

**POLÍTICAS FISCAIS E MONETÁRIAS NOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA:
UMA ABORDAGEM VAR DE PAINEL**

**FISCAL AND MONETARY POLICIES IN LATIN AMERICAN COUNTRIES: A
VAR PANEL APPROACH**

**POLÍTICAS FISCALES Y MONETARIAS EN PAÍSES LATINOAMERICANOS:
UN ENFOQUE VAR DE PAINEL**

 10.56238/sevened2026.015-020

Leandro Batista Duarte

Doutor em Economia (PIMES)

Instituição: Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)

E-mail: lbduarte@uefs.br

Lattes: <https://lattes.cnpq.br/4806705572357487>

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4968-5368>

Raphael de Jesus Santos

Mestrando em Gestão, Organizações e Sociedade

Instituição: Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/5483590409014936>

ORCID: <https://orcid.org/0009-0001-1422-043X>

João Vitor dos Santos Sobrinho

Graduando em Economia

Instituição: Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)

E-mail: vito.toro.jv1@gmail.com

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7233516391520140>

Orcid: <https://orcid.org/0009-0003-6221-2682>

Maria Orlandia de Melo Belmiro

Mestre em Planejamento Territorial (PLANTERR)

Instituição: Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)

E-mail: nandabelmiro@hotmail.com

Lattes: <https://lattes.cnpq.br/6096534266359996>

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3873-1031>

Geovane dos Reis Dantas

Graduando em Economia

Instituição: Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)

E-mail: reisdantas.geovane@gmail.com

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/9199820627402478>

ORCID: <https://orcid.org/0009-0008-1594-5329>

Paloma Fernandes Freitas

Graduanda em Economia

Instituição: Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)

E-mail: palomaf40@gmail.com

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/2697109693486260>ORCID: <https://orcid.org/0009-0001-6457-6856>**Jamile da Silva Teixeira Goes de Jesus**

Graduanda em Economia

Instituição: Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)

E-mail: milegoes.jg@gmail.com

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/1995947746118476>ORCID: <https://orcid.org/0009-0002-6344-8868>**Carlos Adrian Gomes de Oliveira**

Graduando em Economia

Instituição: Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)

E-mail: adriangomesoliveira@gmail.com

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/4707542051312809>ORCID: <https://orcid.org/0009-0009-4898-7258>**Álefe Sampaio Santiago**

Graduando em Economia

Instituição: Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)

E-mail: alefesampaio.s@gmail.com

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/5834975184778530>ORCID: <https://orcid.org/0009-0004-0633-9627>**Milena Andrade Déo**

Graduanda em Economia

Instituição: Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)

E-mail: Milenandradeo@outlook.com

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/4485474360021985>Orcid: <https://orcid.org/0009-0006-0777-9231>**Edrei Santos de Lima**

Graduando em Economia

Instituição: Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)

E-mail: edreisantoscontact@gmail.com

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/6319106436755020>Orcid: <https://orcid.org/0009-0009-9678-9563>

Valéria Caroline Batista Santana

Graduanda em Economia

Instituição: Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS)

E-mail: valeriacarolin3@hotmail.com

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/9886967351164179>

Orcid: <https://orcid.org/0009-0006-7779-260X>

RESUMO

Este artigo tem como objetivo avaliar o impacto macroeconômico da política fiscal e dos choques de política monetária para os países da América Latina, utilizando como metodologia o modelo Auto-Regressão Vetorial de Painel (PVAR). Além de tentar captar os efeitos das políticas com um modelo mais completo composto por 16 países, o artigo também buscou apresentar novos resultados de uma subamostra como forma de robustez, controlando períodos de instabilidade, como crises econômicas, financeiras e controlando por regime de câmbio flutuante.

Palavras-chave: Política Monetária. Política Fiscal. PVAR.

ABSTRACT

This article aims to evaluate the macroeconomic impact of fiscal policy and monetary policy shocks for Latin American countries, using the Vector Panel Auto-Regression (PVAR) model as methodology. In addition to trying to capture the effects of policies with a more complete model composed of 16 countries, the article also sought to present new results from a sub-sample as a form of robustness, controlling periods of instability, such as economic and financial crises and controlling by exchange rate regime floating.

Keywords: Monetary Policy. Fiscal Policy. PVAR.

RESUMEN

Este artículo tiene como objetivo evaluar el impacto macroeconómico de las perturbaciones de política fiscal y monetaria en países latinoamericanos, utilizando el modelo de autorregresión vectorial de panel (PVAR). Además de intentar capturar los efectos de las políticas con un modelo más completo que incluye 16 países, el artículo también busca presentar nuevos resultados de una submuestra como medida de robustez, controlando periodos de inestabilidad, como crisis económicas y financieras, y la fluctuación del régimen cambiario.

Palabras clave: Política Monetaria. Política Fiscal. PVAR.

1 INTRODUÇÃO

A política econômica é a intervenção do governo na economia com o objetivo de manter elevados níveis de emprego e elevadas taxas de crescimento econômico com estabilidade de preços. As principais formas de políticas econômicas são a políticas fiscais e a políticas monetárias. A primeira afeta diretamente a demanda agregada e o nível de produto da economia pela arrecadação de impostos e do gasto público. Enquanto a política monetária afeta de forma indireta, por meio de intervenções no mercado financeiro (ativos) que influenciam a taxa de juros.

