em equilíbrio com déficits ou superávits na balança comercial.

É possível analisar intuitivamente os efeitos de um aumento na demanda doméstica por bens, em especial do aumento do gasto do governo. Um aumento dos gastos do governo não afeta diretamente as importações e as exportações, no entanto ele afeta diretamente o nível da renda, que sobe. O aumento da renda eleva as importações levando a déficits na balança comercial. Isso ocorre porque $\frac{\partial IM}{\partial Y} > 0$, ou seja, quanto maior a renda maior o volume de importação, no entanto as exportações dependem apenas da renda do estrangeiro levando à piora na balança comercial.

2.2 O mercado financeiro

Na economia aberta o mercado financeiro e de capitais é composto por dois mercados. O primeiro mercado é o de moeda e o segundo o mercado de títulos. A análise do mercado de títulos nos permite compreender o efeito da taxa de juros sobre o câmbio, já o mercado de moeda nos permite entender como a taxa de juros é determinada.

Partindo da definição de taxa de câmbio nominal e definindo i como a taxa de juros nominal do país podemos definir a taxa de paridade do mercado de títulos financeiros. O investidor ao decidir qual título comprar está interessado na taxa de câmbio presente (E_t), na taxa de câmbio esperada do próximo período (E_{t+1}^e), nos

juros nacionais (i_t) e nos juros do estrangeiro (i_t^*). esse caso a condição de não-arbitragem desconsidera os custos e os riscos de transação.

Assim definimos a taxa de paridade como: $(1 + i_t) = \frac{E_t}{E_{t+1}^e} (1 + i_t^*)$. A taxa de paridade é uma condição de não-arbitragem, ou seja, significa que os mercados se ajustam de forma que os agentes não podem comprar títulos em um mercado e vender em outro por preço maior.

Se multiplicarmos a taxa de paridade por E_{t+1}^e e rearranjarmos a equação temos $E_t = \frac{(1+i_t)}{(1+i_t^*)} E_{t+1}^e$. Dessa forma, ao realizar uma análise considerando E_{t+1}^e como dado, tudo mais constante, temos que C O efeito contrário ocorre quando a taxa de juros do estrangeiro aumenta.

O mercado de moeda, segundo Blanchard (2011) é composto basicamente por dois fatores. O primeiro é a oferta de moeda, definida pelo Banco Central ou autoridade monetária competente. O segundo é a demanda por moeda, que depende fundamentalmente da renda e da taxa de juros. Quanto maior a taxa de juros, menor a demanda por moeda e quanto maior a renda, maior a demanda por moeda. Com a taxa de juros alta os agentes tendem a aumentar suas poupanças, visto que isso significa aumentar consumo futuro. Por outro lado, uma renda alta significa que os agentes podem consumir mais e isso eleva demanda por moeda.

O equilíbrio no mercado de moeda é dado por $\frac{M}{P} = YL(i)$, ou seja, a oferta real de moeda $\frac{M}{P}$ é igual à renda multiplicada por uma função da taxa de juros. A taxa de juros é definida no mercado monetário e por consequência irá afetar a taxa de câmbio. Considera-se ainda que a autoridade monetária escolhe a quantidade de moeda ofertada e, portanto, tem poder de influenciar a taxa de juros e o câmbio.

2.3 O modelo Mundell-Fleming

Fazendo uso das conclusões anteriores o modelo será composto por três fatores: a condição de equilíbrio do mercado de bens, a condição de equilíbrio do mercado monetário e a condição de paridade do mercado de títulos. A curva IS do modelo representa todas as possibilidades de equilíbrio no mercado de bens:

$$Y = C(G, T) + I(r, T) + G + X(\varepsilon, Y^*) - \frac{IM(Y, \varepsilon)}{\varepsilon}. \quad (1)$$

Já a curva LM do modelo nos dá todas as possibilidades de equilíbrio do mercado de moeda sendo representado por:

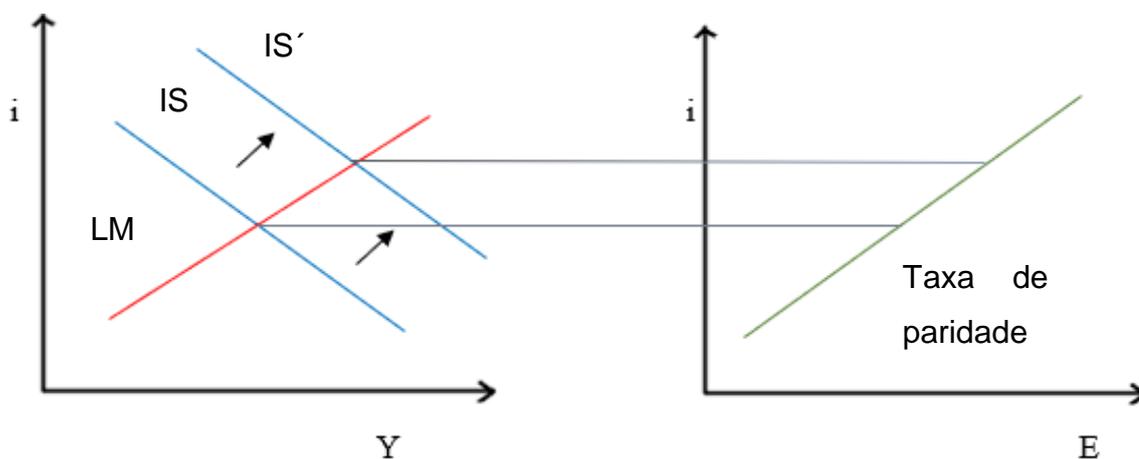
$$\frac{M}{P} = YL(i). \quad (2)$$

O último fator do modelo é a taxa de paridade, que nos permite definir a taxa de câmbio. Dada por:

$$(1 + i_t) = \frac{E_t}{E_{t+1}^e} (1 + i_t^*) \quad (3)$$

O gráfico 1 representa de forma simplificada os efeitos de uma expansão fiscal. A reta em vermelho representa a curva LM, a em azul a Curva IS e a em verde a taxa de paridade. O aumento dos gastos desloca a IS para cima pois aumenta a renda na economia. No entanto esse aumento da renda leva à necessidade de aumento da taxa de juros da economia para manter o equilíbrio no mercado de moeda. O aumento dos juros, por sua vez, leva a uma apreciação cambial.

Gráfico 1 representações do IS LM e taxa de paridade



O resultado do modelo teórico é importante para a análise de política fiscal, sobretudo quando se avalia propostas recorrentes para a economia brasileira. A busca por expansão fiscal, atrelada a taxas de câmbio depreciadas para incentivar a economia, em especial o setor industrial, não condiz com o resultado obtido no modelo. No próximo tópico será realizada análise empírica sobre os efeitos da política fiscal sobre o câmbio.

3 Estratégia empírica

Para estimar os efeitos de choques nos gastos do governo sobre a balança de transações correntes e a taxa de câmbio real é conveniente fazer uso de um modelo VAR. Segundo Kim e Roubini (2007) a estrutura do VAR é ideal para esse tipo de trabalho por permitir maior controle das variáveis endógenas.

Os dados utilizados abrangem o período de 1997 a junho de 2018, organizados com periodicidade trimestral. A escolha do período abordado leva em consideração a disponibilidade de dados confiáveis. A tabela um apresenta as séries utilizadas bem como suas fontes.

Tabela 1 descrição das séries

Série	Fonte
PIB real a preços de 95	IBGE
Despesas do governo em porcentagem do PIB	Tesouro Nacional
Saldo da balança de transações correntes em porcentagem do PIB	Banco Central do Brasil
Taxa de Juros real	Banco Central do Brasil
Taxa de câmbio real e efetiva deflacionada pelo INPC	IPEA-DATA

A ordem a ser utilizada é: Logaritmo do PIB real, despesas do governo em porcentagem do PIB, conta de transações correntes em porcentagem do PIB, taxa de juros real, taxa de câmbio real. Segundo Kim e Roubini (2007) o PIB real é uma variável macroeconômica chave e corrige para o componente cíclico do gasto público. Ademais, a ordem das variadas escolhida para o VAR está de acordo com a proposta por Sims (1980), assim as variáveis mais exógenas e contemporâneas são utilizadas primeiro.

3.1 Análise de estacionariedade das séries.

A literatura existente para o tema, em especial Kim e Roubini (2007) e Monacelli e Perotti (2010) não avaliam em seus trabalhos a estacionariedade das séries. No entanto, para as series brasileiras, testes ADF e Phillips–Perron apresentam resultados que não permitem descartar raiz unitária para algumas séries.

Os testes realizados para o log PIB real do Brasil não permitem desconsiderar a hipótese de não estacionariedade. O teste ADF utilizando o critério AIC para a seleção de *lags* apresentou estatística t de -1.127 e P-valor de 0.6457. O teste Phillips–Perron apresentou P-valor de 0.635 não permitindo acertar estacionariedade.

O resultado do teste ADF é similar ao encontrado por Thornton (2001) para uma série de países da América Latina incluindo o Brasil. Cribari Neto (1990) não consegue rejeitar a hipótese de raiz unitária para o PIB brasileiro entre 1950 e 1985.