Entende-se por política monetária a atuação do Banco Central para definir as condições de liquidez da economia, ou seja, quantidade ofertada de moeda, nível de taxa de juros entre outros. Alterações na oferta de moeda farão com que a taxa de juros altere-se para qualquer nível de renda. Um aumento de moeda provocará uma queda na taxa de juros para qualquer nível dado de renda. Mediante o impacto sobre a taxa de juros, a política monetária afeta o mercado de bens da economia, e conseqüentemente, o nível de produto. Políticas monetárias expansionistas tendem a reduzir a taxa de juros e a estimular o investimento e o produto.

Entende-se por política fiscal a atuação do governo no que diz respeito à arrecadação de impostos e aos gastos. Estes afetam o nível de demanda da economia. A arrecadação afeta o nível de demanda ao influir na renda disponível que os indivíduos poderão destinar para o consumo e poupança. Dado um nível de renda, quanto maiores os impostos, menor será a renda disponível, e menor o consumo. Os gastos são diretamente um elemento de demanda, quanto maior for o gasto público, maior a demanda e maior o produto. Assim, se a economia apresentar tendência para queda no nível de atividade, o governo pode estimulá-la cortando impostos ou elevando gastos. Ou o inverso, caso o objetivo seja diminuir o nível de atividade.

Neste contexto, surge a necessidade de avaliar se a política fiscal e a política monetária podem ser instrumentos de estabilização influentes para países da América Latina, especialmente para as economias de mercado emergentes. No que diz respeito à política monetária, muitas questões ainda permanecem abertas, nomeadamente, quanto à sua eficácia no controle da inflação e no aumento da produção. Da mesma forma, para a política fiscal, não há consenso sobre seus efeitos macroeconômicos: por um lado, grandes déficits fiscais podem empurrar para fora despesa confidencial; Por outro lado, um estímulo fiscal sustentado pelo investimento público poderia impulsionar a recuperação econômica, em particular, após o colapso de uma bolha de preços de ativos (Agnello; Sousa, 2011 *apud* Jawadi *et al.*, 2016).

O presente estudo contribui empiricamente para o debate existente, concentrando-se nos países da América Latina. Mais especificamente, serão avaliados os efeitos macroeconômicos dos choques de política monetária e fiscal usando um modelo de auto-regressão vetores de painel (PVAR) durante o período de 1992 a 2016. Primeiro será investigado os efeitos de um choque positivo na taxa de juros

para descobrir se há uma contração monetária, ou seja, se terá um efeito negativo sobre a atividade econômica real e se conduz a uma queda gradual do deflator de preços. Em seguida, será avaliado o impacto de um choque positivo nos gastos do governo para mostrar se haverá uma inesperada expansão da política fiscal, isto é, se terá um impacto expansionista sobre o PIB real, um efeito persistente e positivo sobre o nível de preços e, por fim, se não aumenta a taxa de juros.

O artigo está estruturado da seguinte forma: Além desta introdução, a segunda seção apresenta a literatura relacionada. A terceira seção descreve a metodologia econométrica. Em seguida, serão discutidos os dados e os resultados empíricos. Por fim, a quinta seção apresenta as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Existem vários estudos na literatura empírica que investigam sobre os efeitos da política monetária e fiscal nas economias de mercado emergentes. Neste aspecto, Minella *et al.*, (2003) avaliaram os desafios enfrentados pelo regime de metas de inflação no Brasil. Os autores argumentaram que o quadro de metas de inflação desempenhou um papel crítico na estabilização macroeconômica. Destacam dois importantes desafios: construção de credibilidade e volatilidade cambial. As estimativas indicaram os seguintes resultados: (i) as metas de inflação têm atuado como um importante coordenador de expectativas; (ii) o Banco Central tem reagido fortemente às expectativas de inflação; (iii) houve uma redução no grau de persistência da inflação; E (iv) o repasse da taxa de câmbio para os preços "administrados ou monitorados" é duas vezes superior ao dos preços "de mercado".

Já o trabalho de Afonso e Sousa (2012) optou por focar em modelos VAR e uma ordenação Cholesky para identificar choques monetários e fiscais. Construíram um esquema de identificação recursiva: (i) incluem o retorno da dívida pública; (ii) analisa o impacto sobre a composição da produção; (iii) avalia os efeitos nos mercados de ativos (através de preços de imóveis e ações); (iv) adiciona a taxa de câmbio; (v) avalia possíveis interações entre a política fiscal e monetária; (vi) utiliza dados trimestrais, particularmente dados fiscais; e (vii) analisa evidências empíricas dos EUA, U.K., Alemanha e Itália. Os resultados mostraram que os choques das despesas governamentais, em geral, tiveram um pequeno efeito sobre o PIB; Levaram a importantes efeitos de "exclusão"; Tiveram um impacto variado nos preços da habitação e geraram uma rápida queda nos preços das ações; Conduziram a uma depreciação da taxa de câmbio efetiva real. Os choques de receita do governo geraram um efeito pequeno e positivo sobre os preços das casas e os preços das ações que mais tarde reverterem; E levaram a uma apreciação da taxa de câmbio efetiva real. A evidência empírica também mostraram que é importante considerar explicitamente a dinâmica da dívida pública no modelo.

Alguns estudos baseados em um painel de países fizeram uso de *frameworks* VAR de painel reduzido, sendo bem adequados para investigar a transmissão de choques idiossincráticos ao longo do

tempo e unidades. Com isso, Ahmed (2003) investigou os determinantes da dinâmica macroeconômica na América Latina usando um modelo de Auto-Regressão de Vetores de Painel (PVAR). O autor argumenta que, em geral, os choques externos desempenham um papel limitado na condução das flutuações da produção nesses países; Esta ausência de ciclos comuns de negócios prejudica o caso das taxas de câmbio fixas. Por outro lado, embora haja alguma evidência de que as taxas de câmbio reais se depreciem em resposta a choques externos adversos, essa depreciação, por sua vez, tende a contrair a produção no curto prazo. Isso sugere que a rigidez cambial pode não ser tão dispendiosa para essas economias quanto à teoria econômica convencional prevê.