Existe evidência de estacionariedade para as despesas do governo em porcentagem do PIB. O teste ADF nos permite rejeitar a hipótese nula de que a série contém raiz unitária a 1%. Dessa forma não foi necessário aplicar a primeira diferença nessa série.

O teste ADF para a conta de transações correntes em porcentagem do PIB tem P-valor de 0.1907, não permitindo rejeitar H_0 . Dado esse resultado, foi aplicada a primeira diferença da série.

Não foi possível descartar a não estacionariedade da taxa de juros real fazendo uso do teste ADF, pois o P-valor encontrado foi de 0.581. Esse resultado, mesmo que contra intuitivo, está de acordo com a literatura empírica. Rapach (2002) diz que encontrar não estacionariedade em séries reais, como a de juros, é comum.

O resultado encontrado com o teste ADF para a taxa de câmbio real e efetiva não permite rejeitar raiz unitária. Com um P-valor de 0.1463 não é possível rejeitar a hipótese nula a 10% conforme padrão da literatura.

Os resultados do teste ADF implicam em não rejeitar a hipótese de raiz unitária para várias séries relevantes. Com esses resultados pode-se optar por rodar o modelo em primeira diferença. Contudo, os testes realizados falham em diferenciar a presença de raiz unitária em uma situação de *near unity root*. Isso é, se a raiz da série for suficientemente próxima de 1, mesmo sendo diferente de 1, o teste não rejeita raiz unitária. Séries como as de taxa de juros real e PIB Real são comumente retratadas na literatura como estacionárias. Kim e Roubini (2007) e Monacelli e Perotti (2010) consideram todas as séries do modelo estacionárias, em especial PIB real e taxa de juros real. Com o intuito de seguir a literatura existente, o modelo VAR utilizado será apresentado em nível.

3.2 Identificação do VAR

Como dito anteriormente, o modelo básico é composto pelas seguintes variáveis: {Logaritmo do PIB real, despesas do governo em porcentagem do PIB, conta de transações correntes em porcentagem do PIB, taxa de juros real, taxa de

câmbio real}, identificadas pelos seguintes nomes respectivamente: {LPIBR, Despesas%PIB, TC%PIB, JurosR, CâmbioR}. Foi utilizado o EViews 10 para todas as estimações desse trabalho. Ressalta-se que a taxa de câmbio utilizada está de acordo com a lógica comumente utilizada no Brasil, assim aumento da taxa de câmbio implica em depreciação da moeda.

O PIB Real controla para o componente cíclico do gasto do governo. Já a taxa de juros real pode indicar as ações de política monetária, podendo assim servir de controle para elas.

A ordem das variáveis foi escolhida seguindo o modelo proposto por Sims(1980). Nesse modelo as variáveis exógenas contemporâneas são colocadas primeiro. Ademais, a ordem das variáveis segue a escolhida por Kim e Roubini (2008) e Sims e Zha (2006).

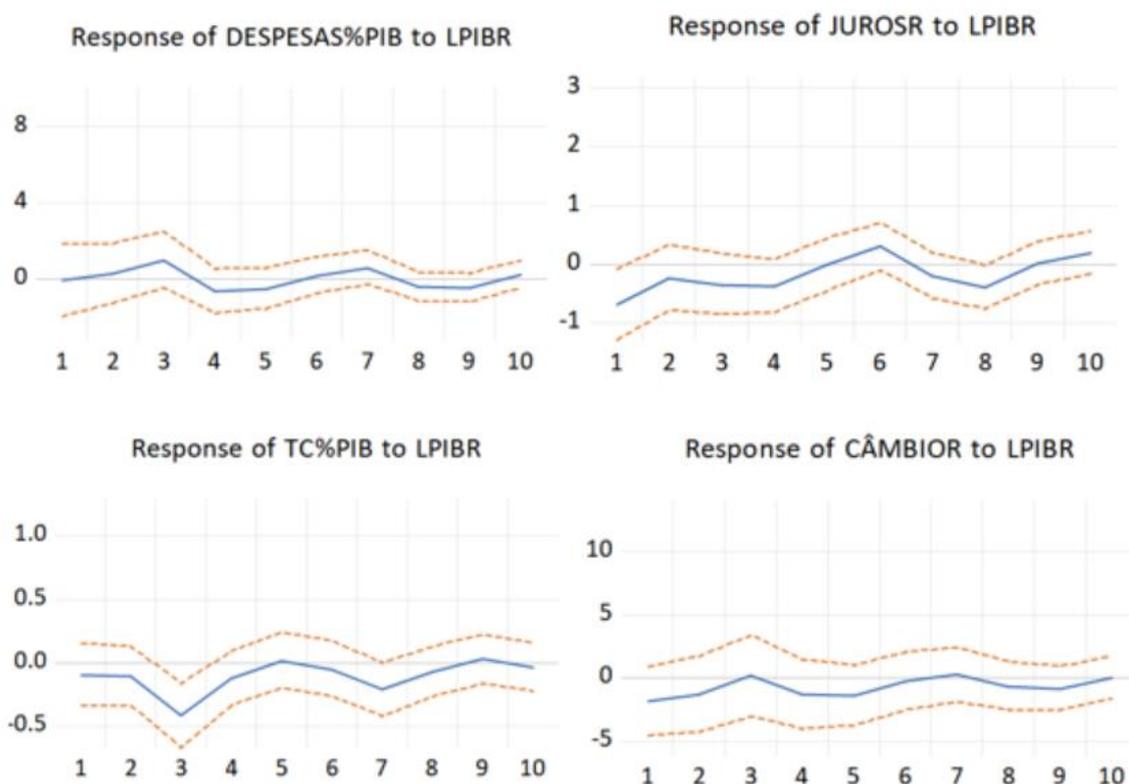
Foram escolhidos três *lags* para o VAR seguindo os critérios AIC, FPE e LR. Resultado diferente do obtido por Kim e Roubini (2008) e Monacelli e Perotti (2010) que fazem uso de quatro lags. Ressalta-se ainda que, pelo critério de informação de Schwarz, foi escolhido apenas um lag.

A literatura foca em países desenvolvidos, como: Estados Unidos, Reino Unido e Austrália. Em países desenvolvidos o risco-país é pouco volátil quando comparável aos países ainda em desenvolvimento. É provável que o impacto do risco-país chave seja, portanto, maior nas variáveis macroeconômicas brasileiras. Por esse motivo, foi construído um segundo VAR incluindo o risco-país do Brasil. O risco foi acrescentado ao segundo modelo usando a média da série diária EMBI+BR produzido pela JP Morgan e disponibilizado no IPEADATA como *proxy*.

3.3 Resultados

Utilizando o método de decomposição de Cholesky, foram estimadas as funções impulso resposta do modelo básico: {LPIBR, Despesas%PIB, TC%PIB, JurosR, CâmbioR}. O gráfico 2 apresenta as funções de impulso resposta a choques no log do PIB real de variáveis selecionadas

Gráfico 2 Impulso resposta a LPIBR



Em resposta a um choque positivo no PIB real as despesas do governo aumentam. Isso está de acordo com o esperado, dado que segundo o site do IPEA (2016) o relatório do Real Instituto Elcano, de 25 de Abril de 2016, os governos dos países da América Latina, em geral, têm despesas pró-cíclicas. Assim, um aumento do produto pode elevar a arrecadação dos impostos e o gasto do governo.

Os juros reais aumentam em resposta a um choque positivo na renda. Esse resultado está de acordo com a maioria dos modelos teóricos atuais segundo Kim e Roubini (2007). Em especial, no modelo Mundell-Fleming, um aumento na renda desloca a curva IS para cima criando a necessidade de aumento dos juros para manter o mercado monetário em equilíbrio.

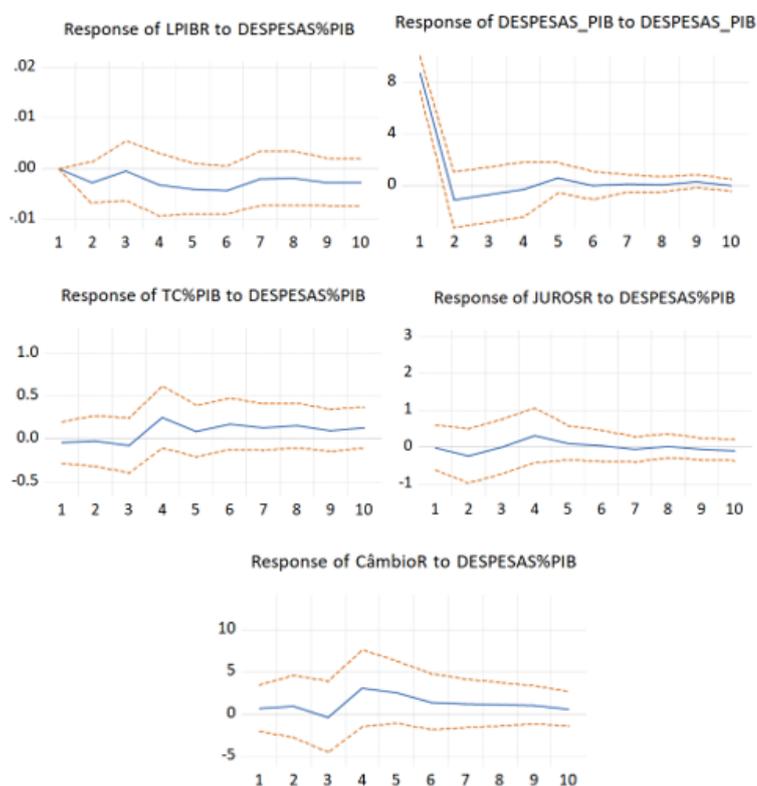
No primeiro período, a balança de transações correntes sofre leve piora com o aumento do PIB real. Essa queda se acentua no segundo período, com recuperação a partir do terceiro período. A piora do saldo da balança de transações correntes, em especial quando medida em porcentagem do PIB, é esperada pelos modelos teóricos. O acréscimo na renda e uma possível apreciação da taxa de câmbio elevam as