Beetsma e Giuliodori (2011) revisaram as consequências teóricas dos choques das compras governamentais para as economias fechadas e abertas, seguidas de uma discussão da literatura empírica. Os autores fornecem próprias estimativas para os países da UE. Nos resultados, verificaram que um aumento nas compras governamentais eleva a produção, o consumo e o investimento e reduz a balança comercial. No entanto, o efeito estimulante é mais fraco e a redução da balança comercial é maior para as economias da UE mais abertas, consistentes com efeitos de fugas maiores. Além disso, mostraram que os choques de compras governamentais em grandes economias da UE têm consequências não negligenciáveis para a atividade econômica nos principais parceiros comerciais.

Ravn *et al.*, (2012) usaram a análise VAR estrutural do painel e dados trimestrais de quatro países industrializados, documentando que um aumento nas compras governamentais eleva a produção e o consumo privado, deteriorando a balança comercial e causando depreciação na taxa de câmbio real.

Pedroni (2013) propôs uma abordagem estrutural de VAR painel, que leva em consideração as respostas a choques estruturais idiossincráticos e comuns, ao mesmo tempo em que permite a heterogeneidade completa entre os membros da dinâmica de resposta. No contexto desta abordagem estrutural, a estimativa das matrizes de carga para a decomposição em choques idiossincráticos *versus* choques comuns, foi direta e transparente. O método pareceu notadamente bem descoberto as propriedades da distribuição da amostra e da dinâmica estrutural subjacente, mesmo quando os painéis foram relativamente curtos, ilustrado em simulações de Monte Carlo. As simulações também ilustraram que o método do painel (SVAR) pode ser usado para melhorar a inferência, não apenas para as propriedades da distribuição da amostra, mas também para a dinâmica de membros individuais do painel que não possuem dados adequados para uma análise (SVAR) de séries temporais convencionais.

Por fim, Jawadi *et al.*, (2016) utilizaram um modelo de Auto-Regressão Vetorial de Painel (PVAR) para avaliar o impacto macroeconômico da política fiscal e dos choques de políticas monetárias para cinco economias de mercado emergentes: Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul. Como resultado, encontram que as contrações monetárias levam a uma queda na atividade econômica real e as condições de mercado de liquidez, enquanto os choques de gastos do governo têm fortes efeitos keynesianos. Encontram também provas que sustentam a existência de uma posição

acomodativa entre a política orçamental e a política monetária, que é crucial para a tomada de decisões econômicas e políticas.

3 METODOLOGIA

O modelo foi estimado pela metodologia Vetor Painel de Auto-Regressão de forma reduzida (PVAR). Como na abordagem tradicional de auto-regressão vetorial (VAR) este método trata todas as variáveis no sistema como endógenas. Contudo, ele faz uso de uma estrutura de painel, onde é capaz de controlar a heterogeneidade individual não observada. A estrutura do painel também permite aumentar a eficiência, pois evita o viés potencial causado pelo pequeno número de graus de liberdade dos VARs a nível de país.

O modelo VAR painel de segunda ordem é especificado pela seguinte equação:

$$Y_{i,t} = \Gamma_0 + \Gamma(L)Y_{i,t} + v_i + d_{c,t} + \varepsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T_i \quad (1)$$

Onde:

$Y_{i,t}$ é um vetor de variáveis endógenas, Γ_0 é um vetor de constantes, $\Gamma(L)$ é um polinômio matricial no operador *lag*, v_i são efeitos fixos específicos de cada país, $d_{c,t}$ são efeitos de tempo específicos por país e $\varepsilon_{i,t}$ é um vetor de termos de erro.

Foi aplicado um procedimento de dois passos devido à correlação entre os efeitos fixos e os regressores, uma vez que a diferença média-padrão dos dados leva a coeficientes tendenciosos (Holtz-Eakin *et al*, 1999 *apud* Jawadi *et al.*, 2016). Primeiro foi enviado à diferença-média removendo apenas a média de todas as observações futuras disponíveis para cada país-ano (Arellano; Bover, 1995), o chamado procedimento “Helmert”. Depois estimou o sistema por GMM usando os atrasos dos regressores como instrumentos (Blundell & Bond, 1998).

Para a computação das funções impulso-resposta, o estudo utilizou a decomposição usual de *Cholesky* da matriz variância-covariância de resíduos, ou seja, foi transformado o sistema em um VAR "recursivo", importando uma estrutura de identificação triangular (Hamilton, 1994).

Dessa forma, o vetor de variáveis¹ endógenas incluídas no sistema foi representado como: $Y_t = [GDP_t, P_t, GOV_t, IR_t, M2_t]$, em que: 1) PIB real (GDP_t), que é utilizado como indicador da atividade econômica e do ciclo econômico; 2) deflator de preços (P_t), que é baseado no deflator do PIB; 3) Despesa do Governo (GOV_t), que corresponde às Despesas de Consumo Final do Governo Geral e é

¹ Ressalta-se que foram utilizados os logaritmos das variáveis do modelo para permitir as análises das elasticidades.

utilizada como instrumento de política fiscal; 4) a taxa nominal do Banco Central (IR_t), utilizada como instrumento de política monetária; e 5) a taxa de crescimento da oferta monetária ($M2_t$), que capta as preocupações dos Bancos Centrais quanto à dinâmica do mercado monetário (Mallick, 2006).

Com base nos trabalhos de Christiano *et al.*, (2005) e Mallick e Sousa (2012, 2013), consideramos que o PIB real e o deflator de preços reagem à política monetária apenas com um defasamento, enquanto a taxa de crescimento do agregado monetário (M2) responde simultaneamente ao choque da política monetária. Essas variáveis são comumente utilizadas na literatura do ciclo de negócios monetário. Ressalta-se que não foi incluído o preço de mercadoria entre o conjunto de variáveis do sistema.

De acordo com os trabalhos de Blanchard e Perotti (2002), Akitoby e Stratmann (2008), Uhlig (2005), Afonso e Sousa (2011, 2012), Agnello e Sousa (2011, 2013) os efeitos da política fiscal são captados pela interação entre o PIB real, o deflator de preços, o gasto público e a taxa de juros. Seguindo Agnello *et al.*, (2013), o presente trabalho se concentrou no gasto do governo como o instrumento da política fiscal, em vez da receita do governo. Isso também reflete a dificuldade em obter uma identificação adequada dos choques de receita do governo.

Foram utilizados dados para os países da América Latina. Os dados estão disponíveis na periodicidade anual durante o período de 1992 a 2016, permitindo investigar o efeito da crise financeira global. Todos os dados foram obtidos a partir do Banco Mundial.

3.1 VETOR PAINEL AUTO REGRESSIVO E ESTIMAÇÃO GMM²

Considere um painel k -variável VAR de ordem p com efeitos fixos específicos do painel representados pelo seguinte sistema de equações lineares:

$$Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \dots + Y_{it-p+1}A_{p-1} + Y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_{it} + e_{it} \quad (2)$$

$$i \in \{1, 2, \dots, N\}, t \in \{1, 2, \dots, T_i\}$$

Onde:

Y_{it} é um vetor ($1 \times k$) de variáveis dependentes; X_{it} é um vetor ($1 \times l$) de covariáveis exógenas; u_i e e_{it} são ($1 \times k$) vetores de efeitos fixos específicos variáveis dependentes e erros idiossincráticos, respectivamente. As matrizes ($k \times k$) $A_1, A_2, \dots, A_{p-1}, A_p$ e a ($l \times k$) matriz B são parâmetros a serem estimados. Assumir que as inovações possuem as seguintes características: $E[e_{it}] = 0$, $E[e'_{it}e_{it}] = \Sigma$ e $E[e'_{it}e_{is}] = 0$ para todos $t > s$.

² Com base em Abrigo, M. R., & Love, I. (2015).

Os parâmetros acima podem ser estimados em conjunto com os efeitos fixos ou, alternativamente, independentemente dos efeitos fixos após alguma transformação, usando os Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) da equação por equação. Mesmo com a presença de variáveis dependentes atrasadas no lado direito do sistema de equações, as estimativas seriam tendenciosas mesmo com N grande (Nickell, 1981). Embora o viés se aproxime de zero à medida que T aumenta, as simulações de Judson e Owen (1999) encontram um viés significativo mesmo quando $T = 30$.

Vários estimadores baseados no GMM foram propostos para calcular estimativas consistentes da equação (2), especialmente nas configurações fixas T e grandes N . Com a suposição de que os erros não são correlacionados em série, a transformação da primeira diferença pode ser consistentemente estimada equação por equação, instrumentando diferenças atrasadas com diferenças em níveis de Y_{it} de períodos anteriores como proposto por Anderson & Hsiao (1982). Este estimador, no entanto, apresenta alguns problemas. A transformação da primeira diferença aumenta o espaço em painéis desequilibrados. Por exemplo, se algum Y_{it-1} não estiver disponível, então as primeiras diferenças no instante t e $t-1$ também faltam. Além disso, os períodos de tempo necessários em que cada painel é observado aumentam com a ordem de atraso do VAR painel. Como exemplo, para um painel VAR de segunda ordem, os instrumentos em níveis exigem que $T_i \geq 5$ realizações sejam observadas para cada painel.

Arellano e Bover (1995) propuseram o desvio ortogonal para frente como uma transformação alternativa, que não compartilha as fraquezas da transformação da primeira diferença. Em vez de usar desvios das realizações passadas, ele subtrai a média de todas as observações futuras disponíveis, minimizando assim a perda de dados. Potencialmente, apenas a observação mais recente não é usada na estimativa. Uma vez que as realizações passadas não estão incluídas nesta transformação, elas permanecem como instrumentos válidos. Por exemplo, em um painel de segunda ordem VAR, apenas $T_i \geq 4$ realizações são necessárias para ter instrumentos em níveis.

Embora seja equação por equação, a estimativa GMM produz estimativas consistentes do painel VAR, estimar o modelo como um sistema de equações pode resultar em ganhos de eficiência (Holtz-Eakin, Newey; Rosen, 1988).