importações e reduzem as exportações. Esses efeitos somados reduzem o saldo da balança.

A taxa de câmbio real sofre leve depreciação em resposta a choques no PIB real. Esse resultado não está de acordo com o esperado. Contudo, a falta de correção no modelo para outros tipos de choque que afetam o câmbio pode ser responsável pelo resultado inusitado. Será mostrado à frente que, ao introduzir uma *proxy* para o risco país, o resultado fica mais próximo do previsto pela teoria. Além disso, é necessário considerar que a condição de paridade para o câmbio em geral não vale no curto prazo, dado o impacto de pequenos rumores na taxa de câmbio e consequente alta volatilidade da mesma segundo Blanchard (2017).

Agora é necessário avaliar os impactos do aumento do dispêndio público sobre as variáveis chave. O gráfico 3 apresenta as funções de impulso resposta a choques positivos do gasto público.

Gráfico 3 Respostas a DESPESAS%PIB



O logaritmo do PIB real sofre queda depois de um choque positivo nas despesas do governo. Esse resultado não é esperado pela teoria econômica, contudo, ele pode ser explicado pelo atraso da política fiscal, assim no primeiro

período ele segue em queda, mas sofre recuperação no segundo período. Outra explicação está no fato das políticas fiscais no Brasil serem pró cíclicas como apontado por Gadelha e Divino (2013). É possível que em períodos de crise o governo já esteja incorrendo em grandes déficits primários e ao aumentar os gastos eleve seu risco de *default* e assim ocorra fuga de capitais reduzindo o produto. Ademais, como o intervalo de confiança da função impulso resposta é insatisfatório, é possível que a resposta do PIB real a um choque nos gastos do governo seja de fato positiva.

A balança de transações correntes sofre pequena queda no primeiro período, seguida de pequeno acréscimo no segundo. No quarto período a balança de transações correntes tem aumento de saldo e esse aumento é persistente. A pequena queda inicial é esperada pela teoria, contudo, é difícil justificar o aumento persistente a partir do quarto período.

Os juros respondem ao choque de despesas públicas com queda no primeiro período e aumento no segundo período. Isso pode ocorrer por atrasos na política monetária cujo objetivo é conter pressão inflacionária. Assim, o aumento esperado pela teoria só ocorre no segundo período. Em geral, a política monetária é mais lenta que a política fiscal. Enquanto aumentos do dispêndio público podem ocorrer a qualquer momento por dependerem exclusivamente do Presidente da República, a política monetária depende de reuniões do conselho monetário, que tem datas predefinidas.

A taxa de câmbio sofre leve depreciação no primeiro período, leve apreciação no segundo e depreciação consistente do quarto em diante. A depreciação encontrada não está de acordo com modelos teóricos padrões, contudo é comparável com o resultado encontrado por Kim e Roubini (2007). No entanto, mais uma vez o intervalo de confiança não é satisfatório, podendo reverter a depreciação em apreciação. Também é possível que as expectativas quanto ao câmbio, que são muito voláteis no curto prazo, estejam afetando o resultado encontrado.