3.2 IMPULSO-RESPOSTA³

Focando na estrutura autorregressiva do painel VAR na equação (2), tem-se que segundo Lutkepohl (2005) e Hamilton (1994) mostram que um modelo VAR é estável se todos os módulos da matriz complementar \bar{A} são estritamente inferiores a um, onde a matriz complementar é formada por:

³ Com base em Abrigo, M. R., & Love, I. (2015).

$$\bar{A} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_P & A_{P-1} \\ I_k & 0_k & \dots & 0_k & 0_k \\ 0_k & I_k & \dots & 0_k & 0_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0_k & 0_k & \dots & I_k & 0_k \end{bmatrix} \quad (3)$$

A estabilidade implica que o painel VAR é reversível e tem uma representação de média móvel (VMA) de ordem infinita, fornecendo interpretação conhecida às funções estimadas de impulso-resposta e às decomposições de variância de previsão-erro. A função de impulso-resposta simples Φ_i pode ser calculada reescrevendo o modelo como uma média móvel de vetor infinito, onde Φ_i são os parâmetros VMA.

$$\Phi_i = \begin{cases} I_k & , i = 0 \\ \sum_{j=i}^{\infty} \Phi_{t-j} A_j & , i = 1, 2, \dots \end{cases} \quad (4)$$

Os IRFs simples não têm nenhuma interpretação causal, contudo, como as inovações e_{it} estão correlacionadas contemporaneamente, um choque em uma variável provavelmente também será acompanhado por choques em outras variáveis. Suponha ter uma matriz P , tal que $P'P = \Sigma$. Então P pode ser usado para ortogonalizar as inovações como $e_{it}P^{-1}$ e para transformar os parâmetros VMA nas respostas de impulso ortogonalizadas $P\Phi_i$. A matriz P impõe efetivamente restrições de identificação no sistema de equações dinâmicas. Sims (1980) propôs a decomposição de *Cholesky* de Σ para impor uma estrutura recursiva em um VAR. A decomposição, no entanto, não é única, mas depende do pedido de variáveis em Σ . Os intervalos de confiança da função de impulso-resposta podem ser derivados de forma analítica com base na distribuição assintótica dos parâmetros VAR do painel e na matriz de covariância variância de erro de equações cruzadas. Alternativamente, o intervalo de confiança também pode ser estimado usando a simulação de Monte Carlo e os métodos de reescalonamento *bootstrap*.

3.3 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DE PREVISÃO-ERRO⁴

O erro de previsão *h-step* adiante pode ser expresso como:

$$Y_{it+h} - E[Y_{it+h}] = \sum_{i=0}^{h-1} e_{i(t+h-i)} \Phi_i \quad (5)$$

⁴ Com base em Abrigo, M. R., & Love, I. (2015).

Onde:

Y_{it+h} é o vetor observado no instante $t + h$ e $E[Y_{it+h}]$ é o vetor previsto h -step à frente do tempo t . Semelhante às funções de impulso-resposta, são ortogonalizados os choques usando a matriz P para isolar a contribuição de cada variável para a variação de previsão-erro. Os choques ortogonalizados $e_{it}P^{-1}$ têm uma matriz de covariância I_k , o que permite a decomposição direta da variação de previsão-erro. Mais especificamente, a contribuição de uma variável m para a variável h -step à frente previsão-erro da variável n pode ser calculada como:

$$\sum_{i=0}^{h-1} \theta_{mn}^2 = \sum_{i=1}^{h-1} (i'_n P \Phi_i i_m)^2 \quad (6)$$

Onde:

i_s é a s -ésima coluna de I_k . Na aplicação, as contribuições são muitas vezes normalizadas em relação à variável h -step à frente previsão-erro da variável n

$$\sum_{i=0}^{h-1} \theta_n^2 = \sum_{i=1}^{h-1} i'_n \Phi'_i \Sigma \Phi_i i_n \quad (7)$$

Semelhante às funções de impulso-resposta, os intervalos de confiança podem ser derivados de forma analítica ou estimados usando várias técnicas de reescalonamento.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, será apresentada evidência da estimativa do modelo⁵ PVAR para o período de 1992 a 2016. Na primeira parte é mostrada uma análise descritiva do modelo seguido das funções impulso-resposta a um choque positivo na taxa do Banco Central e outro associado a um choque positivo no gasto público.

4.1 ANÁLISE DESCRITIVA

A Tabela 1 apresenta uma série de estatísticas descritivas e na Tabela 2 relata os coeficientes de correlação. Vale ressaltar que todas as variáveis exibem uma correlação significativa com a taxa do banco central e os gastos do governo.

⁵ O modelo foi composto pelos seguintes países: Argentina, Bolívia, Chile, Colômbia, Costa Rica, República Dominicana, Guatemala, Nicarágua, Paraguai, Brasil, Equador, Honduras, México, Peru, Uruguai e Belize.

Tabela 1 – Estatística descritiva.

Variáveis	#Obs.	Média	Desvio padrão	Min	Max.
GDP	375	3.5617	3.2086	-12.0355	14.0362
P	375	22.5558	164.6264	-26.2999	2302.841
GOVS	375	3.8321	6.7269	-41.2828	51.4242
IR	375	37.0551	325.5318	0.5891	5175.241
M2	375	32.2149	199.0494	-50.8120	3280.653

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 2 – Matriz de correlação incondicional

Variáveis	GDP	P	GOVS	IR	M2
GDP	1.000				
P	0.015**	1.000			
GOVS	0.225***	-0.011***	1.000		
IR	0.013***	0.986***	-0.032***	1.000	
M2	0.005***	0.865***	-0.013**	0.779***	1.000

Nota: Símbolos***, **, e *representa nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na Tabela 3 foi avaliada a presença de raízes unitárias nos dados usando os testes de raízes unitárias de painel de Maddala e Wu (1999). Os achados empíricos mostram que todas as variáveis são estacionárias em nível.

Tabela 3 – Testes de raiz unitária para painel.

	GDP	P	GOVS	IR	M2
ADF-Fisher Chi-square	19.603	21.695	22.441	9.058	19.976
p-Value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Fonte: Resultado da pesquisa.