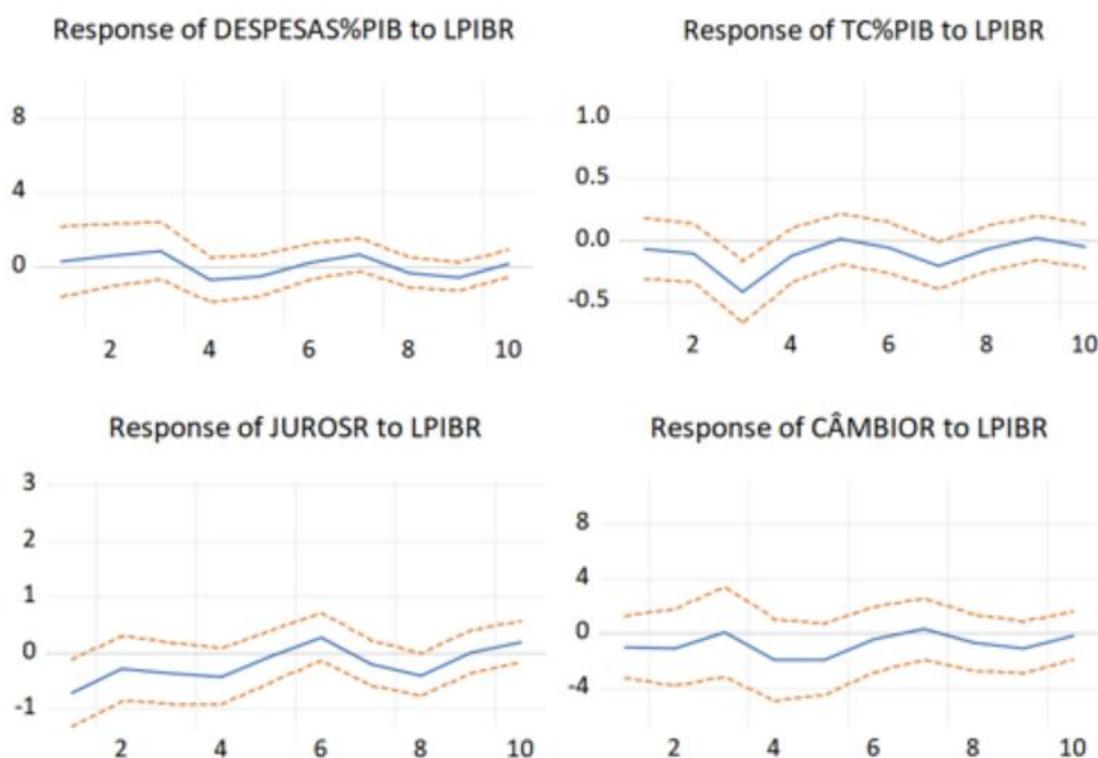
3.3.1 Resultados adicionado risco-Brasil ao modelo

O risco Brasil é variável importante para a determinação das taxas de juros doméstica segundo Garcia e Didier (2003). Como a taxa de juros tem influência direta sobre a taxa de câmbio, adicionar uma *proxy* para o risco-Brasil ao modelo empírico pode corrigir viés de variável omitida.

O EMBI+BR foi escolhido como proxy com base no relatório de cidadania financeira do Banco Central do Brasil publicado em março de 2016. Dessa forma, o novo modelo empírico utilizado é definido por: {LPIBR, Despesas%PIB, TC%PIB, JurosR, CâmbioR, EMBI+BR}.

O gráfico 4 apresenta as funções impulso resposta ao log do PIB real das variáveis selecionadas incluindo o risco-Brasil no modelo.

Gráfico 4 Respostas a LOGPIBR incluindo risco-Brasil



A reação das despesas do governo ao choque positivo no PIB real segue positiva indicando novamente que as despesas do governo brasileiro devem ser pró cíclicas. Os juros reais aumentam no primeiro período e nos períodos seguintes ao choque. O resultado está de acordo com o esperado pelo modelo teórico. Essa melhora de adequação do modelo empírico ao teórico é uma evidência de que, ao omitir o risco país do modelo, a variável de juros real sofre viés.

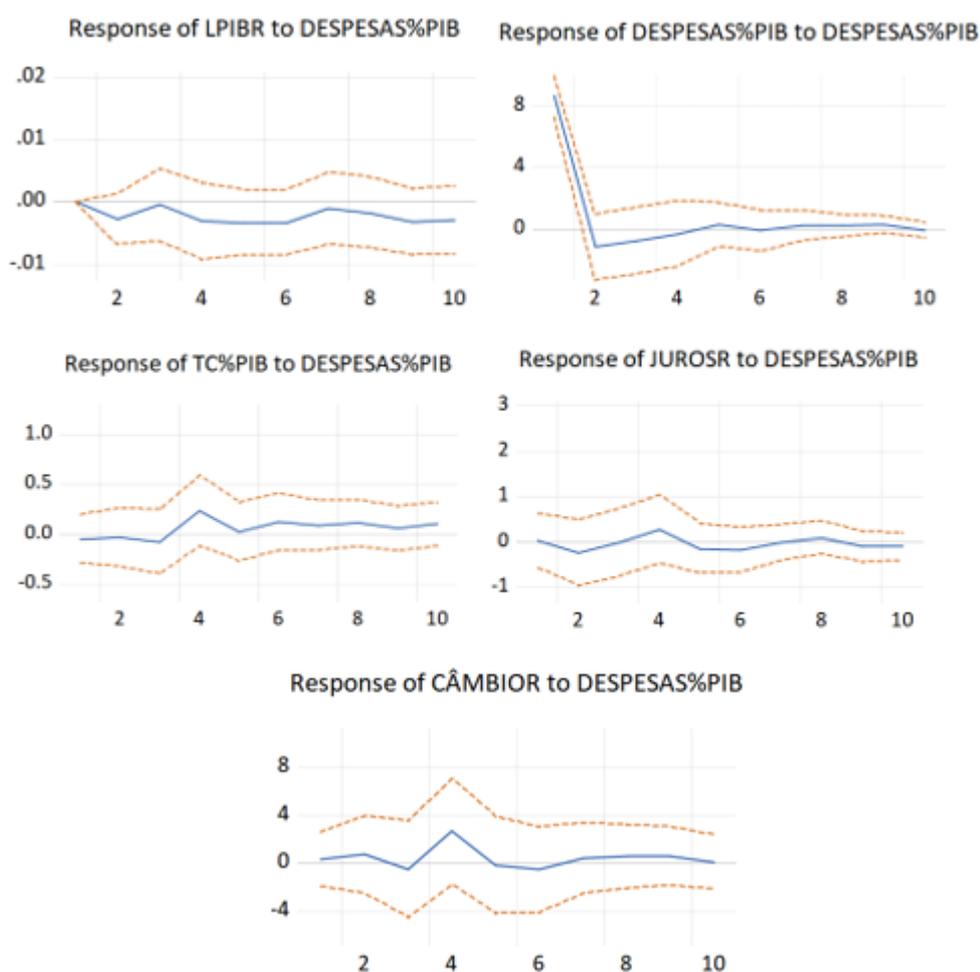
A balança de transações correntes sofre queda nos dois primeiros períodos após choque positivo no PIB real, se recuperando no quarto período e se aproximando do valor inicial. Isso pode indicar que os efeitos do choque na balança de transações correntes são transitórios.

Com a introdução do risco país a taxa de câmbio passa a sofrer leve apreciação nos cinco primeiros períodos. A depreciação sofrida no primeiro período, seguida de apreciação de maior magnitude, pode ser fruto de atrasos de efeito da política monetária. A apreciação do câmbio é fruto do aumento da taxa de juros, que reage ao aumento da renda.

Os resultados do modelo empírico contendo risco-Brasil para os efeitos de choque do gasto público estão de acordo com a literatura teórica, em especial com o modelo IS-LM-BP apresentado na seção 2.

O gráfico 5 apresenta as funções impulso resposta do modelo contendo risco-Brasil para choques nas despesas públicas.

Gráfico 5 Efeitos de choques nas despesas públicas com risco-Brasil



A inclusão do risco país não alterou o resultado obtido para a resposta do Log do PIB real para choques do governo. Novamente, o intervalo de confiança não é

satisfatório e a tendência de queda pode ser revertida. O ideal seria aumentar o tamanho da amostra para obter resultados mais precisos. No entanto, ao lidar com variáveis macroeconômicas é recomendado o uso de dados no máximo trimestrais, como os utilizados nesse trabalho. Assim, a única forma de expandir a base de dados seria abordar períodos anteriores a 1997. Como a crise de hiperinflação brasileira faz com que dados anteriores a 1997 não sejam confiáveis, no momento não é possível inferir muito sobre os impactos no produto brasileiro.

A resposta das despesas públicas a choques de gasto público é a mesma do modelo original, mais uma vez sugerindo que no período seguinte a aumento de gastos públicos o governo corta despesas. A balança de transações correntes responde ao choque de gastos públicos com pequena queda seguida de aumento e estabilização. O resultado é enigmático e contrasta com o encontrado por Kim e Roubini (2007), que encontram aumentos contínuos por aproximadamente três anos na balança de transações correntes depois do aumento do gasto público. Por outro lado, o resultado aqui encontrado se aproxima do encontrado por Monacelli e Perotti (2010) que encontraram leve queda da balança de transações correntes após choque fiscal positivo.

Os juros respondem a um aumento do gasto público com pequena queda no primeiro período e aumento no segundo, seguido de queda e estabilização. O resultado e sua explicação são semelhantes aos encontrados para o modelo sem risco-Brasil. A taxa de câmbio, assim como no modelo básico, tem um intervalo de confiança muito grande. Assim, não é possível realizar inferência com precisão.

4 Conclusão

O modelo empírico utilizado, em especial o segundo, incluindo risco-Brasil, se mostrou satisfatório na previsão a choques no produto. O aumento de juros real, a queda da balança de transações correntes e a apreciação cambial são resultados esperados pela literatura empírica após o choque positivo no produto.