Ao escolher o padrão de atraso ideal do modelo, contamos com um conjunto de critérios consistentes de seleção de momentos e modelos propostos por Andrews e Lu (2001) e recomendados para modelos de VAR painel por Abrigo e Love (2015). De acordo com esses critérios, os modelos devem ser estimados usando apenas um atraso. Os valores por critério são relatados na Tabela 4. Os critérios de Andrews e Lu (2001) são baseados na estatística J de Hansen sobre a identificação de restrições e são análogas a vários critérios de seleção de modelo baseados em máxima probabilidade comum, como o AIC, o BIC e o HQIC. Como alternativa, o estudo também relatou o coeficiente de determinação geral (CD) do modelo. Esses critérios e seu uso para selecionar pedidos de atraso ótimos para modelos de VARs de painel também são delineados e sugeridos por Abrigo e Love (2015).

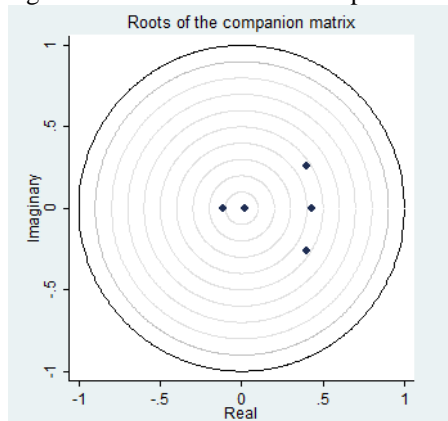
Tabela 4 – Critérios para a ordem de seleção dos lags.

	Lag			
	1	2	3	4
CD	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999
J	126.9127	97.1557	60.1075	36.0902
J (p-value)	0.0358	0.0436	0.1549	0.0702
MBIC	-438.3362	-326.7809	-222.517	-105.222
MAIC	-73.0872	-52.8442	-39.8925	-13.9097
MQIC	-219.5065	-162.6587	-113.1021	-50.5145

Fonte: Resultados da pesquisa.

Também foi verificada a condição de estabilidade e observou-se que os valores médios da matriz dos coeficientes estimados são estritamente inferiores a um. A Figura 1 mostra graficamente os valores estimados das raízes para a matriz complementar, que confirmam que o modelo é estável. Após a estimativa, procedemos, portanto, no cálculo de impulso-respostas.

Figura 1 – Raízes da matriz complementar

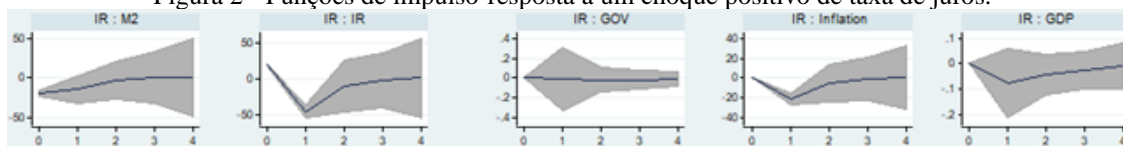


Fonte: Resultados da pesquisa.

4.2 POLÍTICA MONETÁRIA

A análise começa a partir do efeito de um choque de política monetária, ou seja, um choque positivo na taxa nominal do Banco Central. A Figura 2 representa as funções de impulso-resposta, sendo que a linha contínua corresponde à estimativa pontual e as linhas tracejadas são os intervalos de confiança. Estas últimas são aproximadamente um erro padrão acima e abaixo da linha central, de modo que o intervalo entre as duas linhas é cerca de dois erros padrões. Esta configuração também está de acordo com as obras de Leeper e Zha (2003), Afonso e Sousa (2011, 2012), Agnello e Sousa (2011, 2013), entre outros.

Figura 2 - Funções de impulso-resposta a um choque positivo de taxa de juros.



Notas: Cada coluna da figura dá as respostas ao impulso (mais de 4 anos) a um choque de taxa de juros positivo de um desvio padrão (isto é, uma contração monetária). As variáveis respondentes são nomeadas à esquerda de cada linha / gráfico. As linhas tracejadas superior e inferior traçadas em cada gráfico são as bandas de erro-padrão, enquanto a linha contínua corresponde à resposta média.

Fonte: Autores.

Como pode ser visto, um endurecimento da política monetária leva a: (i) uma contração do PIB real e (ii) uma queda mais nítida do deflator de preços no primeiro ano. Observa-se que, o choque na taxa de juros não influencia as despesas do governo e nem o M2.

Para investigar a fração das flutuações nas variáveis endógenas que é devido ao choque da taxa de juros, a Tabela 5 resume a decomposição da variância da previsão-erro.

Tabela 5 – Decomposição da variância do erro de previsão devido ao choque da taxa de juros.

Anos	GDP	P	GOV	IR	M2
2	0.0359	0.2964	0.0311	0.6227	0.0137
4	0.1494	0.3116	0.0267	0.4637	0.0483
6	0.2125	0.2964	0.0298	0.4022	0.0588
8	0.2387	0.2887	0.0316	0.3785	0.0623
10	0.2495	0.2853	0.0324	0.3690	0.0636

Nota: Porcentagem da variação na variável que é explicada pelo choque da taxa de juros.

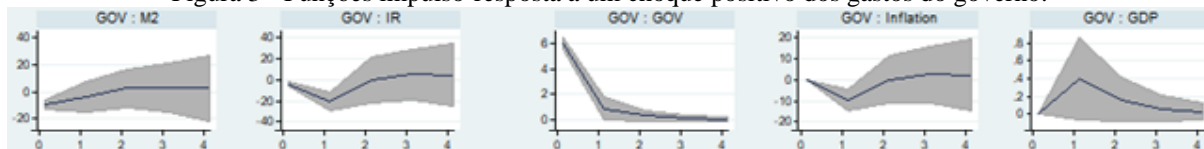
Fonte: Autores.

Os resultados mostram que uma variação inesperada na taxa de juros explica uma dinâmica da produção real de 24,9% no horizonte de 10 anos. O choque da taxa de juros também representa 28,5% da variação no deflator do preço e 6,3% da variação na taxa de crescimento.

4.3 POLÍTICA FISCAL

A Figura 3 mostra as funções impulso-resposta a um choque positivo nos gastos do governo. Pode-se observar que a política fiscal tem um impacto expansionista no produto real no primeiro ano. O aumento das despesas públicas conduz a um aumento do PIB real. Curiosamente, o deflator do GDP cai num primeiro instante após o choque, mas depois se estabiliza.

Figura 3 - Funções impulso-resposta a um choque positivo dos gastos do governo.



Notas: Cada coluna da figura dá as respostas de impulso (mais de 4 anos) a um choque positivo de despesa pública de um desvio padrão (isto é, uma política fiscal expansionista). As variáveis respondentes são nomeadas à esquerda de cada linha / gráfico. As linhas tracejadas superior e inferior traçadas em cada gráfico são faixas de um erro padrão, enquanto a linha contínua corresponde à resposta média.

Fonte: Autores.

A Tabela 5 resume a variância do erro de previsão das diferentes variáveis do sistema que podem ser atribuídas ao choque de gastos do governo. No horizonte de 10 anos, o choque é responsável por 10,75% da variação do produto. Explica também uma fração razoável das flutuações do deflator, cerca de 3%.

Tabela 5 – Decomposição da variância do erro de previsão devido a um choque nos gastos do governo.

Anos	GDP	P	GOV	IR	M2
2	0.0617	0.0263	0.9093	0.0001	0.0009
4	0.0952	0.0295	0.8803	0.0017	0.0067
6	0.1036	0.0308	0.8554	0.0021	0.0079
8	0.1064	0.0314	0.8512	0.0023	0.0084
10	0.1075	0.0317	0.8494	0.0024	0.0087

Nota: Porcentagem da variação na variável de linha que é explicada pelo choque nos gastos do governo.

Fonte: Autores.

4.4 EXCLUINDO EPISÓDIOS DE CRISE

Analisando agora a sensibilidade dos resultados anteriores à ocorrência de crises econômicas, financeiras. Foi criada uma variável *dummy* $D_{i,t}^{NO\ CRISIS}$ que toma o valor de 1 no caso de ausência de episódios de crises, e 0 caso contrário. Em seguida, foi estimada a seguinte variável *dummy* variável-PVAR modelo:

$$Y_{i,t} = \Gamma_0 + \Gamma_{NO\ CRISIS}(L)Y_{i,t}D_{i,t}^{NO\ CRISIS} + v_i + d_{e,t} + \varepsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T_i \quad (8)$$

A Figura 4 apresenta as funções impulso-resposta na ausência de episódios de crise para o choque de política monetária e o choque de política fiscal, respectivamente. Os resultados traçados na Figura estão de acordo com os relatados para a amostra completa e, portanto, corroboram a idéia de que nossos achados não são tendenciosos devido à presença de episódios de crise. Na verdade, sugerem que, em períodos "normais", a política monetária tem um efeito negativo sobre o PIB real e leva a uma queda no deflator do PIB.

Figura 4 - Funções de impulso-resposta a um choque positivo de taxa de juros e nas despesas do governo. (Excluindo episódios de crise).



Fonte: Resultados da pesquisa.

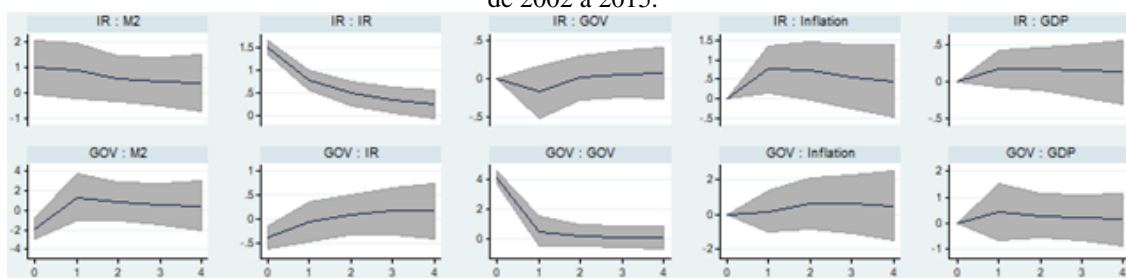
Ainda sobre a Figura 4, o estudo resumiu as funções de impulso-resposta a um choque positivo nos gastos do governo após controlar a presença de períodos de instabilidade. Descobrimos que o choque tem um efeito expansionista sobre o PIB. O aumento inesperado dos gastos do governo também aumenta persistentemente o nível geral de preços. Finalmente, a taxa de juros nominal responde negativamente num primeiro instante ao choque nos gastos do governo, corroborando alguma

flexibilização monetária do Banco Central e, assim, evitando os efeitos de exclusão sobre os gastos privados.