A função impulso resposta do log PIB real para choques de gastos do governo apresenta uma margem de erro grande, de forma que não é possível afirmar se o efeito é positivo ou negativo. A teoria econômica padrão, segundo Kim e Roubini (2007), prevê flutuações positivas no produto no curto prazo depois de aumento dos

gastos do governo. Como exposto, o tamanho da base de dados disponível não é ideal para obter resultados consistentes e confiáveis.

O resultado encontrado para resposta da taxa de câmbio é diferente do esperado, haja vista que o modelo teórico prevê apreciação da taxa de câmbio. O primeiro modelo empírico, sem risco país, prevê depreciação a partir do terceiro período. Já o modelo empírico considerando risco país prevê pequenas flutuações no câmbio que são compensadas por flutuações no sentido oposto. A margem de erro das funções impulso resposta da taxa de câmbio não foram satisfatórias, assim inferências feitas a partir do resultado encontrado devem ser feitas com cautela.

Aumentar o banco de dados, bem como introduzir novas variáveis relevantes para países em desenvolvimento, deve melhorar o modelo empírico utilizado. Pode-se utilizar um modelo teórico microfundamentado para auxiliar na seleção de novas variáveis e aprimorar o modelo empírico.

A pequena queda observada na balança de transações correntes é compatível com literatura teórica e com estudos realizados para os Estados Unidos e Inglaterra como os de Kim e Roubini (2007) e Monacelli e Perotti (2010). No entanto, é difícil explicar essa queda sem apreciação da moeda. É possível que um aumento dos gastos do governo eleve a expectativa de renda futura, elevando o consumo presente não só de bens domésticos, mas também de bens importados. Outro ponto importante é que sem bons resultados para a taxa de câmbio é possível que a pequena queda inicial da balança de transações correntes tenha sido subestimada.

Quanto aos gastos do governo, é possível concluir que aumentos devem ser feitos com cautela. O resultado de queda do PIB real após aumentos do dispêndio público, mesmo que insatisfatório, em conjunto com o resultado de queda do gasto público após choque positivo nas despesas, pode indicar que os agentes preveem a redução dos gastos públicos e ajustam a produção para baixo. A hipótese de apreciação cambial e subsequente piora da balança de transações correntes também não foi descartada, significando que o aumento dos gastos público pode causar efeito contrário ao desejado.

Os resultados inesperados encontrados podem também ser explicados pelas limitações do modelo IS-LM-BP. O modelo IS-LM não é dinâmico, dessa forma os

ajustes ocorrem instantaneamente. Modelos DSGE permitem avaliar melhor os efeitos de choques ao longo do tempo, em especial analisar atrasos de políticas públicas.

A utilização de modelos mais elaborados DSGE com mercados imperfeitos de capitais e utilização de VAR estrutural como metodologia empírica podem melhorar os resultados obtidos e são alvos para pesquisa futura.

5 referências

BLANCHARD, J. M. **Macroeconomia**. 5. ed. [S.l.]: Pearson, 2010.

BLANCHARD, O. **Macroeconomics**. 7. ed. [S.l.]: Pearson, 2017.

CRIBARI NETO, F. O comportamento estocástico do produto no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 20, p. 381-402, 1990.

DIVINO, J. A.; GADELHA, S. R. Uma análise da Ciclicidade da Política Fiscal Brasileira. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 43, n. 4, p. 711-743, 2013.

FORNARI, F. et al. The impact of news on the exchange rate of the lira and long-term interest rates. **Economic Modelling**, n. 4, p. 611-639, 2002.

FORNI, L.; PISANI, M. **Fiscal policy in an open economy: estimates for the euro area**. [S.l.]: [s.n.], 2014.

GARCIA, M.; DIDIER, T. Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 2, 2003.

HTTP://IPDAL.ORG. **IPEA**, 2016. Disponível em: <<http://ipdal.org/relatorio-elcano-sobre-america-latina/>>. Acesso em: 15 nov. 2018.

MONACELLI, T.; PEROTTI, R. FISCAL POLICY, THE REAL EXCHANGE RATE AND TRADED GOODS. **The Economic Journal**, v. 120, p. 437-461, 210.

NGUYEN, T. L.; MIYAMOTO, W.; SHEREMIROV, V. The Effects of Government Spending on Real Exchange Rates: Evidence from Military Spending Panel Data. **Research Department Working Papers**, 2016.

RAPACH, D. E. Are GDP levels Nonstationary? Evidence from Panel Data Test. **Southern Economic Journal**, v. 68, n. 3, p. 473-495, 2002.

ROUBINI, N.; KIM, S. Twin Deficit or Twin Divergence? Fiscal Policy, Current Account, and Real Exchange Rate in US. **Journal of International Economics**, v. 78, p. 362-383, 2008.

THORTON, J. Population growth and economic growth: long-run evidence from Latin America. **Souther Economic Journal**, v. 68, p. 464-468, 2001.