4.5 ANÁLISE DE SENSIBILIDADE

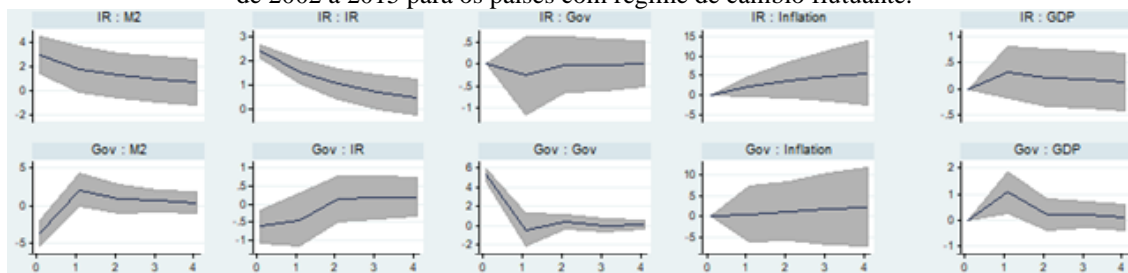
Nesta seção foi apresentada a evidência da estimativa do modelo PVAR para o período 2002 a 2015 para 16 países e 9 países⁶, respectivamente. A ideia é calcular essas estimativas controlando por regime de cambio flutuante como forma de robustez do modelo⁷. As Figuras 5 e 6 mostram as funções impulso-resposta a um choque na taxa do Banco Central e nas despesas do governo.

Figura 5 - Funções de impulso-resposta a um choque positivo de taxa de juros e nas despesas do governo para o período de 2002 a 2015.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 6 - Funções de impulso-resposta a um choque positivo de taxa de juros e nas despesas do governo para o período de 2002 a 2015 para os países com regime de câmbio flutuante.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Os achados empíricos resumidos na Figura 6 estão qualitativamente e quantitativamente em linha com os resultados anteriores. Observa-se que, os resultados, muitas vezes contrários à literatura, não apresentam significância, quando se verifica os intervalos de confiança.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo forneceu evidências de painel sobre o impacto macroeconômico das políticas fiscais e monetárias para 16 economias de mercado, países da América Latina. Usando uma abordagem PVAR, foi mostrado que um aumento inesperado na taxa do Banco Central tem um impacto

⁶ Países que apresentam câmbio flutuante no período em análise e com informações disponíveis. Foram: Chile, Colômbia, Brasil, México, Peru, Uruguai, Paraguai, República Dominicana e Guatemala.

⁷ Os autores também calcularam para países com regime de câmbio fixo, porém devido à quantidade de países, os resultados não foram significativos.

contracionista sobre a atividade econômica real num primeiro instante e, curiosamente não conduz a uma queda no deflator de preços, além de não ter nenhum efeito sobre os gastos públicos. Foi constatado também que uma expansão inesperada dos gastos do governo tem um efeito positivo sobre a produção. Em particular, um choque positivo nos gastos do governo parece ser acompanhado por um aumento do M2, maximizando assim a eficácia da política fiscal.

Vale ressaltar a limitação do estudo quanto às informações disponibilizadas, o que impossibilitou trabalhar com todos os países da América Latina. Além do mais, destacam-se as discrepâncias entre as economias dos países, bem como o regime de câmbio adotado, causando talvez resultados inesperados no modelo.

Como dito na introdução, a ideia do artigo foi contribuir com uma análise sobre as políticas fiscais e monetárias desses países como uma forma de tentativa para explicar a dinâmica do processo, utilizando uma metodologia PVAR. Do ponto de vista das políticas, o trabalho atual sugere que os Bancos Centrais e os governos possam usar suas políticas como importantes ferramentas de estabilização macroeconômica. Além disso, a coordenação das políticas pode revelar-se útil para impulsionar a recuperação da recessão econômica ou evitar pressões inflacionárias durante os períodos de expansão econômica.

REFERÊNCIAS

- Abrigo MR, Love I. Estimation of panel vector autoregression in Stata: A package of programs. manuscript, Febr 2015 available on <http://paneldataconference2015.ceu.hu/Program/Michael-Abrigo.pdf>. 2015 Feb.
- Afonso, A., Sousa, R.M., 2012. The macroeconomic effects of fiscal policy. *Appl. Econ.* 44 (34), 4439–4454.
- Ahmed, S., 2003. Sources of economic fluctuations in Latin America and implications for choice of exchange rate regimes. *J. Dev. Econ.* 72 (1), 181–202.
- Arellano, M. and O. Bover (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error components model. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- Beetsma, R., Giuliodori, M., 2011. The effects of government purchase shocks: review and estimates for the EU. *Econ. J.* 121, F4–F32.
- Blundell, R., Bond, S., 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *J. Econ.* 87 (1), 115–143.
- Hamilton, J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey and H.S. Rosen (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, 56(6), 1371-1395.
- Jawadi, Fredj, Sushanta K. Mallick, and Ricardo M. Sousa. "Fiscal and monetary policies in the BRICS: A panel VAR approach." *Economic Modelling* 58 (2016): 535-542.
- Judson, R.A., and A.L. Owen. 1999. Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists. *Economics Letters*, 65(1), 9-15.
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. New York: Springer.
- Minella, A., de Freitas, P.S., Goldfajn, I., Muinhos, M.K., 2003. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *J. Int. Money Financ.* 22 (7), 1015–1040.
- Pedroni, P., 2013. Structural panel VARs. *Econometrics* 1 (2), 180–206.
- Ravn, M.O., Schmitt-Grohe, S., Uribe, M., 2012. Consumption, government spending, and the real exchange rate. *J. Monet. Econ.* 59 (3), 215–234.
- Sims, C.A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.